

Arbejdsmarkedet i ADAM april 2004

Resumé:

Der gives

MOW

Nøgleord: løn, arbejdsmarked, arbejdstid, personskatter

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.

I papiret beskrives arbejdsmarkedet, som det ser ud i ADAM-versionen 2004. Endvidere gives en kort beskrivelse af arbejdsrapporter skrevet i forbindelse med udviklingen af det nye arbejdsmarked.

Papiret disponeres som følger:

1. Beskrivelse af ADAMs arbejdsmarked
2. Løndannelsen
3. Arbejdsudbud
4. Datakonstruktion
5. Modelegenskaber – sammenligning med feb02
6. Beskrivelse af forløbet

Punkt 1 kan betragtes som en gennemgang af specielt de modelgruppepapirer, der er skrevet undervejs og som ikke har vist sig at føre til brugbare resultater, mens punkt 2 – punkt 4 kan betragtes som en overordnet gennemgang af, de resultater der har ført til modelligninger. I disse afsnit henvises til relevante modelgruppepapirer. Specielt vedrører punkt 4 situationen, hvor løndannelse og arbejdsudbud antages at afhænge af skatter mm. I appendiks findes ligningerne, der beskriver arbejdsmarkedet i april 2004.

1. Beskrivelse af ADAMs arbejdsmarked

Arbejdsmarkedet i ADAM kan fortolkes som et marked hvor en arbejdskraftudbyder har et diskret valg mellem deltagelse og ikke-deltagelse. Mens løn og arbejdstid bestemmes i forhandling mellem fagforeninger og virksomheder.

Bestemmelsen af arbejdsstyrken tager udgangspunkt i en arbejdsmarkedsbalance, der opdeler befolkningen i den arbejdsdygtige alder¹ på baggrund af individets status. På arbejdsmarkedet kan individet være beskæftiget i ordinær beskæftigelse, beskæftiget i støttet beskæftigelse eller ledig. Udenfor arbejdsmarkedet kan et individ være under uddannelse, i uddannelsesaktivering, under revalidering, på sygedagpenge, på barselsorlov, på arbejdsmarkedsorlov, under tilbagetrækning, modtage førtidspension, modtage kontanthjælp eller være i en restgruppe.

Bestanden af personer i uddannelse og aktivering i uddannelse antages at være konjunkturfølsom, således at faldende ledighed vil reducere bestanden i disse ordninger og derfor føre til en konjunkturmedløbende arbejdsudbud. Der gives endvidere mulighed for at endogenisere deltagelsen i tilbagetrækningsordningerne, således at lavere kompensation til efterlønnere reducerer deltagelsen i ordningen.

Arbejdstiden er som udgangspunkt bestemt af den gennemsnitlige arbejdstid, deltidsfrekvens og en indikator for konjunktoren, således at arbejdstiden er eksogen, når der ses bort fra konjunkturmedløb. Det er muligt, at endogenisere arbejdstiden i forhold til ændringer i skatter mm.

¹ Defineret som befolkningen i alderen 16-66 år plus beskæftigede over 66 år.

Lønrelationen kan fortolkes indenfor rammerne af forhandlingsmodellen, og det er muligt at lade lønnen afhænge af ændringer i skattesystemet og den disponible kompensationsgrad.

2. Løndannelsen

Lønrelationen i April 2004 er

$$\begin{aligned}
 \text{Dlog}(\ln a_1) &= 0.6436 * 0.5 * (\log(\text{pxn}) - \log(\text{pxn}(-2))) \\
 &- \text{Dlog}((\ln a_1 + \text{btaqwh} * \text{taqwh}_1) / \ln a_1) \\
 &+ 0.2575 * 0.5 * (\log(\text{pcp}/\text{pxn}) - \log(\text{pcp}(-2)/\text{pxn}(-2))) \\
 &- 0.2575 * 0.5 * (\log(1 - \text{tss0u}) - \log(1 - \text{tss0u}(-2))) \\
 &- 1.1558 * ((1/3) * \text{Dif}(\text{bul}_1) + (2/3) * \text{Dif}(\text{bul}_1(-1))) \\
 &+ 0.1429 * (\log(\text{kqyfnl}_1) - \log(\text{kqyfnl}_1(-1))) \\
 &+ 0.2126 * (1 - \text{ddtlnap}) * (\log(\text{dtlnap}) - \log(\text{dtlnap}(-2))) \\
 &- 0.2126 * ((\log(\ln a_1(-2)) / (\text{pyfnl}(-2) * \text{kqyfnl}_1(-2))) \\
 &+ 4.7150 * \text{bul}_1(-2) - 0.5809 * \text{btyd}_1(-2) * \text{ddtlnap} \\
 &- (1 - \text{ddtlnap}) * 0.5809 * \text{btyd}_1(-2) \\
 &- (1 - \text{ddtlnap}) * \log(\text{dtlnap}(-2))) \\
 &+ 0.03861 * d4795 - 0.02074 \text{ \$}
 \end{aligned} \tag{1}$$

