
OFFENTLIGE STØNADER TIL HUSHOLDNINGER

EN ØKONOMETRISK UNDERSØKELSE OG MODELLANALYSE

EINAR BOWITZ

**OFFENTLIGE STØNADER TIL
HUSHOLDNINGER**

**EN ØKONOMETRISK UNDERSØKELSE
OG MODELLANALYSE**

EINAR BOWITZ

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO - KONGSVINGER 1992



ISBN 82-537-3785-8
ISSN 0801 - 3845

EMNEGRUPPE

59 Andre samfunnsøkonomiske emner

EMNEORD

Arbeidstilbud
Framskrivning
Makromodell
Stønader
Uførepensjon

Forord

Dette arbeidet presenterer en analyse av faktorer bak endringer i viktige offentlige stønader til husholdninger. Et resultat av analysen er at endringer i arbeidsledigheten har vært en vesentlig faktor bak utgiftsveksten i flere offentlige stønader det siste tiåret. Ikke minst når det gjelder uførepensjonene har økt ledighet spilt en rolle, men slike effekter er også funnet for attføringsstønadene og sosialhjelpen. Undersøkelsen gir få eller bare svake holdepunkter for å kunne si at økningen i tallet på uførepensjonister kan forklares av økte stønadsnivåer i forhold til lønn.

Stønader i stor grad rettighetsbaserte. Dette gir opphav til en sammenheng mellom arbeidsledigheten og antall stønadsmottakere og dermed automatisk stabilisering av de offentlige utgiftene, ut over den direkte effekten via ledighetstrygden. Stønadene vil ha en tendens til å vokse særlig sterkt i perioder med økende ledighet og motsatt når ledigheten er synkende.

Støndsanalysen er integrert i en modell for bestemmelse av arbeidstilbudet og inngår i en versjon av Statistisk sentralbyrås makroøkonomiske modell MODAG. En sentral egenskap ved den beskrivelsen av arbeidsmarkedet som denne modellen gir, er at redusert etterspørsel etter arbeidskraft fører til at arbeidstilbudet går ned. Det innebærer at ledigheten øker mindre enn sysselsettingen avtar. En har funnet at en nedgang i sysselsettingen på 20 tusen personer på lang sikt medfører en økning i ledigheten på 6 tusen og en nedgang i arbeidstilbudet på 14 tusen. Dette er en noe sterkere nedgang i arbeidstilbudet enn i tidligere analyser. Antall stønadsmottakere utenom de arbeidsledige øker i samme størrelsesorden som nedgangen i arbeidstilbudet.

Resultatet av dette arbeidet kan brukes i politikkanalyser via makromodellen MODAG, f.eks. i utarbeiding av konsistente framskrivninger av sentrale variable for norsk økonomi, bl.a. anslag for arbeidsstyrke, stønadsmottakere og pensjonsutbetalinger. Sammen med tilleggsinformasjon kan støndsanalysen også brukes til å inkorporere framskrivninger for utbetalinger til alderspensjoner og enkelte andre demografisk påvirkede stønader.

Arbeidet er utført som en del av forskningsprosjektet "Makroøkonomi og velferdsstaten", og er finansiert av Norges råd for anvendt samfunnsforskning (NORAS) under programområdet Velferdsstatsforskning.

Arbeidet med publikasjonen er utført av forsker Einar Bowitz. Forfatteren takker Charlotte Koren i Statistisk sentralbyrå for bistand til databearbeiding og informasjon om trygderegler mv. Videre har Ådne Cappelen, Dennis Fredriksen, Bjørn Naug, Erik Storm og Nils Martin Stølen bistått med kommentarer og diskusjoner underveis i arbeidet.

Statistisk sentralbyrå, Oslo, 7. September 1992

Svein Longva

Preface

This publication presents an analysis of the development of important government transfers to private households. We have found that changes in unemployment have been an important factor behind the increase in benefits for a number of transfer categories. The analysis gives little support to the hypothesis that the increase in the number of receivers of disability pension can be explained by increased benefit levels relative to wages.

Since these transfers to a large extent are based on judicial rights, a link between unemployment and the number of transfer receivers will constitute an automatic stabilisator of government expenditure, in addition to the direct effect via unemployment benefits. These transfers will tend to increase in periods of increasing unemployment and vice versa.

