

Indkomst- og substitutionseffekter i valg af arbejdstid

Resumé:

Med papiret genoptages arbejdet med estimation af arbejdstiden i ADAM. På makrodata estimeres indkomst- og substitutionseffekten i valget af arbejdstid. Aftalt arbejdstid og kvinders erhvervsfrekvens forsøges dernæst inddraget på ad-hoc-facon.

Filnavn: mar19n99.msg

Nøgleord: Arbejdstid, Hgn, indkomsteffekt, substitutionseffekt

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

Med papiret genoptages arbejdet med estimation af arbejdstiden i ADAM. Specielt arbejdes der videre på MAR 5/2-1997.

Vi ser på en enkelt (repræsentativ/gennemsnitlig) beslutningstagers valg af arbejdstid afhængigt af løn og skat. Fra MAR 5/2-1997 ved vi, at en simpel estimation af arbejdstiden på et mål for lønnen giver en negativ elasticitet. Det er tilsyneladende et temmelig robust resultat, der altså i vores repræsentativt-agent-model betyder, at "indkomsteffekten" er betydeligt større end "substitutionseffekten". Det er imidlertid ikke nok at estimere denne sum af indkomst- og substitutionseffekter, for det relevante er ofte de to effekter hver for sig. Vi fortsætter, hvor MAR 5/2-1997 slap med denne adskilning. Vi når frem til modeller, der giver forventede og signifikante parametre til bestemmelse af de to effekter.

På ad-hoc-basis inddrager vi dernæst to ting: Den aftalte arbejdstid og kvindernes stigende erhvervsfrekvens. Det viser sig, at den aftalte arbejdstid kan komme ind i modellen, mens det er sværere at få erhvervsfrekvensen ind.

2 Grundmodel for individs valg af arbejdstid

I dette afsnit ser vi på den mest simple model vi kan tænke os, nemlig en statisk model for et individs valg af arbejdstid og dermed forbrug. Vi bruger en del tid på at beskrive, hvordan man adskiller substitutions- og indkomsteffekter. Til selve estimationen har vi nok færre variabler end vi kunne ønske os. Vi har en arbejdstid, en realløn og nogle variabler, der beskriver skattesystemet. Sondringer mellem substitutions- og indkomsteffekter sker via skattevariabler, og det betyder, at vi begrænser os til en estimationsperiode efter 1970, hvor detaljerede skattevariabler er til rådighed i ADAM-banken. Det betyder også, at vi på forhånd er skeptiske overfor, hvor godt vi kan estimere indkomst- og substitutionseffekter på samme tid.

I dette afsnit er vi grundige med at beskrive det langsigtede/ønskede arbejdstidsvalg. På det korte sigt estimerer vi betydeligt mere frit eller ad-hoc-agtigt. Især vil aftalt arbejdstid spille en rolle på det korte sigt.

2.1 Simpel estimation med én lønvariabel

Estimerer man en simpel relation som

$$\log(Hgn) \quad \text{mod} \quad \log(lna/pcp) \quad \text{og evt.} \quad \log(Ha)$$

eller

$\log(Hgn)$ mod $\log(lna/pcp \cdot (1-tss\theta u))$ og evt. $\log(Ha)$

hvor

Hgn Gennemsnitlig arbejdstid i industrien
 Ha Aftalt arbejdstid
 lna Gennemsnitlig timeløn i industrien
 pcp Forbrugerpriser
 $tss\theta u$ Gennemsnitlig skattesats

og hvor der i ligningerne eventuelt indføres fejlkorrrektionsdynamik, så får man velbestemte og rimelige parametre. Specielt får man noget i retning af

$$\beta = \frac{\partial Hgn}{\partial \text{lønvariabel}} \frac{\text{løn}}{Hgn} \in (-0.35, -0.20)$$

t -værdi (for $\beta = 0$) = ca. 3.5

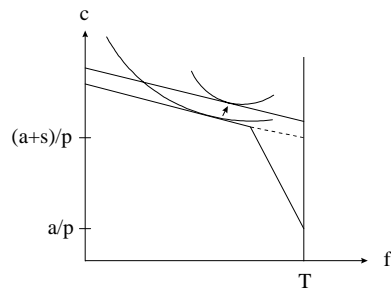
lidt afhængigt af specifikationen. Heraf må konklusionen være, at vi må forvente indkomstelasticiteter, der er større end substitutionselasticiteterne.

Når vi overhovedet fortsætter estimationsarbejdet, er det specielt fordi vi gerne vil gøre mere ud af at sondre mellem indkomst- og substitutionseffekter. Det er jo det relevante, hvis man vil ændre i skattesystemet.

2.2 Adskilning af substitutions- og indkomsteffekt

I MAR 5/2-1997 betragtede vi en figur a' la figur 1, hvor der ikke er nogen anden indkomst, men hvor der er flere (to) skattesatser, og den anden sats var relevant for forbrugeren.

I figuren er c forbrug af varer, f forbrug af fritid, T "beholdningen af tid" så $T - f$ er arbejdstid. Indifferenskurven er den buede, mens den knækkede linie er budgetkurven. Hældningen på denne er reallønnen efter første skattesats, t_1 , på den første del af kurven (set fra T), $w/p \cdot (1 - t_1)$, og realløn efter marginalskat, t_m , på sidste del af kurven $w/p \sum \cdot (1 - t_m)$. Anden ikke-løn-indkomst er a/p målt i enheder c , mens den reale værdi af skattefradraget er s/p (dvs. det beløb man har til rådighed, fordi man ikke betaler t_m af hele indkomsten).



