

Model til bestemmelse af timeudbuddet

Resumé:

I dette papir opstilles en skitse til en ny model til bestemmelse af arbejdsudbuddet (timebeslutningen) i ADAM. Som noget nyt tillades indkomstskattesystemet at kunne påvirke arbejdsudbuddet. Den aftalte arbejdstid bliver desuden endogen i den foreslåede model.

RHM27603.WPD

Nøgleord: Arbejdsmarked, arbejdsudbud, skatter

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

I dette papir præsenteres en skitse til bestemmelsen af arbejdsudbuddet (timebeslutningen) i ADAM, hvor det nye i forhold til den nuværende model er; 1) At indkomstskattesystemet påvirker det ønskede udbud af arbejdstimer; og 2) Den aftalte arbejdstid bliver endogen.

Modelskitsen for det samlede arbejdsudbud, der her præsenteres, tager eksplicit udgangspunkt i optimerende individers valg af ønsket arbejdstid. Helt præcist antager vi, at vi har et repræsentativt individ med CES-nyttefunktion, hvor forbrug og fritid indgår svarende til nyttefunktionen i RHM29O02. Det findes i førnævnte papir, at den ønskede arbejdstid for det repræsentative individ er

$$l^* = \frac{1}{\rho \cdot \left(\frac{w}{p}\right)^{1-\sigma} \cdot \frac{1-T^a}{(1-T')^\sigma} + 1} \bar{L} \quad (1)$$

hvor D er forholdet mellem skaleringsparametrene $(\frac{w}{p})^F$ i CES-nyttefunktionen, F er substitutionselasticiteten mellem forbrug og fritid, w er lønnen, p er prisen, T^a og T' er hhv. gennemsnits- og marginalskat, og endeligt er \bar{L} den maksimale tid til rådighed. En stor ulempe ved en CES-nyttefunktion er, at den antager at indkomstelasticiteten er 1. Denne restriktion blødes der i dette papir op på, hvormed man dog så bevæger sig væk fra den teoretisk specificerede nyttefunktion.

Hensigten er, at vi gerne vil have, at bl.a skatteændringer kan påvirke arbejdsudbuddet. Dette fanges ved parametrene rho (D) og sigma (F). For F lig 1 har vi Cobb-Douglas tilfældet, og indkomst- og substitutionseffekter er ens. Som det fremgår påvirker forholdet mellem gennemsnits- og marginalskat arbejdsudbuddet også for F lig 1, hvormed der kan opnås arbejdsudbudseffekter ved at ændre på progressionen. Ændringer i gennemsnitsskatten påvirker arbejdsudbuddet gennem indkomsteffekten, mens ændringer i marginalskatten virker gennem substitutionseffekten.

Vi har tidligere forsøgt at estimere (1), uden det store held - specielt for $\sigma = 1$. I disse estimationer har det væsentligste formål været at bestemme rho. Men når sigma sættes til 1, er der ikke andet end skatterne, der kan give drift i arbejdstiden, og relationen kan dermed ikke fange det fald, der er sket over de sidste 50 år i dels den faktiske gennemsnitlige arbejdstid (Hgn) og dels den aftalte arbejdstid (Ha). Det har også været forsøgt at inddrage erhvervsfrekvensen, dels den samlede og dels kvindernes - dette er forsøgt udfra den tankegang, at det er en families samlede arbejdsudbud, der er relevant, når timebeslutningen træffes. Disse relationers forklaringssevne er dog ikke specielt gode. Især forudsiger de fleste relationer, at timeudbuddet skulle være steget en del op gennem den sidste halvdel af 90'erne og frem til 2002, hvilket ikke har været tilfældet. Dette gør sig specielt gældende hvis sigma bindes til 1. I fri estimation bliver F i disse estimationer mindre end 1 - hvormed indkomsteffekten dominerer substitutionseffekten. Det har også været forsøgt at inddrage diverse tidstrends dog uden held.

Vi præsenterer derfor i dette papir en lidt anden skitse. Et nøgleord i denne skitse er, at det skal være så fleksibelt, at brugerne selv kan sætte de indkomst- og substitutionseffekter, de tror, er de "rigtige". Ideen i skitsen præsenteres i afsnit 2. I afsnit 3 eksperimenteres med forskellige parameterværdier, der giver forskellige indkomst- og substitutionseffekter, så brugerne kan få en idé om, hvad de valgfrie parametre skal sættes til, for at opnå de arbejdsudbudseffekter, der ønskes. I afsnit 4 præsenteres en række eksperimenter i den samlede model, inden der, til slut, opsamles og konkluderes i afsnit 5.

2. Modelskitse

Den ønskede gennemsnitlige arbejdstid for et individ (Haw) bestemmes, med udgangspunkt i (1), som

$$\log(Haw) = \log \left(\frac{1}{\rho \cdot \left(\frac{w}{p}\right)^{1-\sigma} \cdot \frac{1-T^a}{(1-T')^\sigma} + 1} \right) + \log(\bar{L}) \quad (2)$$

Som gennemsnitsskat anvendes $tss0na$, mens $tsmna$ er marginals-katten. Som lønvariabel anvendes $lnap$, mens pcp bruges som pris. Lønnen normeres til 1 i 1995, hvilket mindsker afhængigheden mellem rho og sigma og medfører, jf appendiks, at man kan fortolke rho (D) som forholdet mellem de optimale udgiftsandele i 1995. Værdien af D afhænger bl.a af, hvad den maksimale tid til rådighed (\emptyset) sættes til. Hvis \emptyset sættes så folk frit kan vælge deres arbejdstid ud af døgnets 24 timer 365 dage om året vil fritidens optimale omkostningsandel være stor (hvilket ville betyde, at den D vi estimerer, skal være stor). Hvis vi derimod sætter \emptyset , så folk eksempelvis kun kan vælge hvor meget, de vil arbejde ud af 16 timer i døgnnet (der skal eksempelvis altid være tid til at sove!), samt at ferie og helligdage/weekender ikke tages med, så bliver D mindre.

Det bemærkes, at en relation som (2), i scenarier med reallønsvækst, ikke vil give drift i den ønskede arbejdstid, hvis $\sigma = 1$, og gennemsnits- og marginals-katterne er konstante.

Haw kan/skal ses som den ønskede aftalte arbejdstid. Den aftalte arbejdstid kan dog i praksis ikke ændres øjeblikkeligt, men først i takt med at der aftales nye overenskomster - ses der på Ha i figur 2, kan man også se at denne ændrer sig i "ryk". Den faktiske aftalte arbejdstid kan så modelleres på følgende måde

$$Ha = Ha(-1) + \lambda (Haw(-1) - Ha(-1)) \quad (3)$$

En estimation af (3) med (2) indsat fremgår af tabel 1. Det skal her bemærkes, at tilpasningsparameteren bindes til 0.1, i fri estimation, estimeres den til 0.06. Den

estimeres signifikant, hvormed fejlkorrektionsleddet har en betydning. En tilpasningsparameter på 0.1 betyder dog en meget langsom tilpasning i den faktisk aftalte arbejdstid til den ønskede. Det er dog også forventeligt, at den aftalte arbejdstid er lang tid om at tilpasse sig. σ bindes til 1, da denne værdi medfører, at indkomst- og substitutionseffekterne ophæver hinanden, hvilket i, eksempelvis, lange fremskrivninger ønskes som udgangspunkt.