Denne er når $\text{ddtlnap} = 1$, hvilket er standardværdien i databanken, identisk med lønrelationen i februar 2002, når der ses bort fra små korrektioner i parametrene.² Sættes $\text{ddtlnap} = 0$ fås, at langsigtsligevægten på arbejdsmarkedet via trenden dtlnap påvirkes af fx personskatter og den disponible kompensationsgrad for ledige. Udviklingen i dtlnap styres af relationen

$$\begin{aligned}
 \text{Dlog}(\text{dtlnap}) &= (\text{ehgwl} * \text{Dlog}(\text{Haw}/\text{hawe}) \\
 &+ \text{ebtyddl} * \text{Dlog}(((\text{btydd} + d99(-1)) * (1 - d7199) + d7199) \\
 &\quad / ((\text{btydde} + d99(-1)) * (1 - d7199) + d7199)) \\
 &+ \text{bwb} * \text{etss0wl} * \text{Dlog}((1 - \text{tss0wb}) / (1 - \text{tss0wbe})) \\
 &+ \text{bwm} * \text{etss0wl} * \text{Dlog}((1 - \text{tss0wm}) / (1 - \text{tss0wme})) \\
 &+ \text{bwt} * \text{etss0wl} * \text{Dlog}((1 - \text{tss0wt}) / (1 - \text{tss0wte})) \\
 &+ \text{bwb} * \text{etssmw}_1 * \text{Dlog}((1 - \text{tssmw}_b) / (1 - \text{tssmw}_be)) \\
 &+ \text{bwm} * \text{etssmw}_1 * \text{Dlog}((1 - \text{tssmw}_m) / (1 - \text{tssmw}_me)) \\
 &+ \text{bwt} * \text{etssmw}_1 * \text{Dlog}((1 - \text{tssmw}_t) / (1 - \text{tssmw}_te)) \\
 &+ \text{epcpl} * \text{Dlog}((1 - \text{tsda}) / (1 - \text{tsdae})) \\
 &+ \text{epcpl} * \text{Dlog}(\text{pcp}/\text{pcpe}) * (1 - \text{ddtlnap}) \\
 &+ \text{ddtlnap} * \text{Dlog}(\text{zdtlnap}) \text{ \$}
 \end{aligned} \tag{2}$$

hvor haw er den ønskede aftalte arbejdstid, btydd er den disponible kompensationsgrad, $\text{tss0w}\{j\}$ og $\text{tssmw}\{j\}$, $j = b, m, t$ er gennemsnitsskat og marginalsat for henholdsvis skatteydere på personskattesystemets bund-, mellem- og topskattetrin. $\text{bw}\{j\}$ er andelen af skatteydere på hvert af

² Der har i forbindelse med arbejdsmarkedsprojektet været estimeret og aftestet lønrelationer af typen

$$d \log(\ln a_p) = \sum_{j=0}^n \alpha_j d \log(\text{pyfnl}_{t-j}) + \sum_{i=0}^m \beta_i d \log(\text{kqyfnl}_{t-i}) - \gamma(\text{bul}_{-1} - (\eta \text{lk}_{-1} + dt))$$

hvor $\sum_{j=0}^n \alpha_j = \sum_{i=0}^m \beta_i = 1$, og hvor lk er lønknoten, mens dt er en trend.

Relationer af denne type kan estimeres, se fx mowyyyy, og knytter prisinflation og produktivitetsudvikling tættere sammen end i relationen i apr 2004. Der ventes dog med at introducere en relation af denne type til næstkommende modelversion for at få mulighed for at afdække, hvilke betydning den ny relation har for de samlede modelegenskaber.

personskattesystemets skalatrin. Variabler med efterstillet e er udgangsskønsvariabler. Variablene $e\{i\}$, $i = hgwl, btyddl, tss0wl, tssmwl, pcpl$ er lønnens elasticitet med hensyn til aftalt arbejdstid, disponibel kompensationsgrad, gennemsnitsskat, marginalskat henholdsvis forbrugerpris og arbejdsmarkedsbidrag.