Figur 1. Individets valg af arbejdstid

Rykker man på figurens "anden indkomst" eller realværdien af skattefradraget isoleret set bliver effekten som illustreret i figuren, dvs. en ren indkomsteffekt. I praksis kan den fremkomme, hvis bundgrænsen for anden skattesats hæves.

Den praktiske anvendelse af denne metode støder på flere problemer. For det første er det ikke oplagt at finde data for specielt anden indkomst a . Det betyder, at alene skattefradraget, eller -systemet, skal fange indkomsteffekten, og dermed adskilningen mellem indkomst- og substitutionseffekt. En anden væsentlig kilde til økonomisk relevant "anden indkomst" kunne være huspriserne, eller kapitalgevinsten i forbindelse med ejerboliger. Heller ikke forbruget c er der direkte tal for. Det skulle jo være en industriarbejders forbrug (for Hgn er en industriarbejders arbejdstid). Dette er imidlertid ikke det store problem, fordi vi i papiret ser på en statisk model, hvor vi kender alle andre variabler i budgettet end c (budgettet har form som " $pc = wh$ " hvor w er den relevante løn). Forbruget kan altså substitueres ud af problemet.

For det andet har jeg prøvet med forskellige afgrænsninger af hvilken marginal skattesats, der er den relevante. Estimerne af substitutions- og indkomsteffekt er ikke specielt robuste overfor valget.

For overblikkets skyld forklarer vi først de af ADAMs skattevariabler, der er relevante.

2.3 Skattesatser mv. i ADAM

Tabel 1. Skattevariabler i ADAM-bank. Værdier i 1998 angivet i parentes.

Satser	Label	Bundgrænse	Marginal statskat	Andel af Y 's
tsk(0.32)	Kommune	tsy1k(31.400)		
tsu2(0.08)	1. stat	tsy1k(31.400)	tsu2	bys20
tst1(0.06)	1. statstillæg	tsy2(139.000)	tsu3=tsu2+tst1	bys30
tst2(0.15)	2. statstillæg	tsy3(251.200)	tsu4=tsu3+tst2	bys40
tst3(0)	3. statstillæg	tsy4(∞)	tsu5=tsu4+tst3	bys50
tsu(1)	Udskrivningspct.			
tsp(0)	Pension			
tsda(0.08)	Arbejdsmarked			

Anm: 1) bys_i0 angiver andelen af skattepligtig indkomst Y s, hvoraf der betales statskatten tsu_i . Udskrivningsprocenten regulerer tsu 'erne, så de reelle satser er $tsu \cdot tsu_i$.

Tabel 2. "Afløede" skattevariabler i ADAM-bank

$tss0=(1-bys10)(tsp+tsk)+(\sum_{i=2}^5 bys_i0 \cdot tsu_i) \cdot tsu$	Gennemsnitlig indkomstskat
$tss0u=tss0+(1-tss0) \cdot tsda$	Skattesats brugt i lønrelationen

Derudover af særlig interesse variabelen $tss1$. Denne skal tolkes som, at $tss0u+tss1$ er marginals-katten. Den er konstrueret på følgende måde: Den samlede skat, her kaldet T , kan vi skrive som en funktion af en gennemsnitsskat, t_a , og indkomst, Y , er

$$T = t_a(Y)Y$$

Den fornuftige måde at danne en marginals-kat er derfor

$$t_m = t_a + \frac{\partial t_a}{\partial Y}Y$$

men da gennemsnitsskatten lidt simplificeret kan skrives

$$t_a = \frac{T}{Y} = \sum_i bys_i0 \cdot tsu_i$$

kan vi finde

$$\begin{aligned} \frac{\partial t_a}{\partial y} &= \sum \frac{\partial bys_i0}{\partial y} \cdot tsu_i \\ &\text{dvs.} \\ t_m &= t_a + \sum \frac{\partial bys_i0}{\partial y}Y \cdot tsu_i \\ &= t_a + \sum \frac{\partial bys_i0}{\partial y/Y} \cdot tsu_i \end{aligned}$$

Men variablerne bys_i1 i ADAM-bank er netop

$$bys_i1 = \frac{\partial bys_i0}{\partial y/Y}$$

og ADAM-bank variabelen $tss1$ er netop

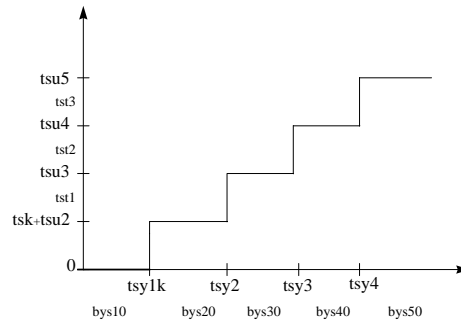
$$tss1 = \sum \frac{\partial bys_i0}{\partial y/Y} \cdot tsu_i = \sum bys_i1 \cdot tsu_i$$

så marginals-katten

$$t_m = tss0u + tss1$$

giver god mening.

Figur 2 illustrerer ADAMs skattevariabler.



Figur 2. Skattevariabler i ADAM

2.4 Estimationsligninger, grundmodellen

Vi tænker i to estimationsligninger, eller to forskellige måder at adskille substitutions- og indkomsteffekter (på det lange sigt). De to modeller er opstillet i første kolonne af tabel 3.

I model 1 estimeres arbejdstiden, h , som funktion af den reale marginalløn (efter skat), w'/p , og realværdien af skattefradraget, S . Parameteren til S er indkomsteffekten og parameteren til marginallønnen er summen af indkomst- og substitutionseffekt.