The analysis of transfers is integrated into a model for determination of labour supply, and is a part of the Central Bureau of Statistics' (CBS) macroeconomic model MODAG. A central property of this model's description of the labour market is that a decline in labour demand induces a reduction in labour supply as well through a "discouraged worker effect". This implies that unemployment will increase less than the decline in employment. It has been found that a reduction in employment of say 20 thousands persons in the long run results in 6 thousands more unemployed and a reduction of 14 thousands in labour supply. This is a somewhat larger decline in labour supply than in previous analyses. The number of transfer receivers exclusive the unemployed increases in the same order of magnitude as the reduction in labour supply.

The results from this work could be used in policy analyses via the macroeconomic model MODAG e.g. in making consistent projections of central variables in the Norwegian economy, inter alia labour supply, transfer recipients and pension and transfer payments. With additional information the analysis of transfers can also include projections for old age pensions and some other transfers which are mainly influenced by demographic variables.

The present study is part of the project "Makroøkonomi og velferdsstaten" (Macroeconomics and the welfare state), and was financed by the Norwegian council for applied social research (NORAS) under the research program "Research on the welfare state".

The publication has been written by research fellow Einar Bowitz. The author thanks Charlotte Koren from the CBS for assistance in data gathering and information on pension rules etc. The author would like to thank Ådne Cappelen, Dennis Fredriksen, Bjørn Naug, Erik Storm and Nils Martin Stølen in the CBS for comments and discussions.

Central Bureau of Statistics, Oslo, 7 September 1992

Svein Longva

Innholdsfortegnelse:

1 Innledning	7
2 Omfanget av offentlige stønader til private	9
3 Uførepensjon	11
3.1 Tidligere undersøkelser av uførepensjonsordningen	11
3.2 Opplegg for å lage en makromodell for uførepensjon	17
3.3 Databeskrivelse	22
3.4 Estimeringsopplegg	30
3.5 Estimeringsresultater tilgangsrater uførhet	35
3.6 Sammenhengen mellom korttidsledighet og langtidsledighet	42
3.7 Historiske simuleringer på uføremodellen.	46
3.8 Uførestønader	49
4 Attføringsstønader	52
5 Sykepenger fra folketrygden	55
6 Kommunal sosialhjelp	61
7 Dagpenger ved arbeidsløshet	67
8 Indeksering av grunnbeløpet	71
9 Virkninger på arbeidstilbudet - historiske simuleringer og virkningsberegninger	73
9.1 Modellering av uførepensjonister og arbeidstilbud	73
9.2 Historiske simuleringer	77
9.3 Virkningsberegninger på de to arbeidstilbudsmodellene	79
9.4 Framskrivning til 2030	82
10 Andre demografisk påvirkede stønader	84
10.1 Alderspensjon	84
10.2 Fødselspenger	86
10.3 Barnetrygd	86
11 Øvrige stønader	88
Vedlegg	90
Vedlegg A Pensjonsbeløp for nye uførepensjonister	90
Vedlegg B Skatteprosjenter	97
Vedlegg C Korrigerte tall for uføretilgang som følge av endringer i behandlingstid i trygdeetaten	99
Vedlegg D Nøkkeltall for sykepengeutbetalinger fra Rikstrygdeverket	100
Vedlegg E Estimeringsresultater for arbeidstilbudsrelasjonene	101
Referanser	114

Contents:

1 Introduction	7
2 The economic importance of government transfers to private households	9
3 Disability benefits	11
3.1 Previous analyses of disability benefits	11
3.2 The structure of a macro-model for disability benefits	17
3.3 Description of data	22
3.4 Estimation procedure	30
3.5 Estimation results for entry rates for disability benefits	35
3.6 The connection between short term and long term unemployment	42
3.7 Historical simulations on the disability model	46
3.8 Disability benefits, level of transfers	49
4 Rehabilitation benefits	52
5 Illness allowances	55
6 Social care benefits	61
7 Unemployment benefits	67
8 Price-index regulation of the basic pension unit	71
9 Effects on labour supply - historical simulations and impact analyses	73
9.1 Modelling receivers of disability benefits and labour supply	73
9.2 Historical simulations	77
9.3 Impact analyses on the two models of labour supply	79
9.4 Projection to 2030	82
10 Other transfers influenced by demography	84
10.1 Old age pension	84
10.2 Confinement benefits	86
10.3 Family allowances	86
11 Other transfers	88
Appendices	90
Appendix A Benefit levels for entrants into disability benefit	90
Appendix B Tax rates	97
Appendix C Adjusted figures for entrants into disability benefit due to changes in handling time in the National insurance administration	99
Appendix D Key figures for illness allowances from the National insurance	100
Appendix E Estimation results for labour supply functions	101
References	114

1 Innledning

Denne rapporten beskriver resultater fra arbeidet med å modellere stønader fra det offentlige til husholdningene i SSBs makroøkonomiske modell MODAG. Disse stønadene er store i forhold til den samlede verdiskapningen i Norge, og utviklingen i disse har potensielt stor realøkonomisk betydning både på kort og lang sikt. På kort sikt kan flere stønadsarter virke som automatiske stabilisatorer i økonomien hvis endringer i arbeidsledigheten slår sterkt ut i disse stønadene. På lang sikt vil endringer i befolkningens sammensetning etter alder samt økningen i pensjonsrettigheter kunne føre til betydelige endringer i utgiftene til pensjoner, særlig alderspensjon, under det eksisterende regelverket.

