

Forslag til en ny lønrelation

Resumé:

dfahg

MOW

Nøgleord: afg

Modelgruppepapirer er interne arbejdsrapporter. De konklusioner, der drages i papirerne, er ikke endelige og kan vFre Fndret inden opstillingen af nye modelversioner. Det henstilles derfor, at der kun citeres fra modelgruppepapirerne efter aftale med Danmarks Statistik.

1. Estimationsligning

Formuleringen af lønkurven tager udgangspunkt i mow30103 og mow16204 og kan formuleres såvel i lønnen som i ledigheden, idet lønkurven giver entydig sammenhæng mellem løn og ledighed. Lønkurven i tilfældet uden forhandling om arbejdstiden er vist i appendiks.

Opskrevet i ledigheden kan lønkurven, når både løn og ledighed forhandles, skrives

$$u^* = f(\Psi^*, \kappa, S, l, w(1-T^a)/p, dt) \quad (1)$$

hvor Ψ^* er arbejdskraftens optimale omkostningsandel, κ er den disponible kompensationsgrad, S er et mål for skattesystems progression, l er arbejdstiden, w er timelønnen og p er forbrugerpriserne. Variablen dt er et tidspolynomium, der fanger øvrige forhold, der kan tænkes at påvirke langsigtledigheden som fx demografi, øvrige aspekter af dagpengesystemet etc. Fortegnet under de forklarende variable angiver fortegn til ledighedens partielle afledte mht. variablen.

Al information om forhold på efterspørgselssiden er, når virksomhederne anvender CES-teknologi, samlet i Ψ^* , mens de øvrige variable afspejler forhold af interesse for arbejdstagersiden.

Trenden afspejler øvrige forhold af betydning for langsigtledigheden fx demografi og ændringer i dagpengeregler udover kompensationsgrad etc.

I tilfældet, hvor kun lønnen forhandles, reduceres (1) til

$$u^* = g(\Psi^*, \kappa, S, dt) \quad (2)$$

således at langsigtledigheden og lønnen påvirkes af arbejdstid og den disponible realløn via arbejdstagernes disnytte af arbejde.

Til estimationsformål specificeres langsigtledigheden som

$$u^* = \beta_1 \log(\Psi^*) + \beta_2 \kappa + \beta_3 \log(S) + \beta_4 \log(l) + \beta_5 \log\left(\frac{w(1-T^a)}{p}\right) + \log(dt) \quad (3)$$

Denne model benævnes i det efterfølgende ledighedsmodellen.

Opskrevet i lønnen fås

$$\Psi^* = g\left(u^*, \kappa, S, l, w(1-T^a)/p, dt\right) \quad (4)$$

Der arbejdes ligeledes med en lineariseret version af (4). Denne model kaldes i det efterfølgende lønkvotemodellen.

$$\begin{aligned}\Psi^* &= \beta_1 \log(u) + \beta_2 \kappa + \beta_3 \log(S) \\ &+ \beta_4 \log(l) + \beta_5 \log\left(\frac{w(1-T^a)}{p}\right) + \log(dt)\end{aligned}\quad (5)$$

Ligevægt på arbejdsmarkedet opnås når $u=u^*$ eller $\Psi = \Psi^*$. I ligevægt antages det, at den effektivitetskorrigerede realløn er konstant, hvilket svarer til en konstant lønkvote. Dette gælder for ligevægtslønnen i forhandlingsmodellen gennemgået i mow30103, når varemarkeds konkurrencen er tilstrækkelig høj. Uligevægte vil give anledning til løninflation, der afviger fra prisudvikling og produktivitetsvækst.

