

## En modelskitse for arbejdsudbuddet i ADAM

### Resumé:

*I dette papir diskuteres en skitse for bestemmelsen af arbejdsudbuddet i ADAM. Arbejdsudbuddet drejer sig dels om valget mellem deltagelse og ikke-deltagelse, samt bestemmelse af hvor mange timer individerne ønsker at arbejde givet deltagelse på arbejdsmarkedet.*

---

mow

Nøgleord: Arbejdsmarked, arbejdsudbud

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

## 1. Indledning

I papiret opstilles en skitse for, hvordan arbejdsudbud og arbejdstimer kan modelleres i ADAM

Arbejdshypotesen i det følgende er, at de væsentligste faktorer i ændringer i det samlede antal udbudte arbejdstimer er den aftalte arbejdstid og arbejdstagers valg mellem fuld tid, deltid og ikke-deltagelse på arbejdsmarkedet. Dette leder til skitseringen af en model, hvor arbejdskraftudbydere står over for et diskret valg mellem at udbyde arbejdskraft i den gennemsnitlige arbejdstid eller at stå udenfor arbejdsmarkedet. Men hvor arbejdskraftudbyderne er i stand til at påvirke den gennemsnitlige arbejdstid.

Hypotesen om, at der på arbejdsmarkedet foretages et diskret valg i deltagelsesbeslutningen, baseres på, at en væsentlig del af variationen (ca. 95 pct.) i ADAMs gennemsnitlige arbejdstid,  $Hgn$ , kan forklares af den aftalte arbejdstid,  $Ha$ , deltidsfrekvensen i fremstillingsvirksomhed,  $bqn$ , og korrektioner for arbejdsårets afvigelse fra normalåret og for tabte arbejdstimer i forbindelse med strejker. Se fx modelgruppepapiret aan08502. Restleddet i alle estimationerne af  $Hgn$ -modellerne i aan08502 er dog autokorreleret over hele estimationsperioden. Dette kunne tyde på, at der er behov for at tilføje flere forklarende variable som eksempelvis indkomst og skatter. Problemerne med restleddet kan dog også delvist være et udslag af problemer i data specielt i perioden efter industristatistikken ophører.

Antagelsen om, at arbejdskraftudbyderne kan påvirke den gennemsnitlige arbejdstid kan baseres på, at arbejdstiden forhandles central mellem arbejdsgiverorganisationer og fagforeninger. Nedenfor anvendes en antagelse om, at arbejdstagerne alene bestemmer arbejdstiden.

*[I appendiks 1 præsenteres en række estimationsforsøg. Det skal bemærkes, at appendiks 1 oprindeligt er tænkt som et nonpaper, til forfatternes egen brug]*

## 2. Arbejdsudbuddet i feb02

I ADAM versionen februar 2002 er den gennemsnitlige arbejdstid,  $Hgn$ , bestemt af de eksogene variable aftalt arbejdstid og deltidsfrekvens, samt af ændringer i industriproduktionen, der medfører, at den gennemsnitlige arbejdstid er konjunkturmedløbende.

Erhvervsfrekvensen er bestemt af en eksogen trend, der beskriver kvindernes indtrængen på arbejdsmarkedet og en "encouraged-worker effekt", således at erhvervsfrekvensen ligeledes er konjunkturmedløbende.

Det samlede timeudbud er derfor konjunkturmedløbende, men derudover alene bestemt af eksogene variable og alle timeudbudseffekter af strukturelle tiltag vil være indirekte via ledighed og industriproduktion.

### 3. Arbejdsudbud i model med diskret valg af arbejdstid

I det følgende antages simplificerende, at arbejdskraftudbydere står overfor et diskret valg mellem deltagelse til den gennemsnitlige arbejdstid og ikke-deltagelse. Således at valget mellem deltid og heltid udelades. I tilfældet hvor det antages, at alle individer er identiske, er det klart, at alle vælger samme arbejdstid. Derfor introduceres en simpel form for heterogenitet i individernes disnytte af arbejde.