Arbeidsledighetstrygden er det viktigste eksemplet på en offentlig stønad som virker som en automatisk stabilisator i et konjunkturforløp, men også andre stønader kan potensielt fungere som på lignende måte ved at økt ledighet fører til at sysselsatte skyves over på trygd. I denne rapporten har jeg særlig vært opptatt av å kartlegge virkninger av situasjonen på arbeidsmarkedet på (deler av) disse stønadene. Det offentlige har langt fra full kontroll over disse utgiftene ved fastlegging av de årlige statsbudsjettene fordi ytelse av de fleste av stønadene gis som følge av lovfestede rettigheter (pensjonspoeng, regler for utregning av pensjoner, lover som gir rett til f.eks. arbeidsledighetstrygd, indeksregulering av grunnbeløpet i folketrygden osv). Det er således en betydelig grad av automatikk tildeling av i disse stønadene.

Kap. 2 inneholder en kortfattet oversikt over størrelse og utvikling i ulike stønader fra det offentlige til husholdningene det siste tiåret. Samlede stønader målt som andel av bruttonasjonalproduktet økte fra 14,4 prosent i 1980 til 19,5 prosent i 1990.

Kap. 3 omhandler uførepensjonen, som er den stønadskategorien som har fått den grundigste behandlingen. Kapitlet inneholder en kortfattet gjennomgang av tidligere forskning i Norge og enkelte utenlandske undersøkelser. Det inneholder også en beskrivelse av den teoretiske modellen for bestemmelse av antall uførepensjonister som benyttes i denne analysen. Modellen er en simuleringsmodell som beskriver tilgangen til uførepensjon, samt aldring og avgang av uførepensjonister. Modellen skiller mellom menn og kvinner, splittet på 5 aldersgrupper. Den økonometriske undersøkelsen av uføretilgangen er utført på tidsseriedata som dekker perioden 1970-1990. Den konkluderer med at uføretilgangen avhenger av arbeidsledigheten. Langtidsledigheten står her sentralt. Det er også undersøkt om den økningen i uføretilgangen vi har sett de siste 10-15 årene kan tilskrives at stønadsnivået (i forhold til lønn) har steget mer enn lønningene. Analysen konkluderer med at det er få grunner til å anta at dette har vært en viktig faktor bak den økte uføretilgangen. Kapitlet inneholder også flere historiske simuleringer. Et av resultatene er at med lav ledighet (1,9 prosent som i 1979) på 1980-tallet ville antall uførepensjonister i 1990 vært vel 20000 eller snaut 9 prosent færre enn det som faktisk ble tilfellet. For at tallet på uførepensjonister skulle ha holdt seg uendret gjennom 1980-årene måtte imidlertid ledigheten ha vært enda lavere enn 1,9 prosent.

Attføringsstønadene, sykepengene og den kommunale sosialhjelpen er behandlet i kapitlene 4, 5 og 6. Disse stønadene er behandlet på en enklere måte enn uførestønadene, og det er lagt vekt på å finne eventuelle effekter av arbeidsledigheten. For attføringsstønader og sosialhjelp er det funnet effekter av ledigheten, mens utslagene i sykepengene ser ut til å ha vært av mindre betydning.

Arbeidsledighetsstønadene er behandlet i kap. 7, mens kap. 8 omhandler den historiske utviklingen i indekseringen av folketrygdens grunnbeløp. Denne variabelen spiller en nøkkelrolle i det norske trygdesystemet, og indekseringen av denne er eksplisitt spesifisert i simuleringsmodellen.