Der opstilles to lønrelationer med formen

$$d \log(w) = \sum_{i=0}^n a_{-i} d \log(q) + \sum_{i=0}^m b_{-i} d \log(z) + \gamma(u_{-1}^* - u_{-1}) \quad (6)$$

og

$$d \log(w) = \sum_{i=0}^n a_{-i} d \log(q) + \sum_{i=0}^m b_{-i} d \log(z) + \gamma(\Psi_{-1}^* - \Psi_{-1}) \quad (7)$$

hvor q er et udtryk for producentprisen, der eksperimenteres i estimationerne med BVT-deflatoren og producentprisen, z er timeproduktivitet, og u er observeret ledighed. Restriktionen $\sum_{i=0}^n a_i = \sum_{i=0}^m b_i = 1$ ønskes pålagt.

Trenden specificeres som

$$dt = \exp\left(\sum_{j=0}^p c_j t^j\right) \quad (8)$$

og pålægges restriktioner, der sikrer, at hældning på polynomiet er nul i endepunkterne.

De to modeller er tæt på at være spejlbilleder af hinanden, der kan alligevel være grunde til at foretrække den ene fremfor den anden. Ledighedsmodellen kræver ikke at man løser for lønnen, der i princippet indgår i både kompensationsgrad, skattesystem og lønkvoten, og synes også let at fortolke. Tilgængelighed fører anvendelsen af denne model til, at der ligger en eksplicit variabel i databanken for langsigtledigheden.

Den væsentligste fordel ved lønkvotemodellen er, at der findes adskillige studier af skatternes påvirkning af lønningerne.

2. Data

Løn

Den anvendte variabel er *lnap*, dvs. løn inklusive ATP og andre pensionsbidrag. Der køres almindeligvis sådan i ADAMs nuværende lønrelation, idet *btaqwh=1*.

Kilde: Nuværende variable fremskrives med udviklingen i summariske lønindeks for industrien. Dette fortsættes. Serien indeholder såvel arbejdere som funktionærer, skal der af denne grund korrigeres i vækstserien for lønnen? ADBK0497 indeholder både funktionærer og arbejdere, der ser ud til at være forholdsvis stor forskel på udviklingen, men MAR11o96 observerer ikke samme forskel. Michael Als lønindeks for industrien tilbage til 1980 er ligeledes baseret på lønoplysninger for både arbejdere og funktionærer. Udviklingen i indekset er identisk med udviklingen i ADAMs lønserie.

Niveauet for *lna*-serien løftes i MAR27n99 på baggrund af strukturstatistikens ”Timeløn for lønmodtagere i industri uden ledelsesansvar”, hvilket begrundes med, at denne serie synes at ”passe med ” ADAMs sædvanlige ”timelønnende arbejdere i industri” begreb.

Her foretages yderligere en ”lille” korrektion, idet serien for *lnap* sættes til 185,42 kr. pr. time i 2000. dette er fortjenesten i alt i industri for alle inkl. elever og unge under 18 år.

Niveauet fremskrives med udviklingen i konjunkturstatistikens lønindeks for industri. Lønindeksets lønbegreb er fortjeneste i alt for arbejdere og funktionærer inkl. elever og unge under 18 år sat i forhold til den præsterede tid.

Der tilbageføres med vækstraterne i *lna* under antagelse af, at time- og månedslønnede historisk har haft tilnærmelsesvis identiske lønvækstrater. jf. MAR11o96 og udviklingen i Michael Als lønindeks for industrien fra 1980->.