Eksempelvis haves det for den disponible kompensationsgrad, at $btydd = btydde$ i en grundkørsel. Stødes til fx dagpengesatsen så den disponible kompensationsgrad mindskes med 1 pct. fås, at $dlog(dtl nap) = ebtyddl$, hvilket på langt sigt alt andet lige flytter ligevægtslønnen med $ebtyddl$ procent. [LAV EKSPERIMENTET I LILLE MODEL]

Den disponible kompensationsgrad $btydd = Ydl/Ydna$. De disponible indkomster for beskæftigede, $Ydna$, henholdsvis dagpengemodtagere, Ydl , er bestemt som

$$Ydna = (lnap * Hgwn * (1 - (tsda + taqwy1)) - taqwh1) * (1 - tss0w) * (1 - d7199) \quad \$ \quad (3)$$

og

$$Ydl = ttyd * (1 - taqwy1) * (1 - tss0l) * (1 - d7199) \quad \$ \quad (4)$$

hvor $lnap$ er den gennemsnitlige timeløn i fremstillingserhvervene, $Hgwn$ er den gennemsnitlige årlige arbejdstid i fremstillingserhvervene, $tsda$ er satsen for arbejdsmarkedsbidraget, $taqwy1$, er bidrag til den særlige pensionsordning, $taqwh1$ er atp-satsen, mens $tss0w$ og $tss0l$ er den gennemsnitlige indkomstskat for henholdsvis en beskæftiget og en ledig.

Dummykonstruktionen i langsigtssiden af lønrelationen og formuleringen af trenden sikrer, at modellen giver samme grundforløb for $ddtl nap = 1$ og $ddtl nap = 0$.

Estimationen af lønrelationen (1) er beskrevet i RHM27404, mens formuleringen af trenden (2) er beskrevet i MOW16204. Forskellige estimationer af en lønrelation af typen beskrevet i fodnote 2, og eksperimenter med relationen i den samlede model findes i mow16104.

3. Arbejdsudbud

Det samlede arbejdsudbud i ADAM opgøres som det samlede antal udbudte timer. Det samlede antal timer opdeles i modelleringen i en deltagelsesbeslutning og en timebeslutning. Man kan således bedst fortolke den individuelle arbejdsudbudsbeslutning som et diskret valg mellem deltagelse og ikke-deltagelse til en given arbejdstid og løn. Mens timebeslutningen og løndannelsen kan fortolkes som forhandlet mellem arbejdsgiver- og arbejdstagersiden.

arbejdsmarkedsdeltagelsen

Modelleringen af arbejdsmarkedsdeltagelsen tager udgangspunkt i befolkningsformodellen Uadam, der giver et befolkningsregnskab på et-års aldersintervaller.

Arbejdsstyrken defineres som

$$U_{a1} = (U_w - U_{wxa}) * (1 - D_{7184}) + U_{a1e} * D_{7184} \quad (5)$$

hvor U_{a1} er den arbejdsstyrken målt i hoveder, U_w er den potentielle arbejdsstyrke bestemt som befolkningne i alderen fra 15 år til pensionsalderen plus personer, der er ældre end pensionsalderen, men fortsat i beskæftigelse. U_{wxa} er personer i alderen fra 15 år til pensionsalderen, der er udenfor arbejdsstyrken. Dummykonstruktionen skyldes, at Uadams befolkningsregnskab kun kan føres tilbage til 1985.

Personerne udenfor arbejdsstyrken, U_{wxa} , fordeles i en række ordninger, således at

$$U_{wxa} = (U_{uxa} + U_{akg} + U_{akf} + U_{rev} + U_{sxa} + U_{sb} + U_{mf} + U_{ef} + U_{fox} + U_{kxa} + U_r - (U_{r1} + U_{r2})) * (1 - d_{U_{wxa}}) + d_{U_{wxa}} * Z_{U_{wxa}} \quad (6)$$

hvor U_{uxa} er unge under uddannelse udenfor arbejdsmarkedet, U_{akg} er personer aktiveret i uddannelse med uddannelsesgodtgørelse, U_{akr} er andre aktiveret udenfor arbejdsmarkedet, U_{rev} er personer på revalideringsordning, U_{sxa} er personer på sygedagpenge, U_{sb} er personer på barselsorlov, U_{mf} er personer på arbejdsmarkedsorlov, U_{ef} er personer i tilbagetrækningsordninger, U_{fox} er førtidspensionister, U_{kxa} er kontanthjælpsmodtagere, mens U_r er en restgruppe, og U_{r1} og U_{r2} korrigerer for dobbelttællinger, jf. dokumentationen for Uadam. Dummyen er indført for at lette fremskrivningen af arbejdsstyrke og beskæftigelse i konjunkturfremskrivninger.