I model 2 estimeres som funktion af marginal og gennemsnitlig løn. Parameteren til marginallønnen er substitutionseffekten, og parameteren til den gennemsnitlige løn er indkomsteffekten.

I appendiks er vist, at parametre og indkomst- og substitutionseffekter forholder sig, som det står i tabel 3.

Tabel 3. Estimationsligninger

Estimationsligning	Substitutionseffekt	Indkomsteffekt	Model
$\log(h) = \beta_0 + \beta_1 \log(\frac{w'}{p}) + \beta_2 \log(S)$	$\beta_1 - \beta_2$	β_2	1
$\log(h) = \beta_0 + \beta_1 \log(\frac{w'}{p}) + \beta_2 \log(\frac{w^a}{p})$	β_1	β_2	2

Vi estimerer fejlkorrektionsmodeller. På det korte sigt prøver vi – i første omgang – med de samme variabler som på langt sigt. Desuden inddrager vi på det korte sigt også den aftalte arbejdstid, *Ha*. Der er også prøvet med forskellige udtryk, hvis formål er at fange overarbejdet. Det eneste udtryk, der *tilsyneladende* kan fange overarbejdet, er et udtryk for arbejdskraftefterspørgsel målt i timer, nemlig antallet af efterspurgte timer, $Qn \cdot Hqn$. Vi forventer, at elasticiteten til denne er mellem 0 og 1, med den tolkning, at et konjunkturstød medfører overarbejde, så den større arbejdskraftefterspørgsel deles mellem nybeskæftigede og overarbejde. Overarbejdseffekten kan fanges på denne måde, men da det er den eneste måde at fange effekten på, er det nok fordi den uafhængige variabel er en del af udtrykket – altså snyd. Løn- og skattevariabler kommer ikke ind på det korte sigt. Den aftalte arbejdstid gør.

Estimationsperioden er 1971-1995. Der er en dummy for årene 1994-1995, der fanger den meget usikre opgørelse af væksten i arbejdstiden fra 1993 til 1994. Desuden er tidstrende inddraget og medtaget hvis signifikante.

Tabel 4 viser hvilke ADAM-variabler, der er brugt.

Tabel 4. Variabler

Symbol	ADAM-variabel
h	hgn korrigeret for strejke ¹
w'/p	$(\ln a/pcp)(1-tss0u-tss1)$
w^a/p	$(\ln a/pcp)(1-tss0u)$
S	$tss1 (\ln a/pcp)$
h^a	Ha

Anm.: 1) Se appendiks vedrørende strejkevariabel.

Desuden er tidstrende inddraget.

2.5 Estimer

I tabel 5 er estimationen vist. Fejlkorrektionsparameteren er γ , parametrene i langsigsrelationen er β 'erne. Med hensyn til kortsigtsparametre, så bliver variablerne fra langsigsdelen af relation ikke signifikante på det korte sigt.

Der er i kortsigtsrelationen desuden forsøgt med den aftalte arbejdstid, Ha . Denne vil vi ellers først forsøge at inddrage i langsigtsrelationen i senere afsnit, men selv om vi i dette afsnit har en teori, der siger, at Ha ikke skal betyde noget på langt sigt, så kan det jo sagtens tænkes, at den betyder noget på kort sigt.

Tabel 5. 'Grundmodel'. Afhængig variabel er $Dlog(Hgn)$

Parameter	Uafhængig	Model 1	Model 2
α_0	Konstant	1.70 (1.56)	1.71 (1.47)
α_{ha}	$Dlog(Ha)$	0.644 (3.31)	0.642 (3.28)
α_d	$d94$	-0.036 (3.95)	-0.035 (3.90)
γ	$\log(Hgn_{-1})$	0.215 (1.69)	0.205 (1.61)
β_1	se tabel 3 og 4	0.0304 (0.21)	0.586 (2.03)
β_2	se tabel 3 og 4	-0.215 (2.82)	-0.763 (2.59)
Sub-eff.		0.245	
Indk+subs			-0.177
R^2		0.61	0.61
D.W.		1.68	1.71
Periode		1971-1995	1971-1995

Statistisk set har relationerne lovligt lave t-værdier for fejlkorrktionsparametrene og en anelse autokorrelation, men er vel ellers acceptable. Parameteren til marginallønnen i model 1 er insignifikant. Da denne parameter skal fange substitutionseffekten plus indkomsteffekten svarer en parameter på nul til, at de to effekter er ens. At teste $\beta_1 = 0$ i model 1 svarer til at teste $\beta_1 = \beta_2$ i model 2 – denne sidste hypotese kan heller ikke afvises.

Den væsentligste forskel er, at indkomst- og substitutionseffekterne numerisk er betydeligt større i model 2.

I begge modeller ses, at den kortsigtede elasticitet mht. den aftalte arbejdstid er væsentlig.

Pålægger vi restriktionen, at indkomst- og substitutionseffekter skal være lige store, får vi estimaterne i tabel 6.

Tabel 6. Afhængig variabel er $D\log(Hgn)$

Parameter	Uafhængig	Model 1	Model 2
α_0	Konstant	1.85 (2.06)	0.91 (2.27)
α_{ha}	$D\log(Ha)$	0.66 (3.72)	0.596 (3.25)
α_d	$d94$	-0.037 (4.13)	-0.034 (3.77)
γ	$\log(Hgn_{-1})$	0.231 (2.12)	0.119 (2.28)
β_1	se tabel 3 og 4		0.653 (2.03)
β_2	se tabel 3 og 4	-0.210 (3.34)	-0.653 (2.59)
Sub-eff.		0.210	
Indk+subs		0	0
R^2		0.61	0.60
D.W.		1.66	1.81
Periode		1971-1995	1971-1995

Fejlkorrektionsparameteren er nu endnu lavere for model 2. Ellers er der ikke de store ændringer i forhold til tabel 5.