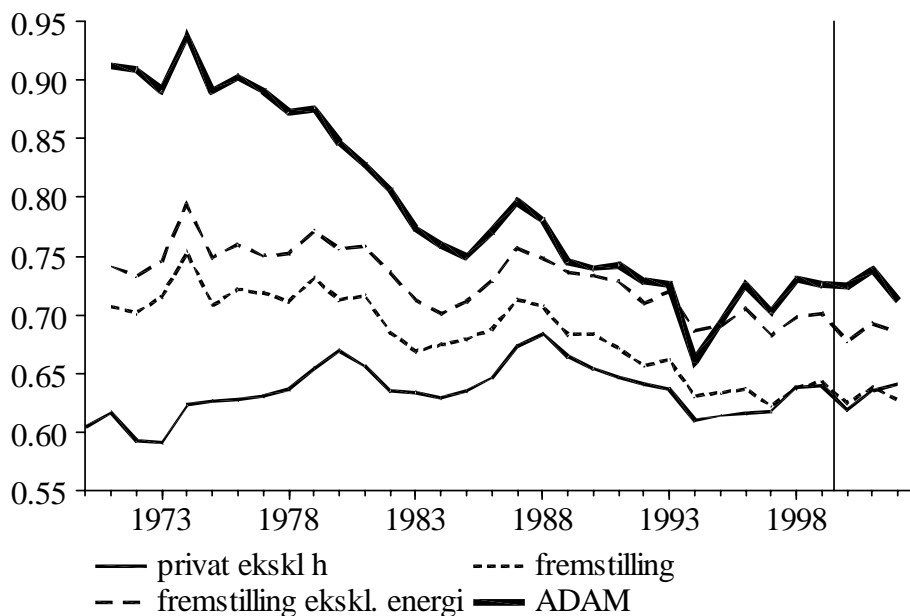
Ledighed

Der har i tidligere papirer været argumenteret for at anvende et udvidet ledighedsbegreb i lønrelationen., der tager højde for, at aktiverede kan betragtes som værende til rådighed for det ordinære arbejdsmarked. Der har dog vist sig at være væsentlig forskel på niveauerne i den tilbageførte serie af aktiverede i *mow23102* og antallet af aktiverede i TMKs befolkningsregnskab, så det er ikke oplagt, at der kan dannes en serie, der er velegnet til estimationsbrug tilbage i tiden. Derfor er der indtil videre estimeret på ledighedsgraden, *bul*, baseret på den registrerede ledighed.

Lønkvote

I ADAM anvendes pt. lønkvoten beregnet på baggrund af den observerede timeomkostning, $lnak$, produktivitet, $kqyfnl$, og bruttoværditilvæksten, $fYfnl$, for fremstillingserhvervene ekskl. energierhverv.

Figur 1



De tre alternative lønkvoteformuleringer vist i figur 1 er alle beregnet på baggrund af nationalregnskabet som lønsum over bruttoværditilvækst. Der ses en væsentlig forskel i den resulterende lønkvote.

Argumentet for at anvende nr-lønkvoten for den samlede private sektor på bestemmelsen af lønnen i fremstillingserhverv er, at ledighedsvariablen vedrører hele økonomien. Endvidere afspejler nr-lønkvoten de timeomkostninger, der ligger til grund for faktorefterspørgselsrelationerne. Man bør dog ved anvendelsen af nr-lønkvoter være opmærksom på, at ikke alle arbejdsgiverafgifter ligger i variabelen. I estimationerne eksperimenteres med de forskellige formuleringer.

Kompensation og skatter

Før skat: tilbageføring af eksisterende serie, $btyd$, der er en fejl først i 70'erne i ADAMs databank. Denne rettes ved hjælp af $adbk0797$. Ændring af lønniveauet indarbejdes.

Den disponible kompensationsgrad og gennemsnits- og marginalskatte beregnes for en gennemsnitslønmodtager og en gennemsnitsdagpengemodtager. Denne tilgang kan forbedres på baggrund af indkomststatistikken fra 1996 og frem.

Skattesystemet kan ikke føres tilbage til før 1970, hvilket begrænser estimationsperioden.

3. Estimationer

Indledningsvis estimeres en lønrelation med ligevægtsbetingelsen formuleret i lønknoten, derefter ses på estimationer med ligevægtsbetingelsen formuleret i ledigheden og dermed estimation af den "langsigtede ledighed".