I kap. 9 er beskrivelsen av de offentlige stønadene til private sett i sammenheng med beskrivelsen av arbeidstilbudet for ulike befolkningsgrupper. Simuleringsmodellen som er brukt inneholder de estimerte relasjonene for ledighetsrelaterte stønader nevnt over samt estimerte relasjoner for bestemmelse av arbeidstilbudet. Modellens atferdsbeskrivelse av arbeidsmarkedet er vurdert under to alternative tilnærminger for å integrere behandlingen av arbeidstilbud og stønadsmottakere. En sentral konklusjon er at ved en nedgang i sysselsettingen vil arbeidstilbudet gå betydelig ned, slik at utslaget i ledigheten blir vesentlig mindre enn sysselsettingsendringen. Og denne effekten på arbeidstilbudet er større enn i tidligere analyser. I den foretrukne modellvarianten vil en sysselsettingsnedgang på vel 20 tusen personer føre med seg en langsiktig nedgang i arbeidstilbudet på 14 tusen mens ledigheten bare øker med 6 tusen. Og 12 tusen av nedgangen i arbeidstilbudet på 14 tusen kan ifølge modellen finnes igjen som mottakere av langtidsytelser fra det offentlige. For alle de nevnte stønadene tar det imidlertid tid før endringer i ledigheten slår ut i stønadsutbetalingene. Mens ledigheten øker relativt mye på kort sikt, tar det f. eks. over 10 år før effekten på antall uførepensjonister er uttømt.

I kap. 10 er det beskrevet hvordan stønadene til alderspensjon, fødselspenger og barnetrygd på en enkel måte kan knyttes til bl. a. demografiske variable. Relasjonene for disse stønadene er sammen med simuleringsmodellen omtalt over innarbeidet i SSBs makroøkonomiske modell MODAG. I kap. 11 gis en kort beskrivelse av hvordan også den resterende delen av stønadene er behandlet i den modellen.

2 Omfanget av offentlige stønader til private

Stønadene fra det offentlige utgjør en betydelig del av husholdningenes inntekter. I 1990 var de samlede overføringene til husholdningene fra stat og kommune 129 mrd. kroner. Det utgjorde vel 1/4 av inntektene før skatt for husholdningene og knapt 1/5 av BNP. Det aller meste av stønadene kommer fra staten (statskassen eller folketrygden) mens stønadene fra kommunesektoren spiller en relativt beskjeden rolle. I MODAG er det en relativt detaljert spesifisering av stønader.

Tabell 1: Inndelingen¹⁾ av stønader i MODAG

	Pst. av BNP 1980	Pst. av BNP 1990	Mrd. kr. 1990
609 Andre pensjonsstønader	0,9	0,9	6,2
611 Alderspens. statens p.kasse	0,7	0,8	5,5
612 Alderspens. folketrygden	4,3	5,7	37,5
613 Uførepensjon	1,8	2,7	17,8
619 Komm. till. til lovbest. trygd	0,2	0,0	0,2
621 Helsestønader statsforv.	1,1	1,2	8,1
622 Helsestønader komm. forv.	0,8	0,8	5,1
630SY Sykepenger folketrygden	1,6	1,7	11,3
630F Fødselspenger folketrygden	0,2	0,4	2,4
640 Barnetrygd	1,0	1,3	8,8
650 Dagpenger ved arbeidsledighet	0,2	1,2	7,8
658 Attføringsstønad	0,4	0,9	6,0
659 Øvrige statlige stønader	0,7	0,7	4,6
666SOS Kommunal sosialhjelp	0,1	0,5	3,6
666DV Øvrige komm. stønader	0,4	0,6	4,3
I alt	14,4	19,5	129,0

1) Inndelingen er noe mer detaljert enn nasjonalregnskapets inndeling. Stønadsart 630 "sykepenger mv" i nasjonalregnskapet utgjøres av Modag-artene 630SY - sykepenger og 630F - fødselspenger. Stønadsart 666 i nasjonalregnskapet består av Modag-artene 666SOS - kommunal sosialhjelp og 666DV - øvrige kommunale stønader.

Siden 1980 er det alderspensjonen som har hatt den sterkeste veksten målt som andel av BNP. Den økte med 1,4 prosentpoeng av BNP til 5,7 prosent i 1990. Uførepensjonene er den nest

største stønadskomponenten, med 2,7 prosent av BNP i 1990. Fra 1980 til 1990 har andelen økt med 0,9 prosentpoeng. På 1980-tallet har det ellers vært en sterk vekst i BNP-andelen for ledighetstrygd, attføring og sosialhjelp. Andelen for attføring og sosialhjelp økte med 0,9 prosentpoeng fra 1980 til 1990. Sykepengene fra folketrygden, som er en stor komponent har endret seg lite fra 1980 til 1990, målt som andel av BNP.

De stønadene jeg har modellert som funksjon av bl.a. demografiske variable og arbeidsledighetsvariable er foruten dagpengene, uførepensjon, attføringsstønader, sykepengene og sosialhjelpen. Disse stønadene er beskrevet i kap. 3, 4, 5, 6 og 7.