Resultatet om, at indkomst- og substitutionseffekt er omtrent lige store harmonerer ikke med de tidligere estimationer nævnt i afsnit 2.1, hvor indkomsteffekten er størst. Disse estimationer kan forklare, at set over det lange sigt er lønnen steget og arbejdstiden faldet. Når vi nu estimerer noget andet, kan det forklares med, at vi ser på en mere begrænset tidsperiode og/eller at det måske alligevel ikke er en relativt stor indkomsteffekt, der har mindsket arbejdstiden, men snarere at progressionen er øget. Det ville kunne undersøges, hvis vi kunne danne en marginalskat i perioden før 70.

2.6 Andre modeller og estimationer

Fagforeningsmodeller: I fagforeningsmodeller, hvor fagforeningen ud over løn bestemmer eller forhandler om arbejdstiden, kan fagforeningen i nogle modeller bruge arbejdstiden til at fordele en arbejdskraftefterspørgsel målt i timer på hoveder. Balancen for fagforeningen i valget af arbejdstid og dermed beskæftigelse afhænger af, at de ledige tjener understøttelse og de beskæftigede lønindkomst efter en høj skat. Større marginalskat tipper balance til fordel for lavere arbejdstid, færre ledige og mindre indkomst fra understøttelse. Effekten på lønnen af stigende marginalskat kan i disse modeller være negativ. Det skyldes, at "udbyttet" af beskæftigede med høj løn falder, så der er en fordel for fagforeningen i at mindske løn og dermed øge beskæftigelsen. Se Thustrup Hansen, m.fl. (1996).

I forhold til de omtalte modeller er estimatorne ovenfor i god overensstemmelse, når det gælder arbejdstid. Men ser vi imidlertid på effekten af marginalsatter på løn i disse modeller og i en ADAM-model med en arbejdstidsrelation som i forgående afsnit, kan der være forskelle, for i denne ADAM-model

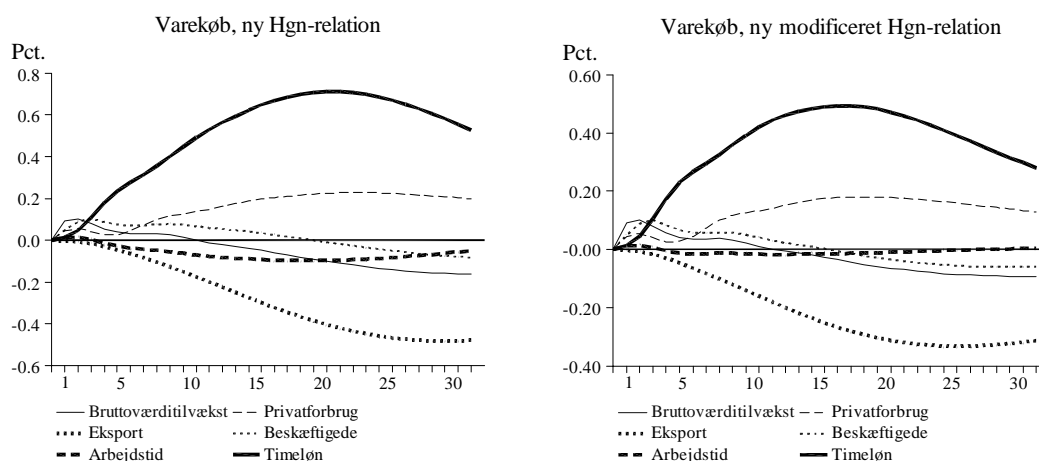
vil højere marginalskat øge lønnen.

Andre estimationer: På paneldata har Pedersen og Smith (1996) for årene 1993 og 1994 estimeret indkomsteffekter og løneffekter (substitutionseffekter). De kan ikke finde indkomsteffekter og finder løneffekter med både positive og negative fortegn. Måske kan det skyldes de få år i panelet? Ovenfor estimeres jo heller ikke effekter af skatter på det korte sigt.

2.7 Funktion i ADAM

I afsnittet vises nogle multiplikatorer for en version af ADAM med en *Hgn*-relation af den type, der er vist ovenfor. Den anvendte relation er ikke helt identisk med de estimerede relationer. Forskellen vedrører dels nogle kortsigtsforhold – man skal derfor ikke interessere sig for førsteårseffekterne – og dels at de numeriske indkomst- og substitutionseffekter er højere (nemlig sat til 1). Den brugte relation minder mest om relation 2 i tabel 6. Men man skal altså læse figurerne 'kvalitativt', hvis man vil have noget ud af afsnittet.