Der vælges to lag i pris og produktivitet og summen restrikeres. For trenden vælges et trend polynomium af 4. orden, der a priori pålægges endepunktsrestriktionerne, der sikrer, at polynomiets hældning er nul i endpunkterne. Dette opnås, når trenden normeres til 1 i første estimationsår, eksempelvis ved restriktionerne

$$\begin{aligned} c_1 &= 0 \\ c_4 &= \frac{1}{4n^3}(2c_2n + 3c_3n^2) \end{aligned} \quad (9)$$

hvor n er antal observationer.

Lønkvote

Det er indledningsvist forsøgt at lade lønknoten svare til lønknoten i ADAM i dag, således at langsigtsdelen svarer til den nuværende i ADAM bort set fra, at det forsøges at inddrage yderligere forklarende variabler. Forsøgene giver generelt ikke gode resultater med hensyn til estimation af en langsigtslønkvote.

Derefter er det forsøgt at anvende nationalregnskabets lønkvote for de privateerhverv ekskl h-erhvervet. Dette giver følgende resultater

Tabel 1. Estimation 1, urestrikeret

Variabel	Parameter	Estimat	Spredning
Langsigtslønkvote:			
Ledighed.....	β_1	-1,19450	0,648983
Kompensationsgrad...	β_2	-0,296328	0,334857
Progression.....	β_3	0,131188	0,371729
arbejdstid.....	β_4	-0,782976	0,712464
Realløn, disp.....	β_5	-0,202645	0,315298
Trend.....	c_0	7,61984	6,607770
.....	c_2	0,001184	0,00081
.....	c_3	-0,00008	0,00004
BVT-deflator:			
.....	a_0	0,610988	0,128005
.....	a_1	0,361600	0,109017
produktivitet:			
.....	b_0	0,459332	0,114208
.....	b_1	0,406363	0,069848
Tilpasning.....	γ	0,527910	0,333706
Dummy, 1987.....	d_{87}	0,046966	0,019272

$n=30$, log likelihood = 92,6334 $R^2 = 0.946562$, DW = 1,56651

Det ses, at der opnås signifikante parameterestimer for ændringer i BVT-deflatoren, produktivitetsvæksten, for tilpasningsparameteren og parameteren for ledigheden. De øvrige variable estimeres insignifikant.

Derefter har det været forsøgt at fjerne trenden med henblik på at estimere signifikante parametre til de økonomiske variable. Dette har ikke givet tilfredsstillende resultater.

På baggrund af resultaterne fra tabel 1 pålægges så restriktionerne $\beta_i = 0$, $i=2,3,4,5$ og $a_1=(1-a_0)$. Dette giver resultatet

Tabel 2. Estimation 1, Nedtestet

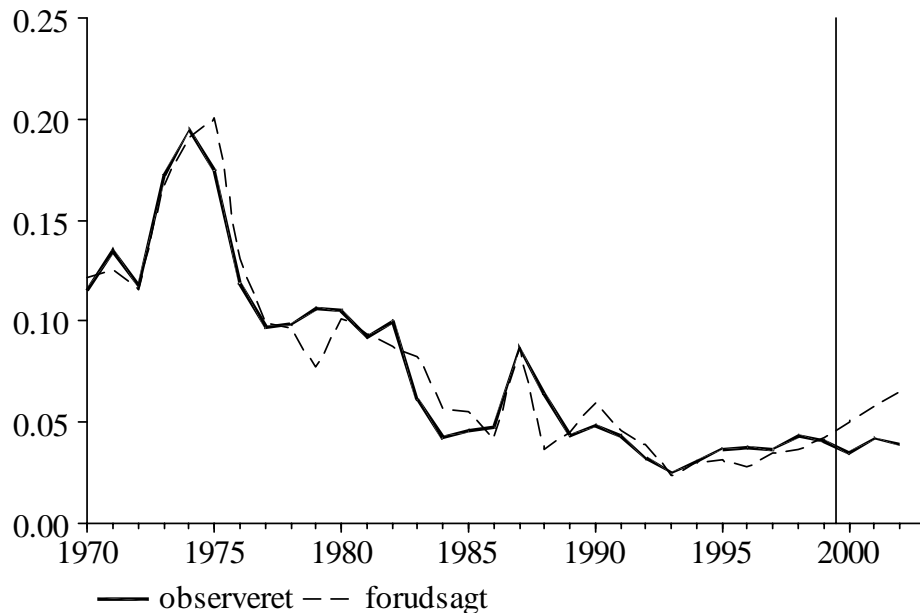
Variabel	Parameter	Estimat	Spredning
Langsigtsledighed:			
Ledighed.....	β_1	-1,42865	0,533906
Trend.....	c_0	0,639507	0,017011
.....	c_2	0,000145	0,000548
.....	c_3	-0,000080	0,000034
Pris.....	a_0	0,620196	0,092753
Produktivitet.....	b_0	0,435164	0,070074
.....	b_1	0,416171	0,059243
Tilpasning.....	γ	0,497567	0,206724
Dummy.....	d87	0,037224	0,016860