Det vil sige at alt andet end D bindes - dette er dog også den centrale variabel vi forsøger at estimere. Forklaringsevnen fremgår af figur 1. En værdi af D på ca. 0.73 resulterer i en optimal udgiftsandel for fritid på 0.42 - hvordan fritidens optimale udgiftsandel i 1995 beregnes, fremgår af appendiks 1. Dette betyder, med den anvendte værdi for \emptyset , at folks optimale arbejdsudbud er 1886 timer pr. år. H_a var til sammenligning 1646 i 2002! Mens gennemsnittet af H_a i estimationsperioden er ca 1790.

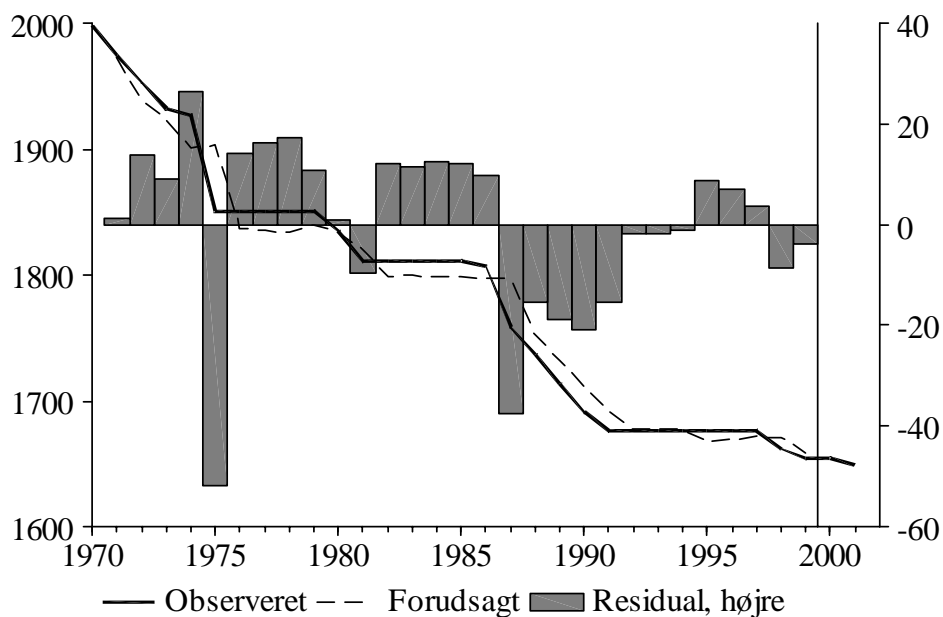
Tabel 1. Estimation af aftalt arbejdstid

Aftalt arbejdstid	H_a	Koefficient	Spredning
Udgiftsandel	D	0.7264	0.0284
Substitutionselasticitet	F	1	bundet
Maksimal tid til rådighed ¹	\emptyset	3251	bundet
Tilpasningsparameter	δ	0.1	bundet

Anm. n=1970-1999 s=17.111 $R^2=0.9701$ DW=1.8229

1) Som den maksimale tid til rådighed anvendes 2 gange gennemsnittet af H_{gn} set over perioden 1970-2002.

Figur 1. Forklaringsevne - relation i tabel 1



Som vi skal se senere, giver en værdi for D på 0.73 alt for store arbejdsudbudseffekter, når man sammenligner med de seneste danske studier på paneldata (se bl.a. ABD24O02). En mulighed kunne være at lade D være en valgfri parameter. Det er dog svært at ændre på D uden videre, da den, jf. appendiks, har en reel fortolkning. Derudover kan der også være problemer med at ændre D uden også at ændre F , da der er en hvis afhængighed mellem disse. Disse forskellige teoretiske restriktioner må vi dog delvist lempe, hvis systemet skal være fleksibelt. Vi foreslår derfor at bibeholde den estimation af D , vi får i tabel 1 og gange en parameter, K , på, som i databanker mm. sættes til 1, men som brugerne kan vælge frit i eksempelvis politikeksperimenter. På den måde opnås de arbejdsudbudseffekter, man mener der er. Sigma (σ) skal også være en valgfri parameter, der er lig 1 som udgangspunkt, men som kan ændres, hvis brugerne ønsker det. Når man ændrer på D (eller rettere den korrektionsfaktor der ganges på!) og/eller F , skal man dog være opmærksom på, at fortolkningen ikke helt er som i den teoretiske udledte relation (1). Parametren K gør, at vi opløder restriktionen om, at indkomstelasticiteten er 1 og derfor gør relationen mere fleksibel. Vi bevæger os så dog samtidig væk fra den teoretiske nyttefunktion. Simulerede elasticiteter for forskellige værdier af K og F fremgår af nedenstående tabel 2. Relation (2) omskrives dermed til

$$\log(Haw) = \log \left(\frac{1}{K \cdot \rho \cdot \left(\frac{w}{p}\right)^{1-\sigma} \cdot \frac{1-T^a}{(1-T')^\sigma} + 1} \right) + \log(\bar{L}) \quad (4)$$

hvor værdierne for D og θ findes i tabel 1, mens K og F bliver valgfrie parametre der, som udgangspunkt, bør sættes til 1 i databankerne.

Den faktiske aftalte arbejdstid (Ha) tilpasser sig altså gradvist til den ønskede aftalte arbejdstid (Haw). I praksis må man dog formode at allerede beskæftigede alligevel vil forsøge at øge deres faktiske antal af arbejdstimer (i ADAM, er dette Hgn), og at der er forskel på, hvordan dette vil ske på hhv. kort, mellemlang og lang sigt; 1) På kort sigt vil folk øge antallet af arbejdstimer ved overarbejde eller mindre udnyttelse af feriefri dage; 2) På mellemlangt sigt vil/kan folk på deltid eller nedsat tid oftes kunne øge arbejdstiden ved at overgå til fuldtidsbeskæftigelse, mens forøgelse af arbejdstiden for allerede fuldt beskæftigede kunne ske ved jobskifte eller lignende; 3) På længere sigt vil et alment ønske om at øge arbejdstiden kunne påvirke den aftalte arbejdstid via overenskomstforhandlingerne, dette er hvad der sker i (3) (FM(2002)).