Der tages udgangspunkt i et arbejdsmarked med  $I$  arbejdskraftudbydere, der hver især løser problemet

$$\begin{aligned} \max_h v &= v\left(\left(L - \frac{h_j}{\alpha_i}\right), \frac{C(h_j)}{p}, Z\right) \\ \text{s.t. a) } C &= (1 + \rho(u)) \cdot (wh_j - T(wh_j)) + \phi(j) \cdot \rho(u) \cdot B + A \\ \text{b) } j &= 0, h_{gns} \end{aligned} \quad (1)$$

hvor  $h_j$  er arbejdstimer,  $L$  er samlet tid til rådighed,  $C$  den forventede indkomst,  $\rho$  er en funktion, der måler ledighedsrisiko, mens  $\phi = 0$  for  $j=0$  og  $\phi=1$  for  $j = h_j$ , således at overførsler, der modtages i tilfælde af ledighed,  $B$ , kun modtages af arbejdsmarkedsdeltagere.  $u$  er ledighed. Endelig er  $T(wL)$  et progressivt skattesystem, og  $Z$  er øvrige variabler, der kan have betydning i deltagelsesbeslutningen. nyttefunktionen  $v$  har de sædvanlige egenskaber, og specielt antages, at  $v_1 > 0$  og  $v_{11} < 0$ .

Det er ikke helt oplagt, at ledigheden og compensation ved ledighed skal indgå i relationen som ovenfor, idet personer, der træder ind i arbejdsstyrken ikke har adgang til samme ydelser som tidligere beskæftigede. På den anden side kan man forestille sig ledige individer, der bliver i arbejdsstyrken på trods af ringe beskæftigelsesmuligheder på grund af bedre ydelser. Under alle omstændigheder giver formuleringen i (1) et argument for tilstedeværelsen af en discouraged worker effekt i deltagelsesbeslutningen, hvilket fører til konjunkturmedløbende arbejdstimeudbud.

Det bemærkes specielt, at nytten i tilfældet uden positive arbejdstimer er uafhængig af  $\alpha$ , således at der kan defineres et generelt nytteniveau i tilfældet  $h=0$ . Dette kaldes  $v(C(0))$ . Samtidig gælder det, at nytten er en voksende funktion af  $\alpha$ . Derfor gælder, at hvis

$$v\left(\left(L - h_{gns} / \alpha_i\right), C(h_{gns}), z\right) = v(C(0)) \quad (2)$$

så vil individer med  $\alpha \geq \tilde{\alpha}$  vælge at deltage på arbejdsmarkedet. Dermed fås ligeledes, at erhvervsfrekvensen bliver en funktion af  $\tilde{\alpha}$ , der igen er en funktion af variablene, der indgår i deltagelsesbeslutningen.

Erhvervsfrekvensen kan altså skrives

$$e = g(\tilde{\alpha}) = f(h_{gns}, C(h_{gns}), C(0), Z) \quad (3)$$

De partielle effekter i erhvervsfrekvensrelationen (3) kan udledes på baggrund af relation (2). En øget alternativ indkomst  $C(0)$  vil entydigt mindske erhvervsfrekvensen, tilsvarende vil en ren indkomstforøgelse til personer i arbejdsstyrken  $C(h_{gns})$  øge arbejdsstyrken. Bemærk at ledighed og dagpengeniveau har effekter via indkomsten for personer i arbejdsstyrken,  $C(h_{gns})$ . Således vil højere dagpengeniveau øge erhvervsfrekvensen, mens øget ledighed mindsker den. Effekten af højere gennemsnitlig arbejdstid er ukendt, idet nytten her påvirkes både gennem mindsket fritid og øget forbrug.

Det må forventes, at der er symmetri mellem effekten fra  $C(h_{gns})$  og  $C(0)$ . Hvis alternativ indkomsten samtidig  $C(0)$  er indekseret til lønnen vil erhvervsfrekvensen kun blive påvirket af disse variable i det omfang, der indføres nye ordninger fx ændringer i skattesystemet eller indførsel af fx en tilbagetrækningsordning som efterlønnen.