Det antages at deltagelsen i ordningerne U_{rev} , U_{sxa} , U_{sb} , U_{mf} , U_{fox} , U_{kax} og U_r samt U_{r1} og U_{r2} er eksogene i modelkørsler.

Deltagelsen i uddannelse, U_{uxa} , og aktivering i uddannelse, U_{ak} , antages at være konjunkturafhængige, ændringer i disse variable afløser discouraged worker effekten i februar 2002 versionen. Endelig opstilles en model for deltagelse i støttet beskæftigelse, Q_{mf} , der ikke påvirker arbejdsmarkedsbalancen.

Endeligt er det muligt at lade deltagelsen i tilbagetrækningsordningerne, U_{ef} , afhænge af den disponible kompensationsgrad i tilbagetrækningsordningerne.

Modellering af U_{uxa}

Personer i ordinær uddannelse udenfor arbejdsmarkedet antages at kunne reagere på en forbedret beskæftigelsessituationen ved 1) at arbejde under uddannelsen 2) ved at fremskynde afslutningen af uddannelsen. Arbejde ved siden af uddannelse vil typisk have karakter af deltidsarbejde, således at

ændringer i $Uuxa$ burde påvirke den gennemsnitlige arbejdstid. Dette er ikke modelleret. Derfor fortolkes ændringerne i $Uuxa$ i forbindelse med ændringer i konjunktoren som i 2).

Relationen for $Uuxa$ er

$$Uuxa = (-0.37229 * Dif(Q1/U1564) + Uuxa(-1)/U1529(-1)) * U1529 * (1 - d7184) + JDUuxa \quad (5)$$

hvor $Q1$ er samlet beskæftigelse, $U1564$ er befolkningen i alderne 15 til 64 år og $U1529$ er befolkningen i alderen 15 til 29 år.

Relationen bestemmer altså ændringer i andelen af uddannelsessøgende i forhold til befolkningsgruppen af 15 til 29 årige som en funktion af ændringer i beskæftigelsesgraden. Det har været forsøgt anvende befolkningen i alderen 16 til 34 år som base for de uddannelsessøgende. Dette ændrer ikke resultaterne væsentligt. Relationen er estimeret i RHM10204.

Der kan argumenteres for, at beskæftigelsesgraden burde beregnes på baggrund af Uw . Dette har dog næppe væsentlig betydning [BØR LIGE KIGGE PÅ OM DETTE KAN NÅS].

Modelleringen af $Uakg$ og Qsf

Deltagelse i uddannelsesaktivering og støttet beskæftigelse kan delvis betragtes som bestemt af regler og delvist som bestemt af konjunktoren, idet der for givne regler vil være flere, der har pligt og ret til aktivering i perioder med høj ledighed end i perioder med lav ledighed, omend der ikke kan forventes en en til en sammenhæng, da der vil være forskel på ledighedsstrukturen i perioder med lav og høj ledighed.

I april 2004 er deltagelsen i uddannelsesaktivering og antal personer i støttet beskæftigelse modelleret som

$$Qsf = (d7194(-1) + (bqsf * (U1/U1(-1) - 1) + 1) * Qsf(-1)) * (1 + JRQsf) - d7194(-1) \quad (6)$$

$$Uakg = (d7193(-1) + (buakg * (U1/U1(-1) - 1) + 1) * Uakg(-1)) * (1 + JRUakg) - d7193(-1) \quad (7)$$

hvor $U1$ er ledigheden målt i hoveder. De centrale eksogene variable i (6) og (7) er $bqmf$ henholdsvis $buak$, der bestemmer hvor meget aktiveringsindsatsen ændres når ledigheden øges. Variablenes værdi er $buakg = 0.4$ og $bqsf = 0.15$. værdierne er valgt så marginalegenskaberne i april 2004 svarer til marginalegenskaberne i februar 2002. Se MOWPPPP. [LAV EKSPERIMENT, DER VISER DETTE].