Dette betyder at den faktiske arbejdstid på kort/mellemlangt sigt, vil afvige fra den

$$\log(Hgn) = \log \left((Ha + Hdag) \cdot \left(1 - \frac{bqn}{2}\right) \right) + k \\ + \lambda \left((\log(Haw) - \log(Ha)) \cdot \left(1 - \frac{bqn}{2}\right) \right) \quad (5)$$

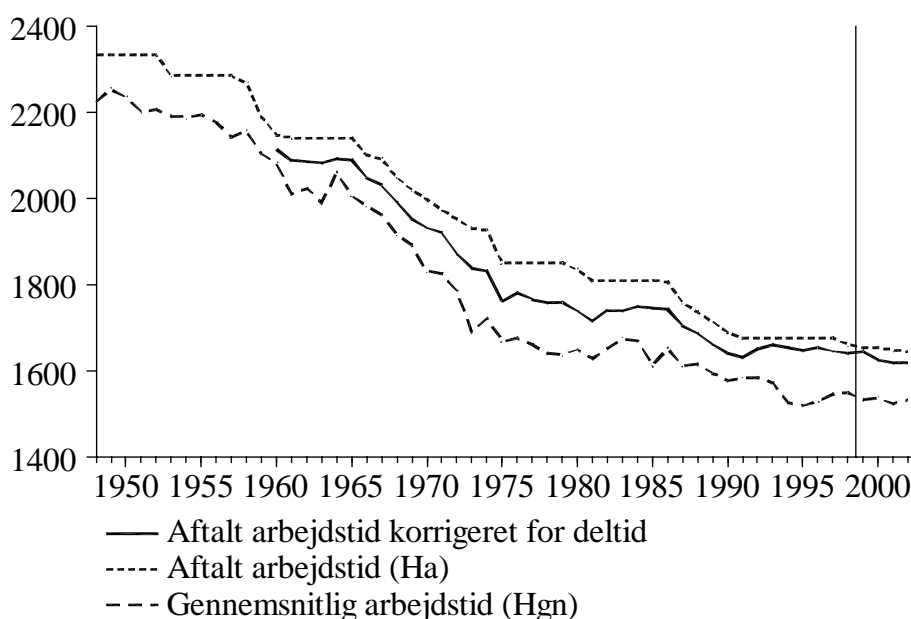
aftalte. Den faktiske gennemsnitlige arbejdstid tænkes bestemt som Dette ligner den specifikation af Hgn , vi har i dag, på nær at vi medtager et led, der afspejler forskellen mellem den ønskede aftalte arbejdstid for et individ (Haw), og den faktiske aftalte arbejdstid, begge korrigeret for deltid - derudover er der et par dummy-variable med i den nuværende Hgn -relation, som man kunne overveje at tage med, ligesom fXn (produktionsværdi i fremstillingserhvervene i alt) er medtaget (i ændringer) i den nuværende relation. Det sidste led i relation (5) medfører, at den faktiske arbejdstid kan ændre sig hurtigere end den aftalte. Tilpasningen i Hgn til ændringer i den ønskede aftalte arbejdstid er i resten af papiret antaget at foregå relativt hurtigt. Umiddelbart har forfatteren dog ikke nogen holdning til størrelsen af denne.

Konstanten i (5) kan sættes, så den får en værdi der svarer til det historiske gennemsnit af forskellen mellem den faktiske arbejdstid og den korrigerede aftalte - denne kan findes til 0.057278 (når der er taget logaritmer til arbejdstiden!).

Det er desuden relativt nemt at få den nuværende model (feb02), hvis man foretrækker, at skatter ikke skal påvirke timebeslutningen. Dette sker ved at eksogenisere Haw .

På langt sigt er den faktiske arbejdstid bestemt af den institutionelle arbejdstid (forstået som den aftalte arbejdstid korrigeret for deltid og arbejdsårets afvigelse fra normalåret som følge af visse skæve helligdage mv, $Hdag$) plus en konstant. Den ønskede arbejdstid og den aftalte arbejdstid vil være lig hinanden på langt sigt. I figur 2 fremgår den historiske udvikling i den aftalte arbejdstid, den aftalte arbejdstid korrigeret for deltid (og afvigelser fra normalåret) og den faktiske gennemsnitlige arbejdstid.

Figur 2. Historisk udvikling i Ha og Hgn



Inden vi i næste afsnit ser på, hvilken indvirkning det har på arbejdstiden at sætte K og F i relation (4) til andre værdier end 1, vil det være på sin plads at se, hvordan

vores lille model bestående af relation (3), (4) og (5) reagerer på stød - ligningerne er vist i boks 1. I figur 3 fremgår effekten på Haw , Ha og Hgn ved permanent at sænke marginalsattesatsen ($tsmna$) med 0.47 procentpoint fra 2003 - svarende til, at den reale marginalløn, $(lna*(1-tsmna))/pcp$ ændres med ca 1%, når der tages udgangspunkt i værdien for 2002 - det skal her bemærkes, at D og \emptyset i relation (4), er sat til de værdier, der står i tabel 1, K og F er sat til 1, mens tilpasningsparametrene i relation (5) som udgangspunkt er sat til 0.9. Gennemsnitsskatten holdes uændret.

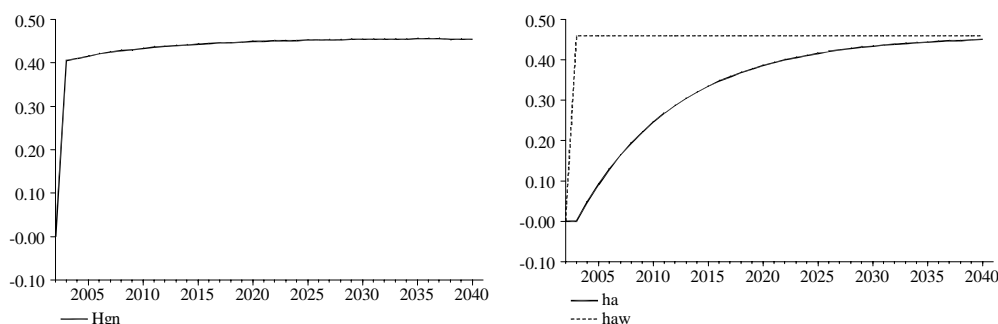
Boks 1. Forslag til nye modelligninger

$$\text{FRML_DJRDF } \log(Haw) = \log(3251/(K*0.7264*(((lnap/149.29)/pcp)**(1-sigma)) * ((1-tss0na)/(1-tssmna)**sigma)+1)) \$$$

$$\text{FRML_SJ_D } \log(Hgn) = \log((Ha+Hdag)*(1-bqn/2)) - 0.057278 + 0.9*(\log(Haw*(1-bqn/2))-LOG(Ha*(1-bqn/2))) \$$$

$$\text{FRML_GJRDF } Ha = Ha(-1)+0.1*(Haw(-1)-Ha(-1)) \$$$

Figur 3. Effekt på arbejdsudbud ved nedsættelse af $tsmna$ med 0.47 procentpoint - procentvise ændringer



Modellens egenskaber er som følger; Falder marginalsatten, for uændret gennemsnitsskat, falder progressionen, hvilket får den ønskede aftalte arbejdstid (Haw) til at stige. Den faktiske aftalte arbejdstid kan dog ikke ændre sig på helt kort sigt, og der kommer en uligevægt mellem den ønskede aftalte arbejdstid og den faktiske aftalte arbejdstid. Dette får den faktiske gennemsnitlige arbejdstid (Hgn) til at stige (dog ikke helt så meget som den ønskede), hvilket, som nævnt, eventuelt sker ved at folk øger/tager overarbejde eller ikke udnytter feriefri dage. Alt dette sker i første periode. I periode 2 begynder den aftalte arbejdstid at ændre sig i takt med at der indgås nye overenskomster, da alle overenskomster ikke forhandles samtidig tilpasser Ha sig dog kun trægt - i praksis foregår dette trinvis, men vi approksimerer det med en glidende tilpasning. Hgn stiger ligeledes, dels pga. uligevægten mellem den ønskede aftalte arbejdstid og den faktiske aftalte arbejdstid, og dels fordi Ha stiger.