Ovenfor betragtes den gennemsnitlige arbejdstid som eksogen. Det forekommer dog rimeligt, at arbejdskraftudbyderne har en vis indflydelse på arbejdstiden. Her antages, at den gennemsnitlige ønskede arbejdstid bestemmes som den ønskede arbejdstid for det gennemsnitlige individ på arbejdsmarkedet. Dette betyder altså, at arbejdsudbudssiden alene bestemmer arbejdstiden. Samt at der er insideradfærd i fastsættelsen af arbejdstiden, idet kun personer tilknyttet arbejdsmarkedet (ledige og beskæftigede) har indflydelse på denne<sup>1</sup>.

Løses problemet (1) med bibetingelsen b) ophævet, samtidig med, at  $\rho(u) = 1$ , således at et individ vælger den ønskede arbejdstid frit og uden ledighedsrisiko, så findes den ønskede arbejdstid ved førsteordensbetingelsen

$$\frac{v_1'}{v_2'} = \frac{\alpha_i w(1-T)}{p} \quad (4)$$

Fra (4) bemærkes specielt, at idet højresiden er voksende i  $\alpha$ , så er den ønskede arbejdstid voksende i  $\alpha$ . Den ønskede arbejdstid i relation (4) kan betragtes som den ønskede arbejdstid på kort sigt i tilfældet, hvor forbrugerens intertemporale problem for samlet forbrug inkl. forbrug af fritid kan løses ved to-trins optimering<sup>2</sup>.

Idet  $h^*$  er voksende i  $\alpha$ , så gælder det også, at den gennemsnitlige ønskede arbejdstid er en aftagende i erhvervsfrekvensen, idet den marginale arbejdskraftudbyder altid har højere præferencer for fritid end den gennemsnitlige. Dette skrives

<sup>1</sup> Argumentet for insideradfærd i timefastsættelsen kan der argumenteres for, idet arbejdstiden fastsættes af fagforeningerne.

<sup>2</sup> Et papir med dette emne er under forberedelse

$$h_{gns}^* = h_{gns}^* (1 - \tilde{\alpha}) \quad (5)$$

Ligningerne (3) og (5) udgør et system, der sammen bestemmer erhvervsfrekvens og ønsket gennemsnitlig arbejdstid.

Antages det, at deltidsfrekvensen er eksogen og altid udgør halvtid i forhold til fuldtid, bestemmer (5) den ønskede aftalte arbejdstid som

$$Ha^* = hgn_{gns}^* \left(1 - \frac{bqn}{2}\right) \quad (6)$$

Og der antages følgende simple tilpasning i den aftalte arbejdstid

$$Ha = Ha_{-1} + \gamma \cdot (Ha^* - Ha) \quad (7)$$

Hastigheden i tilpasningen af den aftalte arbejdstid kan baseres på hyppigheden af observerede ændringer i den aftalte arbejdstid.

Den faktiske gennemsnitlige arbejdstid bestemmes som i ADAM af faktisk aftalt arbejdstid og deltidsfrekvensen

$$h_{gns} = Ha \cdot \left(1 - \frac{bqn}{2}\right) \quad (8)$$

I forbindelse med opstilling af ligningerne som (6) og (8) til ADAM skal det overvejes, hvordan der i praksis korrigeres for eksempelvis afvigelser fra normalåret.

Ovenstående kan betragtes som en skitse for arbejdsudbuddet i ADAM.

#### 4. Ønsket arbejdstid

En opstilling af estimerbare relationer for ønsket arbejdstid og erhvervsfrekvens kræver en specifik nyttefunktion for  $v$ . Her anvendes en CES-nytte specifikation. Nedenfor i afsnit 5 snydes dog lidt, idet relationen for erhvervsfrekvensen opstilles ad-hoc.