Bemærk i øvrigt, at det implicit er antaget, at støttet beskæftigelse er en perfekt substitut for ordinær beskæftigelse i faktorblokken. Denne antagelse er taget med fra februar 2002.

Modelleringen af deltagelse i tilbagetrækningsordninger

Bestanden af efterlønnere er som udgangspunkt eksogen i april 2004, (Variablen $duef = 1$ i relation (9) og (10) nedenfor), men det er muligt at endogenisere deltagelsen i efterlønsordningen, således at deltagelsen afhænger af den disponible kompensation i ordningen og derfor reagerer på eksempelvis omlægninger af personskattesystemet.

Deltagelsen modelleres i en udgangsskønsmodel og der antages at være nogen træghed i tilpasningen til det ønskede deltagelsesniveau, hvilket fanges ved en fejlkorrektionspecifikation.

Det ønskede niveau for deltagelse i efterlønsordningen beskrives ved relationen

$$\log(Uefw) = \frac{(\log(Uefe) + euefyl \cdot \log(Yduef/Ydua \cdot Yduae/Yduefe)) \cdot (1-duef)}{duef \cdot zuef} \quad (8)$$

Hvor $Uefw$ er den ønskede deltagelse i ordningen mål i hoveder, $Uefe$ er et udgangsskøn for deltagelsen, $Yduef$ er den disponible indkomst for efterlønnere og $Ydua$ er den forventede disponible indkomst ved arbejdsmarkedsdeltagelse. $Yduefe$ og $Yduae$ er udgangsskøn for de tilsvarende variable uden efterstillet e . $euefyl$ er elasticiteten i deltagelsen i efterlønsordningen med hensyn til den disponible kompensation i ordningen. Denne opfattes som en brugervalgt eksogen variabel.

Tilpasningen i bestanden beskrives ved fejlkorrektionen

$$\begin{aligned} d\log(Uef) = & (d\log(Uefe) + euefys \cdot d\log(Yduef/Ydua \cdot Yduae/Yduefe) \\ & + 0.25 \cdot (Uefw_{-1}/Uef_{-1})) \cdot (1-duef) + duef \cdot zuef \end{aligned} \quad (9)$$

Udgangsskønnet for deltagelsen i efterlønsordningen, der tager højde for demografi og regelændringer kan dannes ved hjælp af formodellen Uadam, Se TMKPPPP.

Den disponible kompensation ved efterløn bestemmes som

$$Yduef = ttysael \cdot pttty1 \cdot (1-tss0ef) \cdot (1-d7199) \quad \$ \quad (10)$$

hvor $ttysael$ er den regulerede efterlønsats, mens $tss0ef$ er gennemsnitsskatten for efterlønnere. $Ydua$ er et vejet gennemsnit af $Ydna$ og Ydl , hvor den anvendte vægt er ledighedsgraden bul , hvilket afspejler en antagelse om, at personer med adgang til efterløn har samme ledighedsrisiko som den gennemsnitlige arbejdskraftudbyder.

Relation (8) og (9) sikrer, at deltagelsen i efterlønsordningen svarer til udgangsskønnet indtil den disponible kompensationgrad ændres. Bemærk, at deltagelsen i ordningen ikke er konjunkturafhængig.

Modelleringen af arbejdsstyrken er beskrevet i MOW28n03 og RHM10204, men tilrettet noget siden.

Budgetvirkninger

[BEMÆRK, at dette endnu ikke er indarbejdet i modellen, hvilket skyldes, at der så fås ændringer i modellens marginalegenskaber som følge af arbejdsmarkedsrelationerne]

Det bør generelt påvirke de offentlige overførsler til husholdningerne, når individer flytter mellem de forskellige ordninger i (6), hvilket allerede er modelleret for efterløunnerne. Der ses dog bort fra budgetvirkninger af ændret bestand af personer i ordinær uddannelse. Mens der indføres en modellering af overførslen til personer i uddannelse med uddannelsesgodtgørelse svarende til modelleringen af overførsler til efterlønnere.

$$Tysaog = ptt\bar{y}1 \cdot ttysaog1 \cdot Uakg \quad (11)$$

Dette fører til en datamæssig rettelse af *Tysard1* [??].