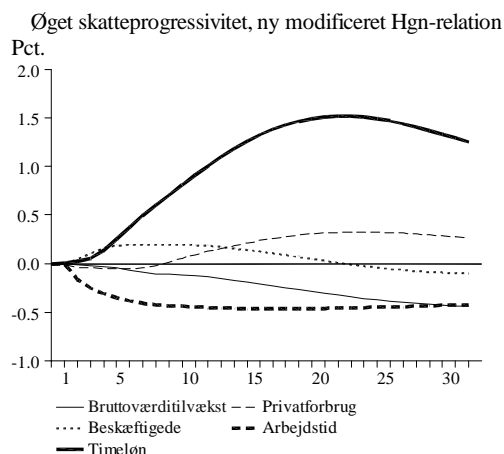
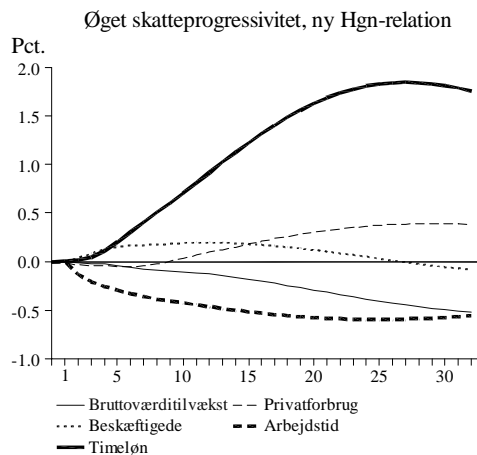
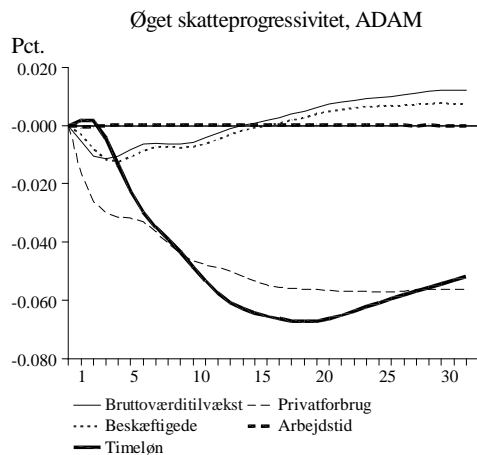
En version af ADAM med model 2 for *Hgn* er dannet. Figuren nedenfor sammenligner med maj98.



Varekøbsmultiplikatoren giver omtrent samme effekter som i maj98. Crowding out tiden er en anelse længere målt på beskæftigelsen, men modstykket er, at arbejdstiden falder lidt. Målt på BVT er crowding out tiden en anelse kortere.¹

¹Man kan bruge lejligheden til at diskutere om temporære og varige effekten af stød fanges rigtigt, når denne type estimationer bruges som ovenfor. Selv hvis man forestiller sig, at indkomst- og substitutionseffekter på langt sigt er ens, og lønstigninger derfor ikke påvirker arbejdstiden, så kunne det jo godt være, at midlertidige lønstigninger påvirker arbejdstiden midlertidigt – det ville gælde, hvis agenterne optimerer dynamisk. I så fald ville midlertidige konjunkturstigninger og lønstigninger øge arbejdstiden. Hvis det havde været fanget i vores model, ville der være en positiv effekt på arbejdstiden i varekøbs-

Øget skatteprogression Vi sætter $tst2$ op med 0.01 og tsk ned med 0.0008. Det giver ca. nul provenu og uændret gennemsnitsskat $tss0u$.



Effekten af modellen er som man skulle forvente: Øget progression giver nu mindre arbejdsudbud, højere løn, mindre eksport, større privatforbrug og mindre produktion og større beskæftigelse målt i hoveder. Hvorfor der overhovedet er nogle effekter i maj 98, ved jeg ikke lige i skrivende stund. Bemærk i øvrigt den pudsige *positive* fordelingseffekt af øget progression via højere beskæftigelse.

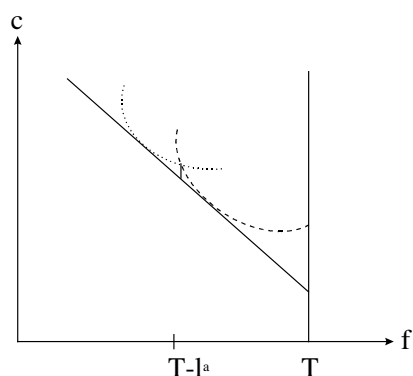
eksperimentet (hvis det altså kan betragtes som et stød, der giver midlertidige effekter, hvilket jo kan diskuteres, når crowding out-tiden er over 10 år).

3 To varianter: Aftalt arbejdstid og øget kvindelig erhvervsfrekvens

3.0.1 Arbejdsudbud og aftalt arbejdstid

Der er flere måder, hvorpå man kan antage, at en aftalt arbejdstid påvirker den faktiske. I MAR 16.06.97 er foreslået, at arbejderne kan vælge arbejdstid op til den aftalte. De, der ønsker højere arbejdstid bliver således rationeret. Man kan også forestille sig, at arbejderne kan vælge frit, men der er en gevinst ved at vælge den aftalte arbejdstid, eller rettere en ulempe ved at skulle forhandle sig til andet end en standardkontrakt.

I figuren nedenfor forestiller vi os, at man får en gevinst ved at vælge aftalt arbejdstid. Det betyder, at dem, hvis ønskede arbejdstid i fravær af denne gevinst, ligger tæt på den aftalte arbejdstid, faktisk vil vælge den aftalte arbejdstid. Indifferenskurver for to typer forbrugere er lagt ind.



Faktisk og aftalt arbejdstid

Vi vil dog ikke gøre noget yderligere forsøg på at opstille estimerbare funktioner særlig eksakt med udgangspunkt i sådanne teorier. Vi forsøger simpelthen at inddrage den aftalte arbejdstid H_a i relationer af type som i tabel 1 (på langt sigt og på kort sigt). Parametre og t-værdier bliver meget små, hvis der ikke også inddrages en tidstrend. Med tidstrend får vi resultatet i tabel 7.