Ændringer i marginalsatten for fastholdt gennemsnitsskat viser, som nævnt, substitutionseffekten. Sænkes $tsmna$ med 0.47 pct. point - hvilket som nævnt svarer til en stigning i marginallønnen på 1% - stiger det ønskede arbejdsudbud med knap 0.46 %, når D er lig 0.73, jf. figur 3. Dvs. vi har en substitutionseffekt på 0.46. Hvorvidt dette er en plausibel størrelse, ses der nærmere på i næste afsnit - , ligesom tilpasningshastigheden i relation (5) kan diskuteres.

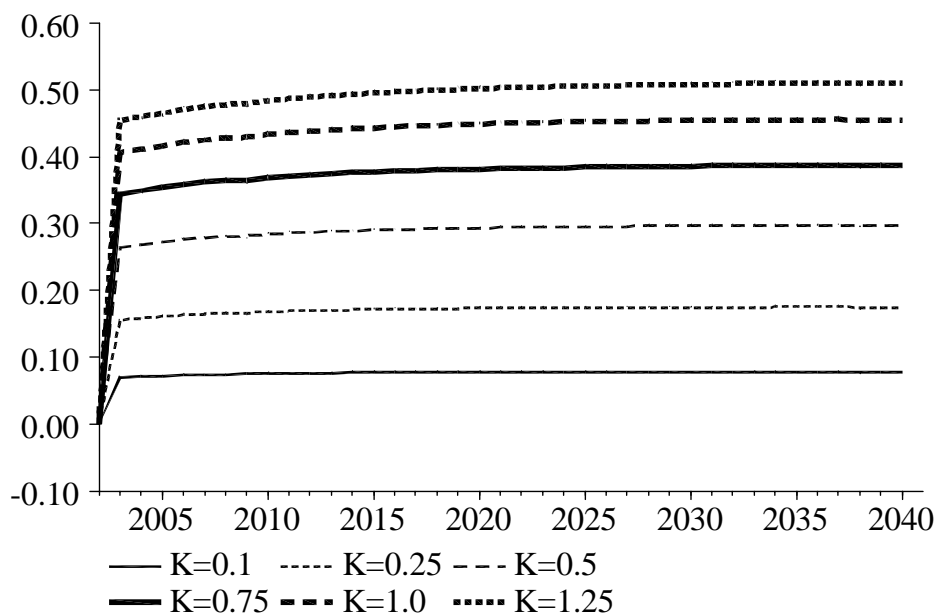
3. Skattesystemets og lønnens indvirkning på arbejdsudbuddet.

I forrige afsnit præsenterede vi en samlet model for bestemmelsen af arbejdsudbuddet, hvor skatterne påvirker den ønskede arbejdstid. I dette afsnit foretages en række eksperimenter (stadig i en isoleret delmodel), der illustrerer, hvordan størrelsen af hovedsageligt K (ρ), i (4), men også F , ligeledes i relation (4), påvirker arbejdsudbuddet. Vi starter med at variere K for sigma lig 1, inden vi eksperimenterer med andre størrelser for sigma.

3.1 Variabel K , sigma lig 1

I figur 4 fremgår effekten på arbejdsudbuddet, når $tsmna$ sænkes med 0.47 procentpoint, for forskellige værdier af K i relation (4). Det er forsøgt med 6 forskellige værdier for K : 0.1, 0.25, 0.5, 0.75, 1 og 1.25.

Figur 4. Effekt på arbejdsudbud ved nedsættelse af $tsmna$ med 0.47 pct. point - variabel K (procentvise ændringer)

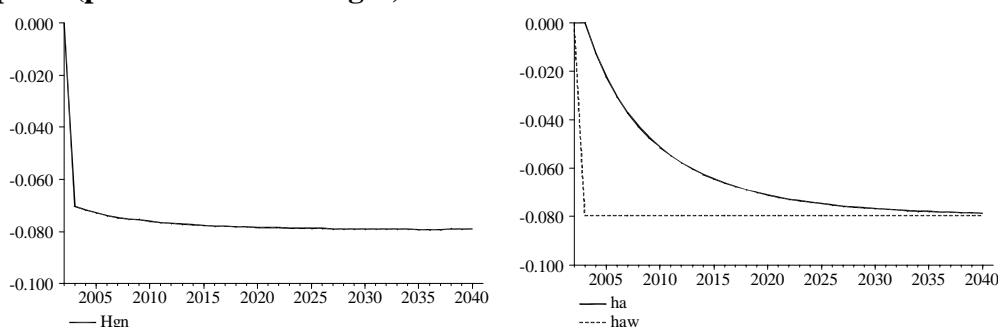


Effekten (substitutionselasticiteten) kommer til at variere mellem ca. 0.08 og 0.51, når K varierer ml. 0.1 og 1.25 (det svarer til, at ρ varierer mellem 0.07 og 0.91). I modelgruppepapir ABD24O02 gennemgås en række danske og internationale undersøgelser af indkomst- og substitutionseffekter. De seneste resultater, på danske data, viser en gennemsnitlig substitutionselasticitet på ca. 0.1 (denne er bl.a. anvendt i Finansministeriet (2002)). Dette kunne tyde på, at K skal have en værdi på lige godt 0.1, da dette giver anledning til en stigning i arbejdsudbuddet på ca. 0.1 når marginalskatten øges, således at den marginale realløn efter skat stiger 1 %. Det er dog her værd at bemærke, at systemet ikke er lineært. En sænkning af marginalskatten, som resulterer i en stigning i marginallønnen på 10 %, giver en substitutionseffekt på 0.072 (for $K=0.1$), mens en sænkning af marginalskatten, som resulterer i en stigning i marginallønnen på 1 %, som nævnt giver en substitutionseffekt på ca. 0.08 (mere præcist 0.078). Dette betyder, at de potentielle arbejdsudbudseffekter er størst

i et meget progressivt skattesystem. Fejlen ved at antage at systemet er lineært, er dog ikke stort.

I figur 5 fremgår effekten af at sænke gennemsnitsskatten ($tss0una$) med 0.56 procentpoint - svarende til at den reale gennemsnitssløn, $(lna*(1-tss0una))/pcp$ ændres med ca 1%, når der tages udgangspunkt i værdien for 2002. Marginalskatten holdes uændret, og K er sat til 0.1.

Figur 5. Effekt på arbejdsudbud ved nedsættelse af $tss0una$ med 0.56 procentpoint (procentvise ændringer)



Dette giver anledning til en indkomsteffekt på ca. 0.079. Til sammenligning kan nævnes, at FM (2002) i deres publikation "*Fordeling og incitamenter*" anvender en gennemsnitlig indkomstelastisitet på ca 0.03. Dvs. vi ligger i overkanten, men som vist i ABD24O02 er der stor variation på estimerne af både indkomst- og substitutionseffekterne, og i flere undersøgelser findes en indkomstelastisitet, der er større end 0.1.