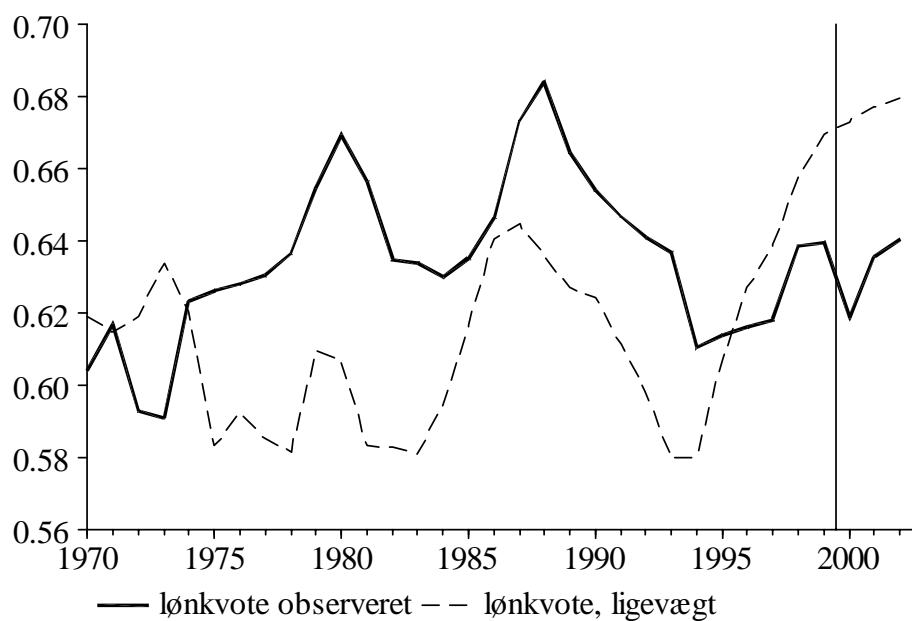
$n=30$, log likelihood=90,6794, $R^2 = 0,938380$, DW = 1,60277

Dummyen for 1987 har primært betydning for autokorrelationstestet og den numeriske værdi af tilpasningsparameteren.

Resultaterne af estimationen er opsummeret i figurerne nedenfor

Figur 2 Løn



Figur 3 Lønkvote*Ledighed*

Resultaterne af estimation af (6) med tilsvarende restriktioner pålagt er vist i tabel 3