Antag, at arbejdskraftudbyderne kan beskrives ved en CES-nyttefunktionen

$$v = \left( \delta \left( \frac{C}{p} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\delta) \left( L - \frac{h}{\alpha_i} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad \alpha_i \in ]0,1[, \delta \in ]0,1[, \sigma > 0 \quad (9)$$

da findes, at den ønskede arbejdstid for individ  $i$  kan skrives

$$h_i^* = \left( \left( \frac{1-\delta}{\delta} \right)^\sigma \cdot \left( \frac{w}{p} \right)^{\sigma-1} \cdot \frac{(1-T^a)\alpha}{((1-T^a)\alpha)^\sigma} + 1 \right)^{-1} \alpha L \quad (10)$$

For individ  $i$  er  $\alpha$  en konstant. Når den ønskede arbejdstid for den gennemsnitlige arbejdskraftudbyder skal findes vil  $\alpha$  være en aftagende funktion af erhvervsfrekvensen,  $e$ , idet øget erhvervsfrekvens trækker individer med lav  $\alpha$  ud på arbejdsmarkedet. Det vil sige, at den ønskede arbejdstid for den gennemsnitlige arbejdskraftudbyder, kan skrives

$$h_{gns}^* = \left( \theta(\tilde{\alpha}) \cdot \left( \frac{w}{p} \right)^{\sigma-1} \cdot \frac{(1-T^a)\alpha(e)}{((1-T^a)\alpha(e))^\sigma} + 1 \right)^{-1} \alpha(e)L \quad (11)$$

Den funktionelle form for  $\alpha(e)$  afhænger af fordelingen af  $\alpha$ , men i kommende estimationer, vil der dog blive eksperimenteret med formen. Det forventes på baggrund af modellen, at der er en negativ sammenhæng mellem erhvervsfrekvens og ønsket gennemsnitlig arbejdstid.

Det bemærkes fra (11), at den ønskede gennemsnitlige arbejdstid alene vil variere med erhvervsfrekvens og forholdet mellem gennemsnits- og marginalskat, hvis substitutionselasticiteten,  $\sigma = 1$ .

Relation (11) betydning i modellen er altså at fastlægge den gennemsnitlige ønskede arbejdstid på langt sigt. Det ses fra (11), at  $\sigma \neq 1$  vil medføre en drift i den ønskede gennemsnitlige arbejdstid i scenarier med reallønsvækst. Umiddelbart synes det derfor rarest, hvis parameteren kan bindes til 1.

Indledende estimationer er vist i appendiks 1. Af disse ses, at formuleringen ikke umiddelbart kan anvendes. substituionsparameteren,  $\sigma$ , estimeres væsentligt mindre end 1, hvilket giver en faldende arbejdstid i vækstscenarier, hvor reallønnen er voksende. Eventuelle løsninger kan være 1) at forsøge at estimere en relation for forholdet mellem forbrug af fritid og forbrug af andre goder 2) at finde en funktionel form<sup>3</sup> for  $v$ , der giver konstant arbejdsudbud på lang sigt i vækst scenarier 3) at holde arbejdstiden helt eksogen, således at arbejdstimeudbuddet alene varierer med erhvervsfrekvensen eller at vælge en anden funktionel form.

## 5. Erhvervsfrekvens/Erhvervsfrekvenser

For at simplificere opstilles relationen for erhvervsfrekvensen ad-hoc som en logistisk-relation, dvs.

$$e = \frac{\exp(\beta X^a)}{1 + \exp(\beta X^a)} \leftrightarrow \ln\left(\frac{e}{1-e}\right) = \beta X^a \quad (12)$$

<sup>3</sup> I Barro og Sala-i-Martin Economic Growth anvendes en funktionsform, der måske kan bruges

hvor  $X$  indeholder variablene diskuteret ovenfor. Denne type relationer anvendes i den norske MODAG-model til beskrivelse af erhvervsfrekvenser for otte grupper af arbejdskraftudbydere<sup>4</sup>.