Der er ligeledes undersøgelser, hvor substitutionselasticiteten estimeres større end 0.08, men samlet set giver en K i nærheden af 0.1, for sigma lig 1, resultater svarende til panelstudierne. Dette resulterer i indkomst- og substitutionselasticiteter i nærheden af 0.08 - man skal her være opmærksom på, at man ikke både kan stile efter en given substitutionseffekt og en given indkomsteffekt samtidig.

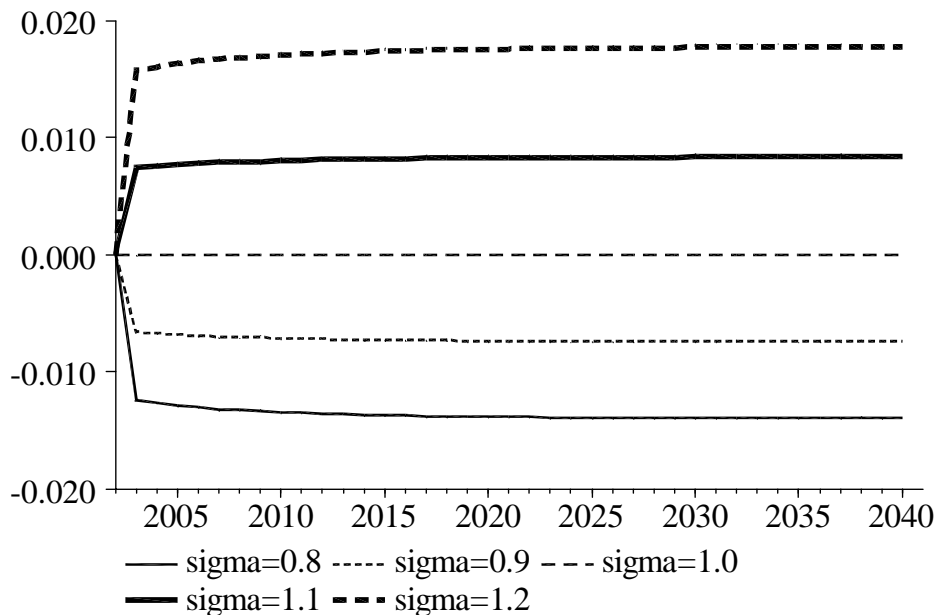
Udover at estimationer af indkomst- og substitutionselasticiteter varierer meget fra undersøgelse til undersøgelse, er der nogle yderligere usikkerhedsmomenter her. For det første er de undersøgelser, der gennemgås i ABD24O02, baseret på paneldataestimationer, der ikke nødvendigvis kan overføres til tidsserier. For det andet er effekterne på lønnen af en ændring i skatterne beregnet med udgangspunkt i et givet år (her 2002). Og endelig er systemet som nævnt ikke lineært.

I de viste eksperimenter er sigma sat lig en, vi skal nu se på hvad sker der med det ønskede udbud af arbejdstimer, når sigma har andre værdier end en.

3.2 Variabel sigma

I figur 6 fremgår effekten på arbejdsudbuddet, når sigma varierer mellem 0.8 og 1.2 - for K lig 1. Eksperimentet består i at ændre på marginals-katten og gennemsnitsskat-ten, så effekten på arbejdsudbuddet er tilnærmelsesvist 0 for sigma lig 1 - dette svarer cirka til at sænke marginals-kattesatsen med 0.47 procentpoint og gennemsnitsskatte-satsen med 0.56 procentpoint, jf. forrige afsnit.

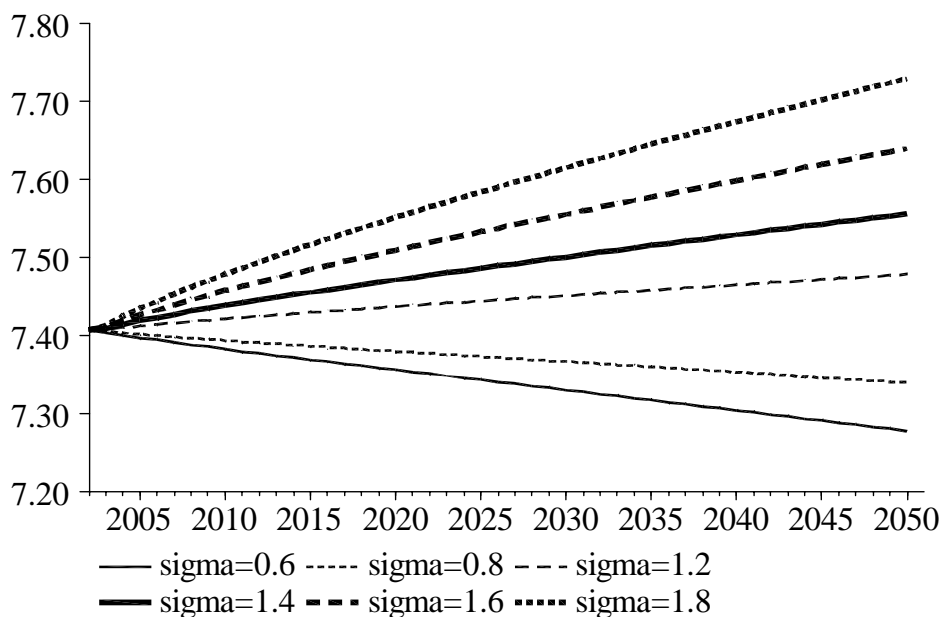
Figur 6. Effekt på arbejdsudbud ved at sænke marginals-katten med 0.47 og gennemsnitsskatten med 0.56 procentpoint - variabel sigma (procentvise ændringer)



Som ventet får vi, at substitutionseffekten dominerer for sigma større end 1, mens indkomsteffekten dominerer for sigma mindre end 1. For sigma lig 1 opvejer de to effekter hinanden som følge af konstruktionen af eksperimentet.

For sigma forskellig fra 1 vil ikke kun ændringer i marginals-kat eller gennemsnitsskat påvirke arbejdsudbuddet, det samme vil lønændringer. I vækst-scenarier kan sigma forskellig fra 1 give problemer, da det vil resultere i en trend i arbejdsudbuddet. Der er, som det fremgår af figur 7, trend i den ønskede aftalte arbejdstid (*Haw*) ved realløns-vækst, både når sigma er større og mindre end 1 - alle variable, bortset fra reallønnen, i relation (2) er fremskrevet uændret med deres 2002-værdier, mens K er sat til 1. For sigma større (mindre) end 1 medfører realløns-vækst, at den ønskede arbejdstid stiger (falder). Dette er, som nævnt, årsagen til at sigma som udgangspunkt sættes til 1, og kun ændres ved politikeksperimenter.

Figur 7. Udviklingen i det ønskede arbejdsudbud, $\log(Haw)$, ved vækst i reallønnen - variabel sigma



3.3 Variabel sigma og rho

Tabel 1 viser simulerede indkomst- og substitutionseffekterne for forskellige kombinationer af K og σ (F). Som det fremgår er det muligt at opnå de effekter, man mener er de "rigtige" ved at ændre på K og/eller σ . Til alt andet end multiplikator-eksperimenter bør både K og σ dog være 1.