Tabel 7. Model med aftalt arbejdstid (Ha)

Parameter	Uafhængig	Model 1	Model 2
α_0	Konstant	1.03 (0.95)	-1.89 (1.09)
α_{ha}	Dlog(Ha)	0.897 (4.45)	0.913 (4.26)
α_d	$d94$	-0.044 (5.11)	0.042 (4.20)
γ	$\log(Hgn_{-1})$	0.657 (3.37)	0.694 (2.90)
β_1	se tabel 3 og 4		0.329 (1.77)
β_2	se tabel 3 og 4	-0.16 (4.02)	-0.499 (2.51)
β_{ha}	$\log(Ha_{-1})$	0.834 (3.80)	0.728 (2.57)
β_t	Årstal-1970	0.0038 (2.35)	0.0028 (1.14) ¹
Sub-eff.		0.16	
Indk+subs		0 (bundet $\beta_1 = 0$)	-0.170
R^2		0.70	0.70
D.W.		1.76	1.67
Periode		1971-1995	1971-1995

Anm. 1) Udeladelse af trenden giver mindre DW og mindre parametre til lønvariable.

Tilpasningen er meget hurtigere end i tabel 5. Estimatet er jo i og for sig meget godt. De statistiske egenskaber er vel lidt bedre end i tabel 5 og parameterestimerer til løn- og skattevariable af samme størrelse. Men jeg er noget skeptisk for, hvad man skal bruge en sådan relation til i ADAM, hvis man ikke samtidig har en relation for Ha . Det svarer til at have en lønrelation, hvor den faktiske løn afhænger (bl.a.) af et eksogent overenskomstresultat. Og for arbejdstidens vedkommende er det noget svært at estimere Ha , fordi den ændres så sjældent (og de faktiske beslutninger om ændringer er endnu færre, fordi nogle beslutninger går ud på gradvist at sænke Ha).

Parametrene for Ha kan ikke afvises at være 1. Vi kan prøve at pålægge dette som restriktion. Det har vi gjort for model 2, resultatet ses i tabel 8.

Tabel 8. 'Grundmodel'. Afhængig variabel er Dlog(Hgn/Ha)

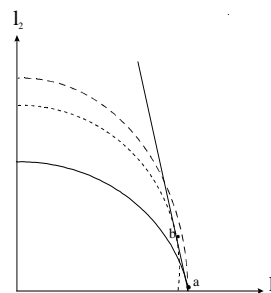
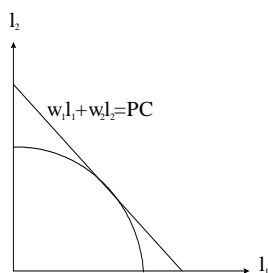
Parameter	Uafhængig	Model 2
α_0	Konstant	0.43 (2.58)
α_d	$d94$	-0.045 (5.11)
γ	$\log(Hgn_{-1}/Ha_{-1})$	0.672 (3.76)
β_1	se tabel 3 og 4	0.414 (2.62)
β_2	se tabel 3 og 4	-0.573 (3.17)
β_t		0.0049 (5.58)
Indk+subs		-0.159
R^2		0.61
D.W.		1.81
Periode		1971-1995

Igen en udmærket estimation, hvor man kan diskutere, hvad man skal stille

op med Ha i ligningen.

3.0.2 Arbejdsudbud og kvinders erhvervsfrekvens

Man kan forestille sig, at kvindernes stigende erhvervsfrekvens har betydet, at den typiske husholdning arbejder mindre pr. hoved (betinget på, at det målte hovede er på arbejdsmarkedet). Igen henvises til MAR 16.06.97 for en nærmere diskussion. I figurerne nedenfor er vist, hvordan mandens arbejdstid (h_1) og kvindens (h_2) kan tænkes bestemt. I figurerne er husholdningens fælles indifferenskurve (eller kurve for disnytte) tegnet – desto længere inde i diagrammet kurven ligger, desto større nytte (mindre disnytte). Der er også tegnet en budgetkurve, eller rettere en kurve for hvordan en given udgift til forbrug, PC , kan indtjenes (i et samlet system er C naturligvis endogen). I figuren til højre er vist en situation, hvor vi forestiller os, at kvinden får mindre disnytte af at arbejde (kvindefrigørelsen), og indifferenskurverne derfor ændrer sig (fra den fuldt optrykte linie til de stiplede). Husholdningen ændrer derfor arbejdsudbud fra punkt a , hvor kun manden arbejder, til b , hvor begge arbejder. Den gennemsnitlige arbejdstid for personer med positiv arbejdstid falder.



Valg af faktisk arbejdstid givet aftalt

Mindre kvindelig disnytte ved arbejde

Igen uden at gøre særlige anstrengelser for at udlede estimationsligninger eksakt, forsøger vi ganske enkelt at inddrage erhvervsfrekvensen $ua/u1564$ i relationen. Tanken er, at den væsentligste årsag til bevægelser i $ua/u1564$ er variationen i kvinders erhvervsfrekvens. Der er ikke plads til variabelen, hverken med eller uden trend.

3.0.3 Arbejdsudbud, erhvervsfrekvens og aftalt arbejdstid

Man kan forsøge at inddrage både erhvervsfrekvensen samtidigt med aftalt arbejdstid og evt. en tidstrend. Efter min mening vil det interessante ved en sådan estimation være, at man kan undersøge simultanitet mellem de tre variabler. Det bliver ikke i denne omgang.

3.0.4 Offentlig forbrug som substitut til privat forbrug

I MAR 5.2.97 er vist, hvordan offentligt forbrug kan påvirke valget af arbejdstid, hvis privat og offentligt forbrug er substitutter. Konklusionen er, at større offentligt forbrug vil indgå i forbrugerens problem som en ikke-lønindkomst, og derfor i estimation bør fange en indkomsteffekt. Hvis offentligt forbrug således er korreleret med skatter vil skatter ikke kun virke "negativt" i forbrugerens problem. Det er forsøgt at inddrage det offentlige forbrug i estimationen, men hidtil uden succes.