Det kan forsøges at opsplitte arbejdsstyrken i relevante aldersgrupper eksempelvis unge, middelaldrende og ældre. Hvor der specielt for midtergruppen må kunne antages noget nær eksogent erhvervsfrekvens, når der korrigeres for kvindernes indtrængen. Dette vil dog formentlig føre til nogle datamæssige problemer. I appendiks 1 er erhvervsfrekvensen for individer i 60-64 gruppen estimeret i en relation som (12), hvor alternativ indkomsten,  $C(0)$ , er baseret på efterlønsatsen.

Der er væsentlige datamæssige problemer i dannelsen af specielt en serie for indkomst i tilfældet af ikke-deltagelse,  $C(0)$ .

## 6. Sammenfatning

I forhold til den nuværende modellering af arbejdsudbuddet i ADAM er den væsentligste ændring, at arbejdsudbuddet kan fortolkes indenfor rammerne af nyttemaksimerende arbejdskraftudbydere. Samt at erhvervsfrekvensen nu påvirker den ønskede og faktiske arbejdstid.

---

<sup>4</sup> Se Boug, P. m.fl, "MODAG - En makroøkonomisk modell for norsk økonomi" og Sollie M. og Svendsen I. "En økonometrisk studie av arbeidstilbudet i Norge"

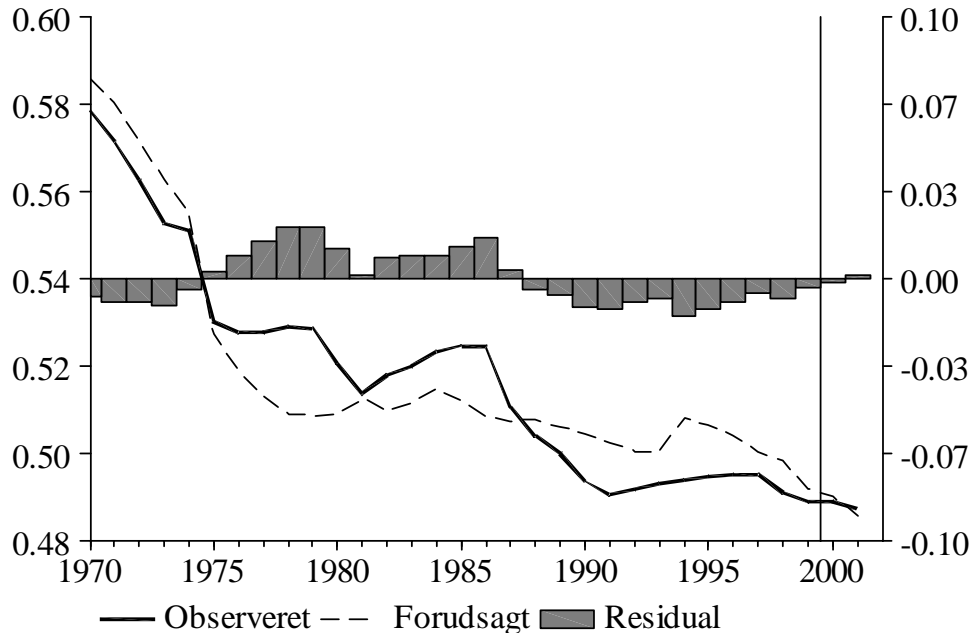
## Appendiks 1 Estimation af relation 11

Nedenfor præsenteres en simpel estimation af relation (11), som ventreside variabel anvendes  $HA*(1-bqn/2)$ . Den Som variabel for den maksimale tid til rådighed anvendes 2 gange gennemsnitsarbejdstiden, set over hele estimationsperioden. Som erhvervsfrekvens anvendes ADAMs nuværende erhvervsfrekvens  $(UA+UPE)/(U1564-Uu)$ . Erhvervsfrekvensen introduceres log-lineært i relationen. Det er ikke umiddelbart tilfredsstillende, at efterlønnere medtages i arbejdsstyrken.