4. Multiplikator eksperimenter i samlet model

Vi skal her se på den samlede models egenskaber, hvis vi erstatter hgn -relationen i feb02-modellen med de i boks 1 præsenterede ligninger (modellen hvor de nye ligninger er lagt ind, kaldes i det følgende nyfeb02). For at arbejdsudbudseffekterne ved skatteændringerne ikke skal være alt for store, sættes K i Haw -relationen til 0.1, så der opnås effekter som i FM (2002), mens σ sættes til 1.

Det nye i den foreslåede model til bestemmelse af timeudbuddet er, som nævnt, at marginal- og gennemsnitsskatter påvirker timeudbuddet. Vi skal i det følgende se, hvad der sker, når der stødes til disse, samt hvordan modellen reagerer på et almindelig varekøbseksperiment.

Tabel 2. Indkomst og substitutionseffekter for forskellige værdier af K og σ (på lang sigt)

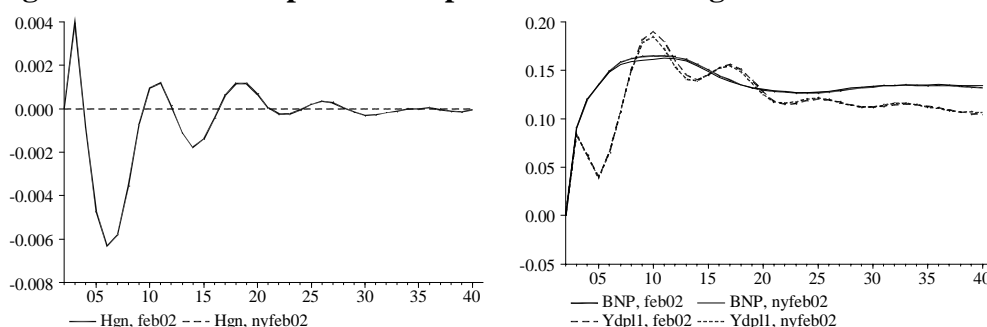
K	F	Substitutionseffekt	Indkomsteffekt
0.1	0.8	0.06	0.07
0.1	1.0	0.08	0.08
0.1	1.2	0.11	0.09
0.4	0.8	0.18	0.23
0.4	1.0	0.25	0.26
0.4	1.2	0.33	0.28
0.7	0.8	0.27	0.34
0.7	1.0	0.37	0.38
0.7	1.2	0.48	0.41
1.0	0.8	0.34	0.43
1.0	1.0	0.46	0.46
1.0	1.2	0.59	0.49
1.3	0.8	0.39	0.49
1.3	1.0	0.52	0.52
1.3	1.2	0.66	0.56

Varekøbseksperiment

Vi starter med at se på et almindeligt varekøbseksperiment, med endogen rente. Multiplikatorer fremgår af figur 8, hvor dels effekten på Hgn og dels på BNP og den disponible indkomst er vist. Det er værd at bemærke, at i den nuværende Hgn -relation er fXn , som nævnt, medtaget i ændringer, hvilket den ikke er i den nye foreslåede Hgn -relationen (jf. boks 1). Dette betyder, at i den nuværende model er der konjunkturer i Hgn , hvilket der ikke er i den "nye" model.

Overordnet set giver den nye arbejdsudbudsrelation ikke anledning til forskelle i de to modeller. De små udsving der er i Hgn i den nuværende model, giver ikke anledning til forskellige effekter på BNP - eller for den sags skyld på andre makro størrelser som import, eksport, beskæftigelse, ledighed osv.

Laves et renteeksperiment (ikke vist her) fås ligeledes ens effekter (pånær igen lidt på Hgn) i de to modeller. Dette er som ventet. Det interessante er at se, hvad der sker, når vi støder til nogle skatter.

Figur 8. Varekøbseksperiment - procentvise ændringer

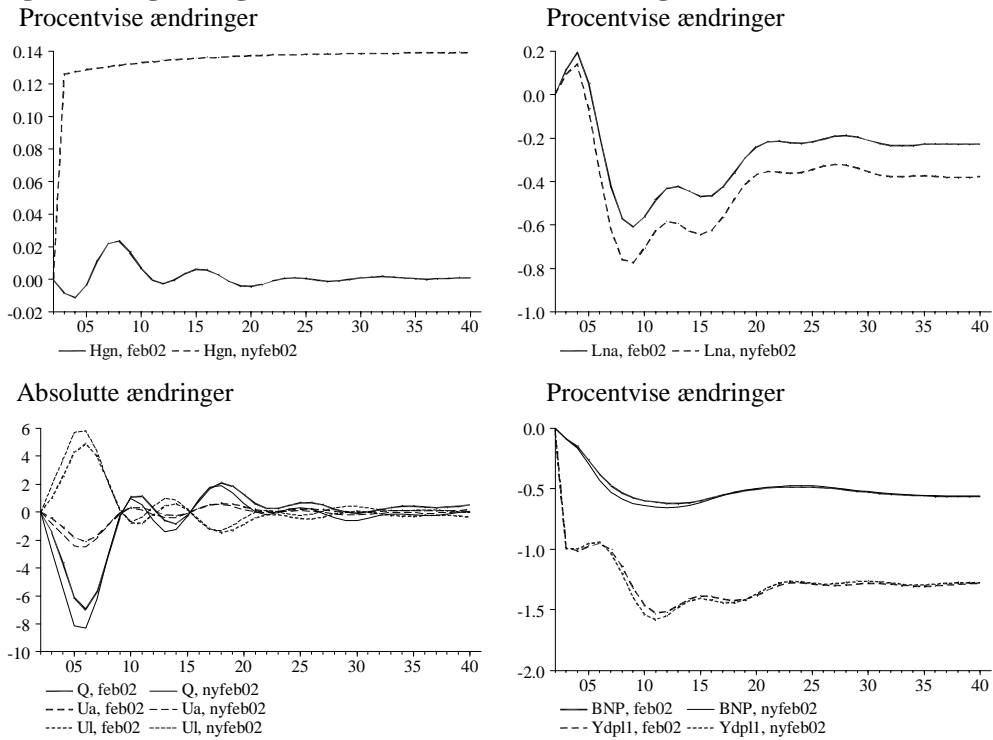
Ændringer i $tsysp1$ og $tsysp3$, så gennemsnitsskatten stiger, mens marginals-katten holdes uændret

Vi laver et eksperiment, der resulterer i, at gennemsnitsskatten stiger, mens marginals-katten holdes konstant. Eksperimentet består i at sænke $tsysp3$ (sats for skatter baseret på personlig indkomst for skattearterne 3) med 1 procentpoint, mens $tsysp1$ (sats for skatter baseret på personlig indkomst for skattearterne 1) hæves med 1 procentpoint. Dette fremgår af figur 9. Eksperimentet resulterer i stigende gennemsnitlig arbejdstid, hvilket er helt som forventet, da ændringer i gennemsnitsskatten påvirker arbejdsudbuddet gennem indkomsteffekten, mens ændringer i marginals-katten virker gennem substitutionseffekten. Den nye model opfører sig efter intentionen, og der er overordnet set ikke de store forskelle mellem de to modeller. Den største forskel er, at den højere gennemsnitlige arbejdstid i den nye model resulterer i, at efterspørgslen efter "hoveder" falder, og ledigheden stiger mere end i den nuværende model. Dette betyder samtidig, at lønnen falder mere i den "nye"-model.