Ligeledes giver øget aktivering i støttet beskæftigelse anledning til et øget løntilskud til erhvervene via de erhvervsfordelte *siq*'er. Indtil videre ses der bort fra denne effekt. Dette betyder, at modellen bør køres med $bqsf = 0$. [KAN DER GØRES NOGET].

Der er dermed en væsentlig forskel mellem februar 2002 og april 2004 når det drejer sig om effekten af den konjunktur bestemte variation i arbejdsstyrken. I februar 2002 vil en faldende beskæftigelsesgrad føre til, at en andel af arbejdsstyrken forlader arbejdsmarkedet uden at modtage indkomsterstøttende ydelser. I april 2004 modtager personer, der går fra ledighed til uddannelse med uddannelsesgodtgørelse, fortsat en indkomsterstøttende ydelse.

Gennemsnitlig arbejdstid

I modellen bestemmes en overordnet gennemsnitlig arbejdstid for lønmodtagere i en relation, der minder meget om *hgn*-relationen fra februar 2002. Relationen har formen

$$\log(Hgw) = 0.31495 \cdot D \log(fYf) + \log((Ha + Hdag) \cdot (1 - bq1/2)) - 0.09561 \cdot s \quad (12)$$

Relationen beskriver udviklingen i den gennemsnitlige arbejdstid for lønmodtagere, *Hgw*, som bestemt af den aftalte arbejdstid, *Ha*, korrigeret for årets afvigelse fra normalåret, *Hdag*, og deltidsfrekvensen, *bq1*, samt udviklingen i en konjunkturvariabel, *fYf*.

Datamæssigt er der variationer i de observerede gennemsnitlige arbejdstider over erhvervene og mellem selvstændige og lønmodtagere. Disse forskelle holdes konstante, når modellen køres ved at antage væksten i alle gennemsnitlige arbejdstider følger udviklingen i *Hgw*. Dvs

$$Hg\{i\}\{j\} = Hg\{i\}\{j\}_{-1} \cdot Hgw/Hgw_{-1} \quad (13)$$

hvor $i = w, s$ for lønmodtagere og selvstændige, mens j løber over adams erhverv.

Estimationen af relationen (12) og modelleringen af erhvervsfordelte gennemsnitlige arbejdstider er beskrevet i RHM27404.

Aftalt arbejdstid

Den aftalte arbejdstid er bestemt som

$$\begin{aligned} \log(Ha) &= (\log(ha(-1)) + 0.15*d\log(dthaw) \\ &+ 0.15*(\log(Haw(-1)) - \log(Ha(-1))) + kha)*(1-ddthaw) \\ &+ ddthaw*\log(zHa) \end{aligned} \quad (14)$$

hvor Haw er den ønskede aftalte arbejdstid, og $dthaw$ en trend jf relation (16).

Den aftalte arbejdstid er eksogen når dummyen $ddthaw = 1$, hvilket er standardværdien i databanken.

Sættes $ddthaw = 0$ fås, at den aftalte arbejdstid kan påvirkes af ændringer i eksempelvis personskattesystemet eller den reallønnen via udviklingen i den ønskede aftalte arbejdstid, Haw , der er modelleret som

$$\log(Haw) = \log(dthaw) + \log(hawe) \quad (15)$$

hvor $Hawe = Haw = Ha$ i grundkørslen, mens udviklingen i $dthaw$ bestemmes af relationen

$$\begin{aligned} D\log(dthaw) &= (bwb * etss0wh * D\log((1-tss0wb)/(1-tss0wbe)) \\ &+ bwm * etss0wh * D\log((1-tss0wm)/(1-tss0wme)) \\ &+ bwt * etss0wh * D\log((1-tss0wt)/(1-tss0wte)) \\ &+ bwb * etssmwh * D\log((1-tssmwb)/(1-tssmwbe)) \\ &+ bwm * etssmwh * D\log((1-tssmwm)/(1-tssmwme)) \\ &+ bwt * etssmwh * D\log((1-tssmwt)/(1-tssmwte)) \\ &+ epcph * D\log((1-tsda)/(1-tsdae)) \\ &+ epcph*D\log((pcp/lnap)*(lnape/pcpe)) * (1-ddthaw) \\ &+ ddthaw*D\log(zdthaw) \end{aligned} \quad (16)$$

hvor variablene $e\{j\}h$, $j = tss0wh$, $tssmwh$, pcp er arbejdstidens elasticitet med hensyn til gennemsnitlig personskat, marginal personskat og arbejdsmarkedsbidrag og realløn, ellers er variablerne de samme som i relation (2). Bemærk specielt, at ændringer i niveauet vil føre til en niveauændring i arbejdstiden, hvis $epcph \neq 0$, mens der ikke er drift i arbejdstiden i vækstscenarier. Samt at reallønnen men ikke den reale formue påvirker arbejdstiden. [SE PÅ DETTE i quasilineær/CES nytteforbruger uden fag.]