Samtlige parametre estimeres signifikant og med rigtigt fortegn. Resultaterne er opsummeret i tabel A.1 og figur A.1

Parameter/variabel	Koefficient	Spredning
$\sigma$	0.218211	0.066149
$\delta/(1-\delta)$	0.033522	0.009629
trend	-0.403341	0.115908
Anm. n=1970-1999	LogL 75.8235	$R^2=0.794159$ DW=0.595687

**Figur A.1**



I figur A.1 bemærkes, at arbejdstiden er tegnet som den andelen af samlet tid til rådighed, som ønskes anvendt på arbejde.

Det har været forsøgt at variere på værdien for  $L$ , og det er fundet, at substitutionselasticiteten lader til at øges når tid til rådighed øges.



## Appendiks 2. Estimation af erhvervsfrekvens for de 60-64 årige

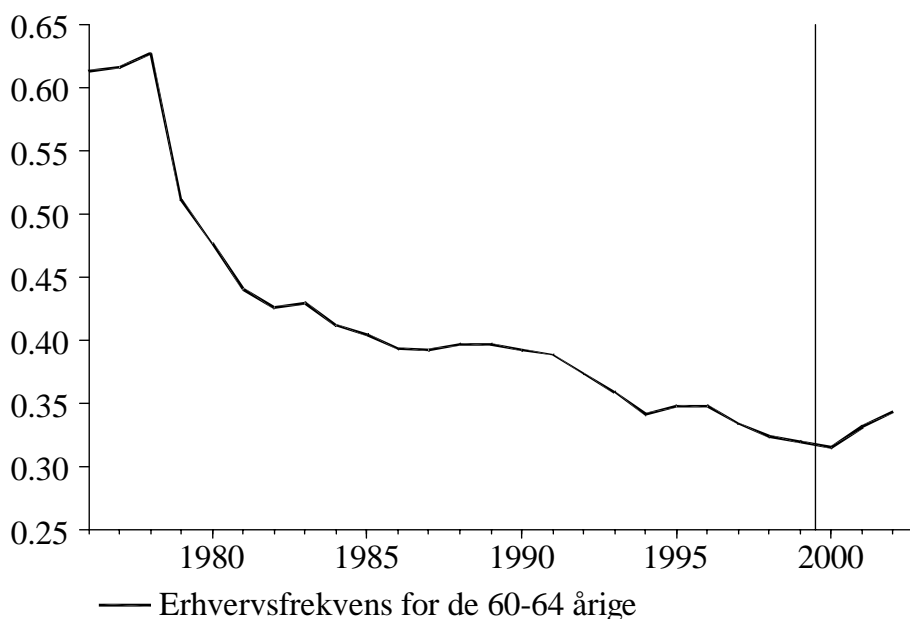
I dette appendiks præsenteres nogle foreløbige estimationsforsøg af erhvervsfrekvensen for de 60-64 årige. Vi vil her se på hvorvidt man kan beskrive erhvervsfrekvensen efter den skitse der er specificeret i afsnit 5. Grunden til at vi, i første omgang, fokuserer på de 60-64 årige, er at det er nemmere at specificere en alternativ indkomst for denne gruppe. Helt præcist vil vi forsøge at estimere følgende

$$d(efq) = \alpha_x \cdot d(x) - \gamma(efq_{-1} - \beta_0 - \beta_x x_{-1}) \quad (1)$$

$x$  er forklarende variable, som fx lønninger, overførsler/"alternativ-indkomst" og ledighed/beskæftigelse. Det store spørgsmål er, hvad der skal medtages som alternativ indkomst. For de 60-64 årige er det nærliggende at se på efterlønnen (vi har desuden valgt at medtage overgangsydelse). Her vil vi i (1) medtage forholdet mellem lønnen og den gennemsnitlige efterlønsydelse – denne er givet ved *Tysae/upe*. Desuden kan det diskuteres, hvorvidt det er beskæftigelsen for de 60-64 årige eller for hele arbejdsstyrken, der skal fange en "encouraged-worker effekt". Indtil videre har vi anvendt beskæftigelsen for hele befolkningen.