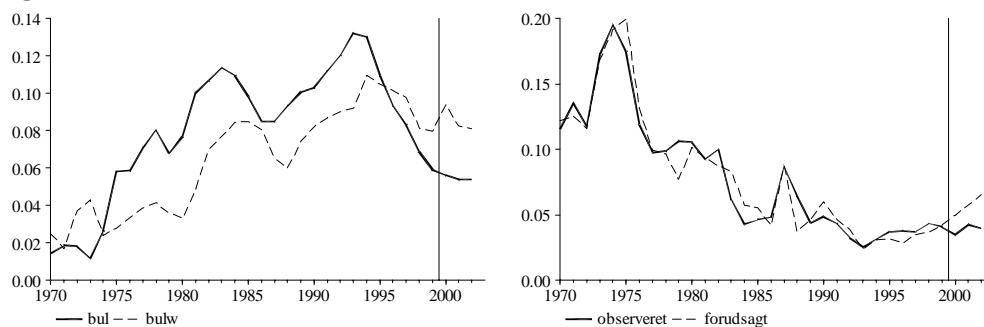
Tabel 3. Estimation 2, Nedtestet

Variabel	Parameter	Estimat	Spredning
Langsigtsledighed:			
Lønkvote.....	β_1	-0,454305	0,167862
Trend.....	c_0	-0,203968	0,084232
.....	c_2	0,001027	0,000343
.....	c_3	-0,000056	0,000023
Pris.....	a_0	0,618384	0,092277
Produktivitet.....	b_0	0,435315	0,69623
.....	b_1	0,415025	0,058954
Tilpasning.....	γ	0,707846	0,213843
Dummy.....	d87	0,037301	0,016723

n=30, log likelihood=90,8498, $R^2 = 0,939109$, DW = 1,60131

Resultaterne fra estimationen er opsummeret i figurene nedefor

Figur 4



Langstigt ledigheden er et spejlbilled af lønkvotefiguren.

Vælges en estimation som vist i tabel 2 eller 3 kan der opnås en længere estimationsperiode ved at forlænge serierne tilbage. Der kan uden problemer forlænges tilbage til 1967. Mens der kræves en udvidet trendformulering, eksempelvis i form af et cubic spline, hvis det ønskes at estimere fra 1950 som i den nuværende lønrelation.

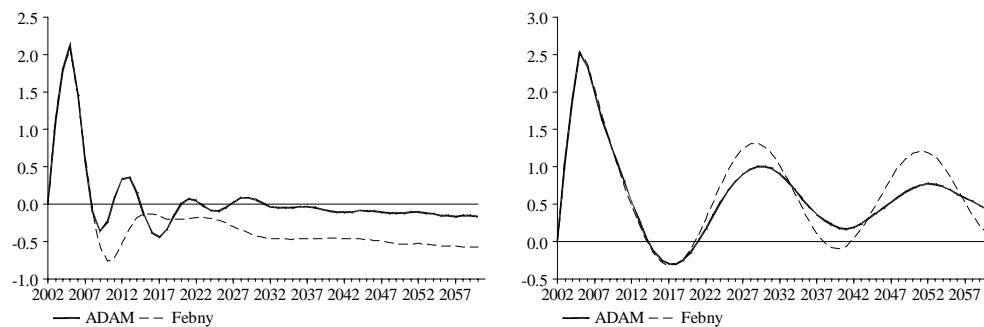
4. Aftestning

Nedenfor lægges lønrelationerne præsenteret i tabel 2 og tabel 3 ind i ADAM og der eksperimenteres.

[BEMÆRK, afsnittet er ikke gennemarbejdet, specielt er det problematisk at lave grundforløb, i hvilke der er sammenlignelighed med ADAM samtidig med, at ligevægtsbetingelsen på arbejdsmarkedet i de ny modeller opfyldes. Afsnittet medtages alligevel for fuldstændighedens skyld.]