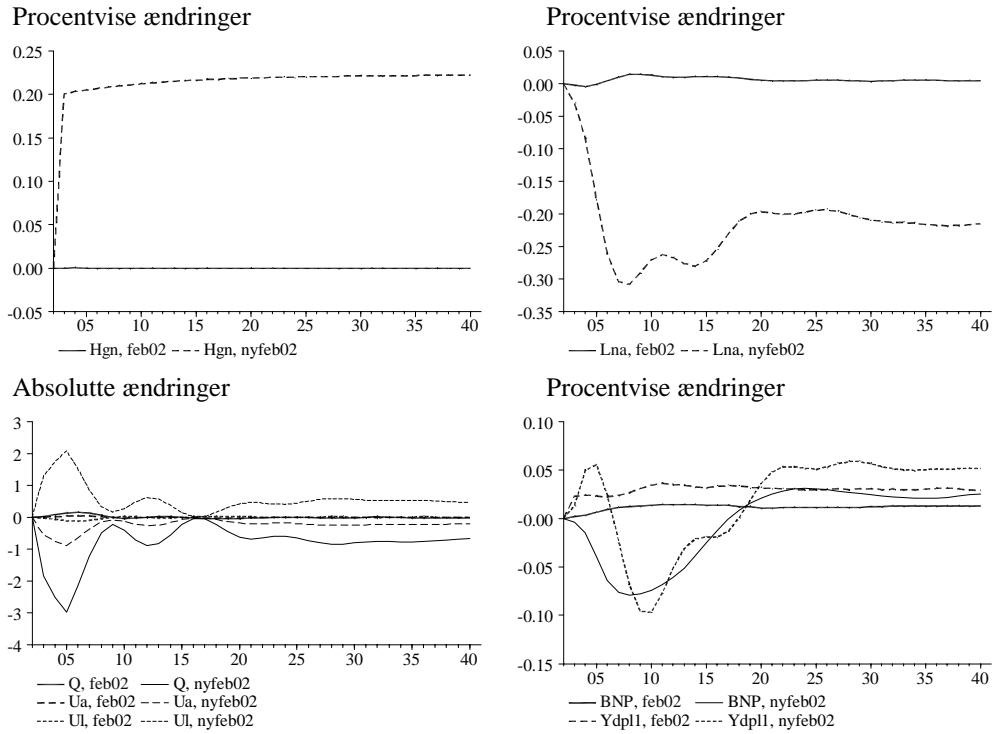
Ændringer i $tsysp1$ og $tsysp3$ så marginals-kat sænkes, mens gennemsnitsskatten holdes uændret

Vi laver et eksperiment, der resulterer i, at gennemsnitsskatten er uændret, mens marginals-katten sænkes, - multipliktorene fremgår af figur 10. Eksperimentet består i at sænke $tsysp3$ med 0.7 procentpoint, mens $tsysp1$ hæves med 0.08 procentpoint. Det er her værd at bemærke, at det kun er i nyfeb02 at gennemsnitsskatten for vores lønmodtager er uændret, i den nuværende model (feb02) falder gennemsnitsskatten for lønmodtagerne en anelse ved dette stød. Som ventet medfører dette eksperiment, at den gennemsnitlige arbejdstid stiger, mens bl.a beskæftigelsen falder. Som det fremgår, giver stødet anledning til forholdsvist store arbejdsudbudseffekter (Hgn stiger med godt 0.2 procent), hvilket medfører at beskæftigelsen initialt falder, og ledigheden stiger. Hvilket så igen får lønnen til at falde.

Figur 9. Stigende gennemsnitsskat, uændret marginalskat



Figur 10. Faldende marginalskat, uændret gennemsnitsskat



5. Opsamling og konklusion

I dette papir er der foreslået en ny modelskitse til bestemmelse af arbejdsudbuddet. Det nye i denne skitse er; 1) At indkomstskattesystemet påvirker det ønskede udbud af arbejdstimer; og 2) Den aftalte arbejdstid bliver endogen. En væsentlig ting at fremhæve er, at den nuværende model for udbuddet af arbejdstimer kan opnås ved at eksogenisere *Haw*. Dvs. hvis brugerne ikke er trygge ved at have at skatten kan påvirke arbejdsudbuddet - på trods af at de selv kan bestemme størrelsen - så kan de let slå effekten fra!

Den foreslåede skitse tager udgangspunkt i optimerende individers valg af ønsket arbejdstid. Helt præcist antager vi, at vi har et repræsentativt individ med CES-nyttefunktion, hvor forbrug og fritid indgår. Dette resulterer i en ønsket aftalt arbejdstid (relation (4)), hvor bl.a. reallønnen, marginal- og gennemsnitsskat indgår. Vi estimerer den ønskede arbejdstid, men opnår indkomst- og substitutionseffekter, der er større end dem, der fås ved estimation på paneldata - estimationer på paneldata udviser dog stor variation, men sammenligner vi med de seneste undersøgelser på danske data, fås for store effekter i vores opstillede model.¹ Det foreslås derfor at lade flere parametre i den udledte arbejdsudbudsrelation være valgfrie parametre, så brugerne selv kan ramme de arbejdsudbudselasticiteter, de tror på. Vi indfører en yderligere parameter (K) i relationen for det ønskede arbejdsudbud (4) som brugene selv kan sætte, ligesom det foreslås at lade σ (F) i relation (4) være en valgfri parameter. Til brug i lange fremskrivninger anbefales det at sætte σ (F) og K til 1 - specielt σ lig 1 er vigtig, da den sikrer mod drift i den ønskede aftalte arbejdstid ved reallønsvækst. Hermed opnås jf tabel 2 indkomst- og substitutionseffekter på ca. 0.46. Til sammenligning fås der i de seneste danske undersøgelser en substitutionseffekt på ca. 0.1 og en indkomsteffekt på ca. det halve, jf ABD24002. Brugere gøres dog opmærksom på, at det ikke er helt omkostningsfrit at sætte K og F , som de har lyst til, da den teoretiske fortolkning hermed delvist forsvinder (indførelsen af K betyder bl.a., at vi bevæger os væk fra den teoretiske nyttefunktion). Den faktiske gennemsnitlige arbejdstid (Hgn) bestemmes som hidtidig på nær et led, der viser forskellen mellem ønsket og faktisk aftalt arbejdstid. Tanken er så, at hvis der opstår uligevægt mellem ønsket og aftalt arbejdstid, kommer der et pres for at ændre den aftalte arbejdstid. Dette kan dog ikke ske øjeblikkeligt, men foregår med en hvis træghed. Den faktiske arbejdstid kan dog godt ændres på kort sigt, eksempelvis ved overarbejde eller mindre udnyttelse af feriefridage samt ved at gå fra deltid/nedsat tid til fuldtid.

¹I ABD24002 gives en oversigt over forskellige estimater af substitutions- og indkomst-elasticiteter foretaget på paneldata - her fremvises både danske og udenlandske undersøgelser.