4 Appendiks

4.1 Indkomst- og substitutionseffekter

Vi opskriver forbrugerens problem grundigt. Det gør vi, fordi det ind imellem kan være svært at gennemskue, om en variabel skal fange indkomsteffekten eller substitutionseffekten eller begge effekter.

Problemet er

$$\begin{aligned} \text{Maks } u &= u(c, h) \\ \text{s.t. } pc &= w(h) \end{aligned}$$

hvor $w' = \frac{\partial w(h)}{\partial h}$ er marginallønnen (tænk på det som $w' = w(1 - t_m)$) og $w^a = \frac{w(h)}{h}$ er gennemsnitsløn (tænk på $w^a = w(1 - t_a)$).

Maksimering af tilhørende lagrangefunktion med lagrangemultiplikator λ giver ligningssystemet, der skal gælde i optimum (fodtegn angiver afledte)

$$\begin{aligned} u_c(c, h) - \lambda p &= 0 \\ u_h(c, h) + \lambda w'(h) &= 0 \\ pc - w(h) &= 0 \end{aligned} \tag{1}$$

hvormed c, h og λ er implicit bestemt som funktion af p og parametre i indkomstfunktionen $w(h)$.

Hvis vi opfatter w' og w^a som de relevante parametre, kan vi for det første skrive førsteordensbetingelserne igen som

$$\begin{aligned}u_c(c, h) - \lambda p &= 0 \\u_h(c, h) + \lambda w' &= 0 \\pc - w^a h &= 0\end{aligned}$$

og for det andet beregne, hvordan de afhængige variabler afhænger af de uafhængige ved hjælp af implicit funktions sætning eller Cramers regel. Vi får ved totaldifferentiering

$$\begin{aligned}\begin{bmatrix} u_{cc} & u_{ch} & -p \\ u_{hc} & u_{hh} & +w' \\ p & -w^a & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dc \\ dh \\ d\lambda \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \lambda & 0 & 0 \\ 0 & -\lambda & 0 \\ -c & 0 & h \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dp \\ dw' \\ dw^a \end{bmatrix} \\ \Leftrightarrow \begin{bmatrix} dc \\ dh \\ d\lambda \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} u_{cc} & u_{ch} & -p \\ u_{hc} & u_{hh} & +w' \\ p & -w^a & 0 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \lambda & 0 & 0 \\ 0 & -\lambda & 0 \\ -c & 0 & h \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dp \\ dw' \\ dw^a \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} & A_{13} \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda & 0 & 0 \\ 0 & -\lambda & 0 \\ -c & 0 & h \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dp \\ dw' \\ dw^a \end{bmatrix} \\ &\text{(hvor "A-matricen" er den inverterede matrix)} \\ &= \begin{bmatrix} \lambda A_{11} - cA_{13} & -\lambda A_{12} & hA_{13} \\ \lambda A_{21} - cA_{23} & -\lambda A_{22} & hA_{23} \\ \lambda A_{31} - cA_{33} & -\lambda A_{32} & hA_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dp \\ dw' \\ dw^a \end{bmatrix}\end{aligned}$$

I forhold til et helt almindeligt nyttemaksimerings/vareefterspørgselsproblem for en forbruger er det eneste usædvanlige hér, at der ikke direkte er nogen indkomstvariabel, men til gengæld en vare med ikke-lineær pris.

Substitutions- og indkomsteffekter: For at identificere de to effekter forestiller vi os nu følgende eksperiment (og følger temmelig slavisk lærebogen *Mikroøkonomi* af Keiding): Vi laver en samtidig ændring i p og w^a , således at nytten er konstant. Vi kalder denne samlede ændring for substitutionseffekten (det er jo en bevægelse langs indifferenskurven). Man finder, at lønændringen og prisændringerne forholder sig til hinanden som $dw^a = dp \frac{c}{h}$. Det er jo ikke så overraskende, men denne sammenhæng er alligevel den sværeste at finde: For det første bevæger vi os i eksperimentet jo langs indifferenskurven, så

$$\begin{aligned}0 &= dU = u_c dc + u_h dh \\ &\Leftrightarrow \text{(fra (1))}\end{aligned}\tag{2}$$

$$\lambda(pdc - w'dh) = 0$$

For det andet kan vi ud fra budgettet regne på hvordan dw^a og dp skal hænge sammen for at budgettet fortsat holdes. Det giver

$$\begin{aligned}d[pc - w(h)] &= pdc - w'dh + cdp - hdw^a \\ &= cdp - hdw^a = 0\end{aligned}$$

I andet led efter første lighedstegn ser vi på effekten af ændret h . Her skal marginallønnen indgå. I fjerde led ser vi på den ”parameteriske” ændring af gennemsnitslønnen, hvorfor denne skal indgå her. Udnytter man (2) får man andet lighedstegn, og dermed det ønskede (dvs. $dw^a = dp \frac{c}{h}$).

Den ændring vi får i fx h af dette sammensatte eksperiment bliver derved λA_{21} , og dette er substitutionseffekten. Vi finder resultatet som

$$\begin{aligned} dh &= (\lambda A_{21} - c A_{23}) dp + h A_{23} dw^a = (\lambda A_{21} - c A_{23}) dp + h A_{23} dp \frac{c}{h} \\ &= \lambda A_{21} dp \end{aligned}$$

Det vi her kalder indkomsteffekten på h er effekten fra w^a , der altså er $h A_{23}$. Den direkte effekt på h af ændring i p består altså af en substitutions- og en indkomsteffekt.