I mow16204 introduceres ideen om at lade skatternes påvirkning af arbejdstiden og lønnen komme gennem en simpel variabel som $dthaw$ og $dtnap$ i stedet for via en egentlig modellering af en eller flere arbejdskraftudbydere. I papiret opstilles og løses en model, hvor små fagforeninger forhandler løn og arbejdstid, og modellens elasticiteter udledes ved simulation på en kalibreret version af modellen.

4. Datakonstruktion

Det væsentligste dataproblem i forbindelse med at indføre, at arbejdsudbud og løn afhænger af personskatterne er, at finde gennemsnits- og marginalsatter for de relevante grupper. Dette er dog i høj grad sammenfaldende med den

samtidige udbygning af detaljeringsgraden så den endelige datakonstruktion er i høj grad foretaget i forbindelse udviklingen af den ny personskattemodel og tilhørende formodel (MISKMASK). Bemærk dog, at MISKMASK endnu ikke kan konstruere *bys'er* for de tre typer lønmodtagere: bund-, mellem- og topskatteydere. Indtil videre er disse derfor blot beregnet på baggrund af et enkelt år, 2001. Der henvises til TMKWWW, MOW??? og ... for en mere tilbunds gående diskussion af data.

5. Eksperimenter

I dette afsnit introduceres de ny arbejdsmarkedsrelationer i ADAM februar 2002 og der kigges på marginalegenskaberne i dels et varekøbseksperiment og dels et renteeksperiment. hovedformålet er at undersøge, hvordan den nye konjunkturafhængighed i arbejdsstyrken påvirker modellens egenskaber³. Arbejdstid og løn er i eksperimenterne eksogene i forhold til specielt reallønsændringer. Ligeledes er deltagelsen i efterlønsordningen eksogen.

6. Forløbet

Afsnittet opridser kort, hvilke hjørner vi har været i løbet af udviklingen af det ny arbejdsmarked til ADAM, der blev påbegyndt i løbet af år 2002 – så kan andre spares for en tur i de samme blindgyder.

Løn

Tilgangen til modellering af en ny lønrelation er en forhandlingsmodel, hvor virksomhederne anvender kapital og arbejdskraft i produktionen. Dette fører til opstilling af en overordnet modelramme i mow30103, hvor blandt andet en lønkurverelation af typen

$$d \log(lnap) = \sum_{j=0}^n \alpha_j d \log(pyfnl_{t-j}) + \sum_{i=0}^m \beta_i d \log(kqyfnl_{t-i}) - \gamma(bul_{-1} - (\eta lk_{-1} + dt))$$

(17)

hvor $\sum_{j=0}^n \alpha_j = \sum_{i=0}^m \beta_i = 1$, og hvor lk er lønkvoten, der i kørsler bestemmes i

faktorblokken, mens dt er et polynomium i tiden med endepunktsrestriktioner. I efterfølgende papirer udvides den teoretiske model med dels et progressivt skattesystem, se MOW24303 og dels til, at forhandlingerne også omfatter forhandling om arbejdstiden, se MOW16204. Endvidere forsøges det i MOW21503 og MOW161004 at estimere en ny lønrelation til ADAM. I MOW16104 opnås brugbare resultater, dog giver lønkvoteudtrykket anledning til nogen problemer, om end der opnås en brugbar relation.

³ Det har ved eksperimenter med februar 2002 vist sig, at parameteren til beskæftigelsesgraden i Ua -relationen har stor betydning for multiplikatorerne i renteeksperimentet. En tilsvarende effekt findes, når arbejdsmarkedet i februar 2002 erstattes af de ny arbejdsmarkedsrelationer præsenteret ovenfor, hvor $buakg$ sammen med $Uuxa$ relationen styrer styrken af konjunkturmedløbet i arbejdsstyrken. Det søges, at vælge $buakg$, så der fås samme egenskaber i de to modeller. Fænomenet bør dog forklares i et fremtidigt papir.