I figur 1 fremgår udviklingen i erhvervsfrekvensen for de 60-64 årige i perioden 1976-2002. Som det fremgår, har den været faldende, primært som følge af efterlønnens indførelse i 1979. I 2001 og 2002 er der dog sket en lille stigning igen. Denne stigning skyldes formentlig den stramning af efterlønsreglerne, der blev foretaget i slutningen af 90'erne.

**Figur 1. Erhvervsfrekvens for de 60-64 årige**



Vi prøver at estimere følgende relation

$$d \log \left( \frac{EFQ}{1-EFQ} \right) = \alpha_1 \cdot d \log \left( \frac{Lna}{\left( \frac{Tysae}{Upe} \right)} \right) + \alpha_1 \cdot d \log \left( \frac{Q}{U1564-UU} \right) + \gamma \cdot \left( \beta_0 + \beta_0 \cdot \log \left( \frac{Lna}{\left( \frac{Tysae}{Upe} \right)} \right) + \beta_1 \cdot \log \left( \frac{Q}{U1564-UU} \right) - \log \left( \frac{EFQ_{-1}}{1-EFQ_{-1}} \right) \right) \quad (2)$$

hvor  $EFQ$  er erhvervsfrekvensen for de 60-64 årige, mens de øvrige variable følger normal ADAM nomenklatur.

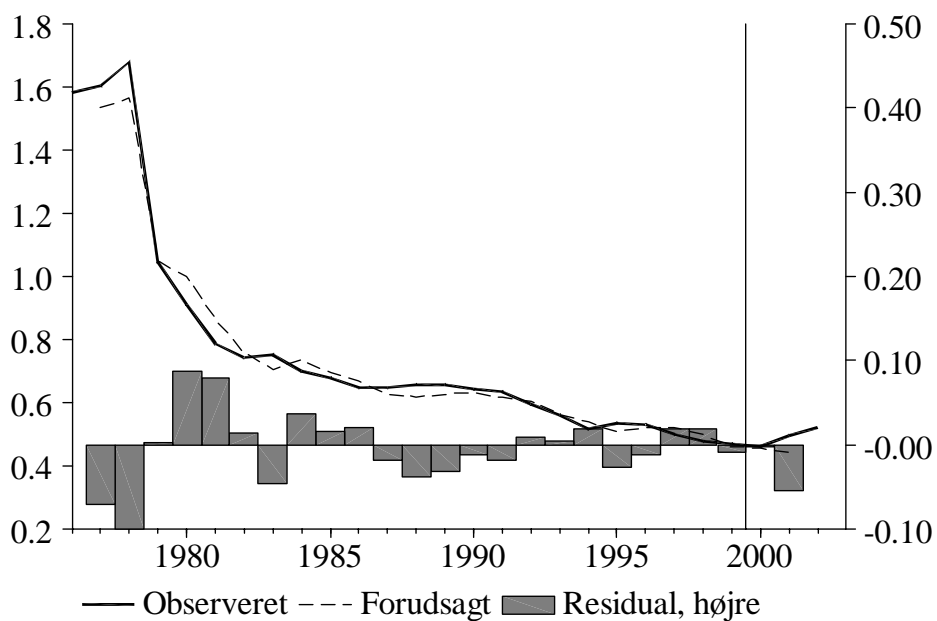
Estimationen fremgår af tabel 1, mens forklaringsevnen fremgår af figur 2 (bemærk, at y-aksen ikke viser erhvervsfrekvensen, men erhvervsfrekvensen/(1-erhvervsfrekvensen)).