Man kan lave samme eksperimenter for ændringer i fx w' og w^a . Generelt er $\lambda A_{i,j}$, $i, j = 1, 2$ substitutionseffekterne, og det specielle ved denne opstilling er, at den direkte effekt af ændret marginalløn (λA_{22} for h) svarer til substitutionseffekten (og det er faktisk lidt lettere at indse, når vi ændrer w' og w^a samtidigt).

I den faktiske estimation normeres med prisen p . Efter skitsen er den relevante estimation så h på $w'/p = w(1 - t_m)/p$ og $\frac{w^a}{p} h = \frac{w(1-t_a)}{p} h$. Altså skal den endogene med i et produkt. Her kan man alternativt vælge at instrumentere eller udelade h . Det sidste er gjort.

Alternativt kan vi prøve at opstille problemet lidt anderledes, nemlig ved at dividere budgettet igennem med marginallønnen $w(1 - t_m)$. Det *tilsyneladende* smarte ved dette er, at forholdet mellem marginalløn og gennemsnitlig løn $(1 - t_a)/(1 - t_m)$ bliver den forklarende variabel, der fanger progressionen i skattesystemet og indkomsteffekten i problemet.

Problemets førsteordensbetingelser kan da skrives (vi skriver stadig $w' = w(1 - t_m)$)

$$\begin{aligned} u_c(c, h) - \lambda &= 0 \\ u_h(c, h) - \lambda \frac{w'}{p} &= 0 \\ \frac{1}{w'/p} c - \frac{1 - t_a}{1 - t_m} h &= 0 \end{aligned}$$

Man kan lave samme type eksperiment som i foregående opskrivning: en samtidig ændring af at $\frac{w'}{p}$ og $\frac{1-t_a}{1-t_m}$ så nytten er konstant (så finder man substitutionseffekten). Man estimerer h på $\frac{w'}{p}$ og $\frac{1-t_a}{1-t_m}$ (evt. $\frac{1-t_a}{1-t_m} h$). Effekten fra $\frac{1-t_a}{1-t_m}$ er indkomsteffekten og effekten fra marginallønnen består altså af en indkomst- plus en substitutionseffekt.

Det viser sig, at estimationen af h på $\frac{w'}{p}$ og $\frac{1-t_a}{1-t_m}$ giver eksakt det samme som hvis h estimeres på $\frac{w'}{p}$ og $\frac{w^a}{p}$, når man regner substitutionseffekten ud som beskrevet.

I papiret er jo også en model med værdien af skattefradraget brugt. I det tilfælde skrives forbrugers problem

$$\begin{aligned} \text{Maks } u &= u(c, h) \\ \text{s.t. } pc &= w'(h)h + S \end{aligned}$$

hvor S er den nominelle værdi af skattefradrag. Førsteordensbetingelserne er

$$\begin{aligned} u_c(c, h) - \lambda p &= 0 \\ u_h(c, h) + \lambda w'(h) &= 0 \\ pc - w'(h)h - S &= 0 \end{aligned}$$

Man kan lave samme type eksperimenter som ovenfor. For eksempel en samtidig ændring i S og w' så nytten er uændret. Den viser, at effekten fra S er en indkomsteffekt, og effekten fra w' er en substitutionseffekt.

4.2 Strejker

Den målte arbejdstid fluktuerer som følge af strejker. Det kunne oplagt blot betragtes som noget, der hører til den almindelige støj i en regression, men man kunne jo også korrigere den målte arbejdstid herfor.

Vi måler strejker på følgende måde: Der er statistik for antal tabte arbejdsdage, $dage$ og for den normale daglige arbejdstid, Haa . Variablen *strejke* er

$$strejke = \frac{dage \cdot Haa}{Qn \cdot Ha}$$

(hvor Qn er antal beskæftigede i industrien) angiver derfor omtrentligt den andel af arbejdstiden, som en ansat strejker.

Man kan forestille sig, at variablen *strejke* måler den tid, der rent faktisk tabes i forbindelse med strejker, og man kan forestille sig, der faktisk tabes mere tid, end *strejke* måler. Det kunne fx forekomme, hvis der holdes faglige møder eller tages flere sygedage eller fridage end normalt, når en strejke er igang (og hvis sygedage og faglige møder hverken tælles som strejke eller arbejdstid). Vi kan også forestille os det modsatte, at strejker ikke betyder noget, fordi man tager overarbejde efter strejken for at indhente arbejdet.

Ideen er, at hvis den planlagte, valgte arbejdstid er h^* (der afhænger af mere økonomisk-teoretiske faktorer), mens den målte er h , så gælder

$$\begin{aligned}h &= h^*(1 - \alpha \cdot \textit{strejke}) \\ &\Leftrightarrow \\ \ln h &= \ln h^* + \ln(1 - \alpha \cdot \textit{strejke}) \\ &\approx \ln h^* - \alpha \cdot \textit{strejke} \quad \text{hvis } \alpha \cdot \textit{strejke} \text{ er tæt på } 0\end{aligned}$$

Vi kan altså enten estimere et α eller blot antage $\alpha = 1$, korrigere variablerne, så vi estimerer på $\ln h - \textit{strejke}$ som logaritmen af den valgte arbejdstid. Rent faktisk viser det sig, at man i mange estimationer får α estimeret signifikant over 1. Altså holder folk fri i forbindelse med strejker, og altså er det slet ikke sådan, at det mistede arbejde indhentes.

Men i estimationerne i dette papir er arbejdstiden korrigeret mekanisk, dvs. $\alpha = 1$ er antaget.