Den tættere sammenhæng mellem prisinflation, produktivitetsændringer og løninflation giver ikke overraskende anledning til nogen ændringer i modellens egenskaber, se MOW16104, hvilket sammen med problemerne med lønkvoteudtrykket fører til, at det besluttet at vente med at introducere en lønrelation af typen (17) til næstkommende modelversion. [Kan det nås til apr04??] og blot åbne en mulighed for at lade personskatter og disponibel kompensationsgrad ved ledighed påvirke langsigtssdelen af en reestimeret version af den gamle lønrelation. Reestimationen findes i RHM27404, mens den endelige udformning af lønrelationen er vist i ligning (1) ovenfor. Det forventes, at der eksperimenteres videre med en lønrelation af typen (17), så denne kan anvendes fra næstkommende modelversion.

Arbejdstiden

Tilgangen til arbejdet med arbejdsudbuddet fokuserede indledningsvis på et individs timebeslutning, idet emnet tidligere har været behandlet i modelgruppepapirerne MARXXXX og MARYYYY. I disse papirer estimeres en relation for den gennemsnitlige arbejdstid baseret på et individ med CES-præferencer over forbrug og fritid og den estimerede relation implementeres i ADAM.

Problemet med de estimerede relationer for den gennemsnitlige arbejdstid er, at der generelt estimeres substitutionselastisiteter mellem forbrug og fritid, der er væsentligt mindre end 1, hvilket giver en dominerende indkomsteffekt, der medfører, at modellen vil give anledning til en nedadgående drift i arbejdstiden i vækstforløb. Endvidere finder papiret ABD241002, at den kraftigt dominerende indkomsteffekt, der findes i tidsserieestimationerne, ikke er i overensstemmelse med tilsvarende estimater på individdata.

Dette førte indledningsvis til hypoteser om, at andre underliggende forhold end reallønsudviklingen styrer udviklingen i arbejdstiden. Specielt blev kvindernes indtrængen på arbejdsmarkedet i den samme periode set som et udtryk for en omfordeling af lønnet arbejde i husholdningerne. Det har uden held været forsøgt at korrigere den estimerede substitutionselastisitet ved at inkludere såvel kvindernes erhvervsfrekvens, deltidsfrekvenser som tidspolynomier af varierende grader i estimationerne med henblik på at fjerne effekten fra andre forhold, der har påvirket den gennemsnitlige arbejdstid historisk. Endvidere blev det forsøgt integrere time og deltagelsesbeslutningen i en model med heterogene individer, se nonpapir mow25203. Det væsentligst bidrag herfra er et eksplicit resultat om, at højere erhvervsfrekvens fører til lavere arbejdstid, når arbejdstiden forhandles af arbejdsmarkedsdeltagerne.

I RHMXXXX argumenteres for at anvende et CES-individ, hvor substitutionseffekten bindes til 1, således at kun ændringer i skattesystemets progression påvirker den ønskede individuelle arbejdstid. Der lægges op til at lade substitutionselastisiteten være en valgfri variabel. CES-specifikationen lider dog af det problem, at indkomstelastisiteten altid er 1. Det forsøges derfor at indføre en korrektionsfaktor, der skal nedjustere indkomsteffekten.

Det viser sig dog at give problemer at lade et gennemsnitsindivid bestemme den ønskede arbejdstid under et progressivt skattesystem. Dette skyldes, at dette gennemsnitsindivid betaler topskat af en vis del af sin indkomst⁴, hvilket, når man lader hele arbejdsstyrken have gennemsnitsindividet, fører til, at hele arbejdsstyrken reagerer på en topskattesækning, hvilket fører til meget store arbejdsudbudseffekter.

I MOW20n03 forsøges problemet løst, ved at indføre tre typer CES-individer, der indkomstmæssigt ligger på hvert sit progressionstrin. Dette fører til mere moderate effekter af eksempelvis stød til topskatten. Endelig vurderes det i MOW16204, at der ikke haves gevinster ved at CES-beskrivelsen af arbejdskraftudbyderne ikke giver anledning til væsentlige fordele i forhold til modellen skitseret i afsnit 3.

Arbejdsmarkedsdeltagelse

Det har undervejs været forsøgt at integrere arbejdstidsbeslutningen med arbejdsmarke

⁴ Indledningsvis blev gennemsnitsskatten beregnet på baggrund af indkomstdata for lønmodtagere, der ligner de data, der senere er anvendt ved udviklingen af den detaljerede personskattemodel til april 2004.