**Tabel 1. Estimation af erhvervsfrekvens for de 60-64 årige**

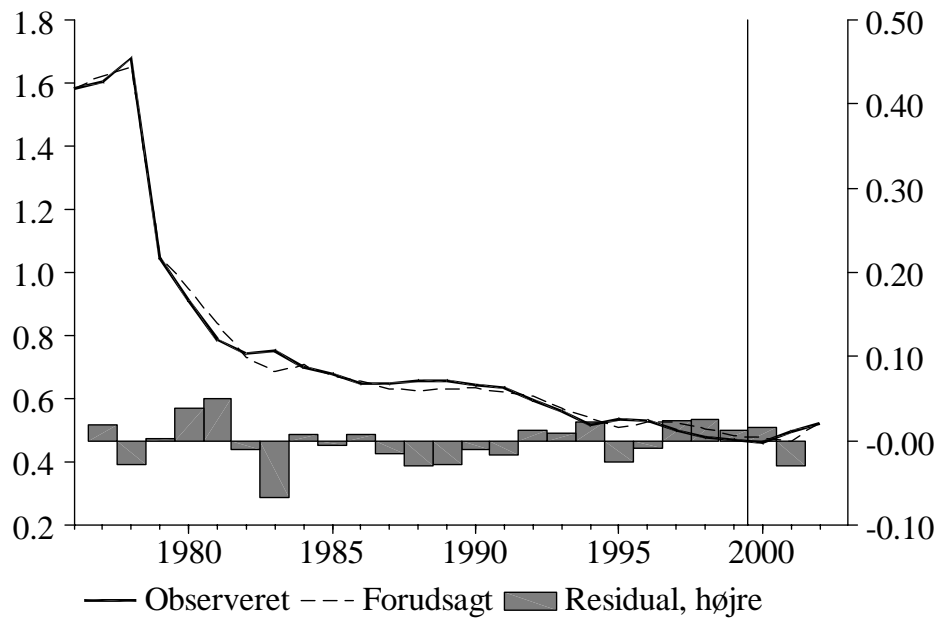
Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
"Erhvervsfrekvens"	Dlog(EFQ/(1-EFQ))		
Forhold	Dlog(Lna/(tysae/Upe))	0.1187	0.01275
Beskæftigelse	Dlog(Q/(U1564-UU))	0.4543	0.84303
Fejlkorrktionsparameter		0.1040	0.04806
Forhold	Log(Lna/(tysae/Upe))	0.3778	0.11643
Beskæftigelse	Log(Q/(U1564-UU))	3.4290	4.88366
Konstant		-0.1520	1.08389
Anm.	n=1976-1999      s=0.043259	R <sup>2</sup> =0.866	DW=1.4567

Som det fremgår kommer forholdet mellem løn og efterløn ikke overraskende ud med det forventede positive fortegn og er klart signifikant. Til gengæld bliver parameteren til beskæftigelsen insignifikant på både kort og lang sigt. Umiddelbart fitter relationen udmærket. Relationen kan dog ikke fange den stigning der har været i erhvervsfrekvensen over de seneste år. Dette illustrerer, at relationer i denne type alene reagerer på beløbsændringer, mens regelændringer ikke fanges.

Den nuværende  $Ua$ -relation er estimeret som en ren ændrings-relation. Vi har derfor også forsøgt at estimere erhvervsfrekvensen for de 60-64 årige som en ren ændringsrelation. Estimationsresultaterne fremgår af tabel 2 og forklarings-evnen af figur 3. Igen kommer forholdet mellem indkomst ved beskæftigelse og efterløn ind signifikant. Heller ikke her bliver koefficienten til beskæftigelsen signifikant. Også denne relation fitter ok.

**Figur 2. Forklaringsevne i niveau - relationen fra tabel (1)****Tabel 2. Estimation af erhvervsfrekvens for de 60-64 årige**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
"Erhvervsfrekvens"	$D\log(EFQ/(1-EFQ))$		
Forhold	$D\log(Lna/(tysae/Upe))$	0.10656	0.01222
Beskæftigelse	$D\log(Q/(U1564-uu))$	1.01665	0.86364
Konstant		-0.03705	0.01050
Anm.	n=1976-1999      s=0.0496	$R^2=0.79$	DW=1.3123

**Figur 3. Forklaringsevne i niveau - relationen fra tabel (2)**

De foreløbige estimationer ser ok ud. Næste skridt må være på en eller anden måde at få konstrueret en "alternativ indkomst", som er en sammenvejning af de forskellige ordninger, således at vi kan estimere en relation a la den, der er specificeret i (2) for hele befolkningen.