Litteratur

Bender, Anne og Rasmus Holm Madsen (2002): "*Arbejdsudbudselasticitet og Hausmanmodellen*", Modelgruppepapir ABD24O02, Danmarks Statistik.

Madsen, Rasmu Holm og Anne Bender (2002): "*En simpel neoklassisk arbejdsudbudsmode*", Modelgruppepapir RHM29O02, Danmarks Statistik.

Finansministeriet (2002): "*Fordeling og incitamenter 2002*"

Appendiks 1. Forbrug og fritids optimale omkostningsandel

Vi skal her se på, hvad forbruget og fritidens optimale omkostningsandel er, når vi har følgende CES-nyttefunktion

$$U = \left(\alpha C^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \beta F^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad \alpha, \beta \in [0,1], \quad \alpha + \beta \leq 1, \quad \sigma > 0 \quad (\text{A1})$$

Hvor C er et sammensat forbrugsgode, F er fritid, og σ er substitutionselasticiteten mellem fritid og forbrug. Arbejdsudbuddet, l, er så givet ved $l = \bar{l} - F$, hvor \bar{l} er den samlede mængde tid, der er til rådighed til hhv. fritid og arbejde. Maksimeres denne nyttefunktion (med $l = \bar{l} - F$ indsat) under bibetingelse af følgende budgetrestriktion

$$CP = Wl - T(Wl) = Wl(1 - T_a), \quad T_a = \frac{T(Wl)}{Wl}, \quad T' > 0, \quad T'' > 0 \quad (\text{A2})$$

fås jf. RHM29O02 følgende marshallske efterspørgselsrelation

$$l^* = \frac{1}{\rho \cdot \left(\frac{w}{p} \right)^{1-\sigma} \cdot \frac{1 - T_a}{(1 - T_a')^\sigma} + 1} \bar{l} \quad (\text{A3})$$

hvor D er forholdet mellem skaleringsparametrene ($(\frac{w}{p})^\sigma$) i CES-nyttefunktionen.

For at finde forbruget hhv. fritidens optimale omkostningsandel løses istedet først følgende minimeringsproblem (hvor vi for nemhedens skyld dropper skatterne)

$$\begin{aligned} \min \quad & C \cdot P + F \cdot W \\ \text{st.} \quad & U = \left(\alpha \cdot C^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \beta \cdot F^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \end{aligned} \quad (\text{A4})$$

hvor P og W er prisen på hhv. forbrug og fritid. Lagrangefunktionen bliver så

$$L = C \cdot P + F \cdot W + \lambda \left(U - \left(\alpha \cdot C^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \beta \cdot F^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \right) \quad (\text{A5})$$

Førsteordensbetingelser er

$$\frac{\partial L}{\partial C} = P - \lambda \cdot \frac{\sigma}{\sigma-1} \cdot \left(\alpha \cdot C^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \beta \cdot F^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}-1} \cdot \frac{\sigma-1}{\sigma} \cdot \alpha \cdot C^{\frac{\sigma-1}{\sigma}-1} = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial F} = W - \lambda \cdot \frac{\sigma}{\sigma-1} \cdot \left(\alpha \cdot C^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \beta \cdot F^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}-1} \cdot \frac{\sigma-1}{\sigma} \cdot \beta \cdot F^{\frac{\sigma-1}{\sigma}-1} = 0 \quad (\text{A6})$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = U - \left(\alpha \cdot C^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \beta \cdot F^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}-1} = 0$$

Løses for C og F, fås følgende Hick'ske efterspørgselskurver

$$C^* = U \cdot S \cdot \left(1 + \rho \left(\frac{P}{W} \right)^{\sigma-1} \right)^{\frac{-\sigma}{\sigma-1}}, \rho = \left(\frac{\beta}{\alpha} \right)^{\sigma}, S = \alpha^{\frac{-\sigma}{\sigma-1}} \quad (\text{A7})$$

$$F^* = U \cdot S \cdot \rho \cdot \left(\frac{P}{W} \right)^{\sigma} \cdot \left(1 + \rho \left(\frac{P}{W} \right)^{\sigma-1} \right)^{\frac{-\sigma}{\sigma-1}}, \rho = \left(\frac{\beta}{\alpha} \right)^{\sigma}, S = \alpha^{\frac{-\sigma}{\sigma-1}} \quad (\text{A8})$$

Det bemærkes, at D defineres på samme måde som i relation (2). Udgiftsfunktionen bliver ved indsættelse af C* og F*

$$E(P, W, U) = P \cdot C^* + W \cdot F^* = U \cdot S \cdot P \cdot \left(1 + \rho \cdot \left(\frac{P}{W} \right)^{\sigma-1} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (\text{A9})$$

Fritidens optimale udgiftsandel kan så findes til at være følgende

$$\psi_F^* = \frac{F^*}{E} = \frac{\rho \cdot \left(\frac{P}{W} \right)^{\sigma-1}}{1 + \rho \left(\frac{P}{W} \right)^{\sigma-1}} \quad (\text{A10})$$

Hvorned forbrugets optimale udgiftsandel bliver

$$\psi_C^* = 1 - \psi_F^* = \frac{1}{1 + \rho \left(\frac{P}{W} \right)^{\sigma-1}} \quad (\text{A11})$$

Hvis priserne og lønnen normeres så de begge er 1 i 1995, fås at de optimale udgiftsandeale, er givet ved følgende i 1995

$$\psi_{F,1995}^* = \frac{\rho}{1 + \rho} \quad (\text{A12})$$

$$\psi_{C,1995}^* = \frac{1}{1 + \rho} \quad (\text{A13})$$

D (i bl.a A12 og A13) er som nævnt lig den D i relation (2), i selve papiret, som vi forsøger at estimere. Forholdet mellem de 2 optimale udgiftsandeale bliver netop D

$$\frac{\psi_{F,1995}^*}{\psi_{C,1995}^*} = \rho \quad (\text{A14})$$

Dvs. det vi estimere er forholdet mellem de optimale udgiftsandeale i 1995, hvor priser og løn er normeret til 1. I ADAM's databank har vi bl.a to variable der beskriver folks arbejdsudbud, nemlig *Hgn* og *Ha*. *Hgn* viser den gennemsnitlige arbejdstid for arbejdere i industrien, mens *Ha* er den aftalte arbejdstid. I 2002 er værdien af disse

to hhv. 1524 og 1646. Det relevante, hvis man vil forsøge at estimere D , må dog være gennemsnittet over estimationsperioden (1970-1999), og her er værdierne hhv. 1635 og 1790. Det samlede antal timer på et år er 8760, dette betyder, at folk i gennemsnit bruger ca. 20% af deres samlede tid til at arbejde. Dette medfører, at D ca. skal være 4! Man kan dog diskutere om folk reelt vælger deres arbejdstid ud fra døgnets 24 timer 365 dag om året. Hvis vi alternativt sætter \emptyset så folk eksempelvis kun kan vælge, hvor meget de vil arbejde ud af 16 timer af et døgn 5 dage om ugen 47 uger om året (ferie og weekender trækkes så fra ligesom der skal være tid til at sove) så bliver D mindre.