Foretages varekøbseksperimentet i lønkvotemodellen med endogen og eksogen rente fås følgende multiplikatorer

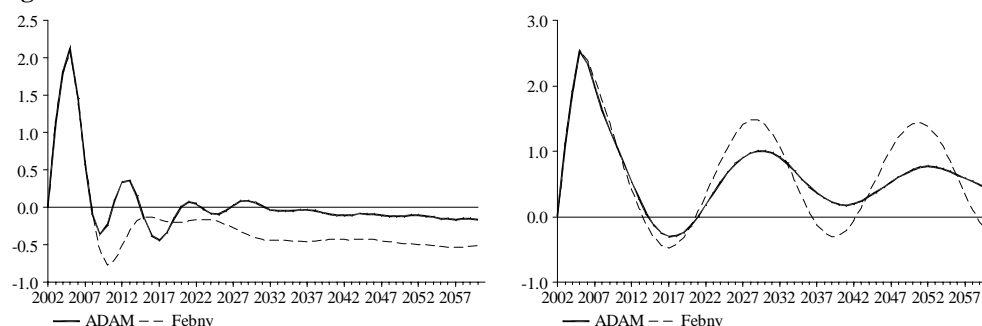
Figur 5



Det ses, at der i forløbet med eksogen rente fås større over-crowding-out, men et glattere forløb, mens der i tilfældet med eksogen rente fås større svingninger.

De samme eksperimenter i ledighedsmodellen giver

Figur 6



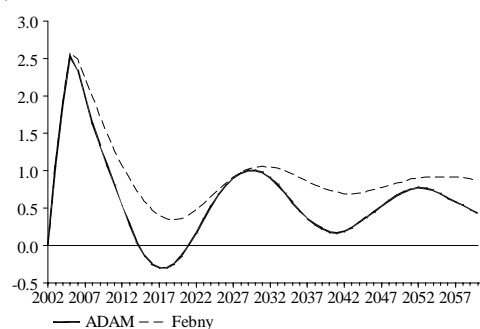
Forløbet er ikke overraskende stort set identisk i ledighedsmodellen, dog synes svingningerne i tilfældet med eksogen rente at være større end i lønkvotemodellen.

Det findes ved at eksperimentere med størrelsen af parameteren til ledigheden henholdsvis lønkvoten, at svingningerne i tilfældet med eksogen rente afhænger kraftigt af denne parameter.

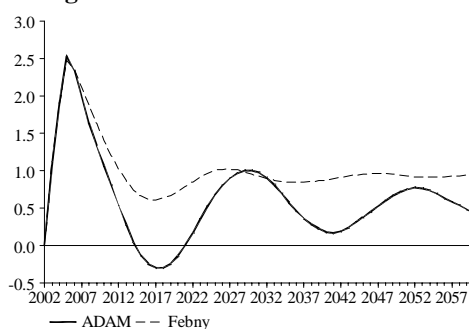
Sænkes parameteren til ledigheden i lønkvotemodellen numeriske til -1 og øges parameteren til lønkvoten i ledighedsmodellen numerisk til -1 fås følgende resultater i varekøbseksperimentet med eksogen rente

Figur 6

lønkvotemodell



Ledighedsmodel



Det ses, at prisen for mindre svinginger tilsyneladende er, at der ikke er fuld crowding out.

5. Konklusioner

Der kan estimeres relationer med rimelige empiriske egenskaber.

Lønrelationerne virker tilsyneladende rimeligt i den samlede model, når renten er endogen. For eksogen rente fås øgede svingninger i tilpasningen.

Appendiks

Når modellen i mow30103 udvides med skatter fås følgende lønkurve

$$u = -\frac{1}{1-\kappa} S \frac{\gamma}{(1-\varepsilon-\sigma-\gamma\sigma)\Psi^* - \gamma\sigma} \quad (10)$$

$$\omega = (1-\varepsilon-\gamma+\gamma\sigma) < 0$$

hvor Ψ^* er ligevægtslønvoten. Indsættes den faktiske lønvote og løses for lønnen, fås

$$\log(w) = \log(q) + \log(z) - \log(1+\tau) + \log\left(\frac{\sigma}{\omega} - \frac{1}{u\omega} \frac{\gamma}{1-\kappa} S\right) \quad (11)$$

hvilket stort set svarer til ADAMs lønrelation når der ses bort fra skatterne.