Alderspensionene, fødselspengene og barnetrygden er ikke påvirket av konjunktursituasjonen. Disse stønadene er modellert som funksjon av bl.a. demografiske variable. Dette er beskrevet i kap. 10.

Øvrige stønader, om lag 1/3 av de samlede stønadene, har jeg ikke modellert eksplisitt. For fullstendighetens skyld er disse indeksert med lønnsnivået og forutsatt å utvikle seg proporsjonalt med befolkningsstørrelsen. Disse stønadene omtales i kap. 11.

3 Uførepensjon

Antall uførepensjonister og stønader til uførepensjon har steget betydelig etter innføringen av folketrygden i 1967. Særlig har veksten vært sterk på 1980-tallet, jf. beskrivelsen av datamaterialet i kap. 3.3 nedenfor.

Det har vært foretatt flere undersøkelser for å kartlegge faktorene bak denne utviklingen i Norge. Jeg vil nedenfor referere en del av det arbeidet som er gjort på dette feltet. Deretter vil jeg gå gjennom momenter i mitt valg av modelloppsett for den uføremodellen som er innarbeidet i MODAG. Nedenfor vil jeg se nærmere på noen av de faktorene som har vært framme i undersøkelsene. En måte å gruppere disse på, er å skille mellom faktorer som påvirker ønskene om uførepensjon, dvs. faktorer som bestemmer søknadene, og faktorer som bestemmer innvilgningen av søknadene. Et element av valg kan være til stede både for den enkelte og for bedriften hvor han eller hun er sysselsatt. I behandlingen av søknader er både legene og behandlingen av søknaden i trygdeetaten en viktig faktor.

Dagens kunnskapsgrunnlag er oppsummert i NOU 1990: 17 Uførepensjon, og omtalen min er i overveiende grad hentet derfra.

3.1 Tidligere undersøkelser av uførepensjonsordningen

Regelverk og endringer i administrativ praksis

Uførepensjon gis etter søknad. For å få denne ytelsen, må en tilfredsstillende visse kriterier nedfelt i lov om folketrygd og forskrifter. I tillegg trenger man en medisinsk kjennelse fra lege om at man er minst 50 prosent ufør. Hovedtrekkene i loven er (referert fra Hatland (1984):

- 1) Man må være mellom 16 og 67 år
- 2) Man må ha arbeidsevne nedsatt med minst 50 prosent
- 3) Arbeidsevnen må være nedsatt på grunn av "sykdom, skade eller lyte"

Som følge av at regelverket ikke gir svært klare kriterier for tildeling av uførepensjon, åpner dette for at trygdeetatens, inkludert legenes, praksis og endringer i denne, kan ha hatt betydning for økningen i antallet uførepensjonister.

Lov om folketrygd er i liten grad endret siden innføringen av loven i 1967. I NOU 1990:17 refereres det til at praksis knyttet til uførhet pga. alkoholisme er blitt mer liberal. Etter en kjennelse i trygderetten i 1976 er nå alkoholisme som hoveddiagnose godtatt som grunn for tilståelse av uførepensjon. Utvalget viser også til at kjennelser i trygderetten mht. uførhet pga. narkomani er blitt mer liberal.

Utvalget mener også at det kan ha skjedd endringer i praksis mht. uførhet for kvinner. Det vises til at trygdeetaten har hatt en tendens til å gi kvinner som ble uføre lavere uføregrad hvis de før uførheten inntrådte var hjemmearbeidende enn hvis de var utearbeidende, ut fra en antakelse om at det var mindre krevende å utføre husarbeid enn lønnet arbeid. Over tid har trygdeetaten i større grad gått over til å vurdere uføregrad også for husmødre i forhold til lønnet arbeid. Dette

har hatt betydning for gjennomsnittlig uføregrad for kvinner, men trolig ikke omfanget av tilståelse av uførepensjon i det hele.

Mht. eventuelle endringer i praksis vises til en undersøkelse av Øie (1990) som konkluderer med at trygderetten, som ved sine kjennelser trolig også innvirker på lokal behandlingspraksis, har beveget seg i liberal retning. Det gjelder bl.a. tilståelse av uførepensjon med diagnosene alkoholisme, narkomani og psykopati. Mht. såkalt miljøskade, finner Øie en svingene praksis.

Som nevnt åpner loven for utstrakt bruk av skjønn i vurderingen av søknader om uførepensjon. Dette skjønnet, målt med f.eks. avslagsprosenten, kan tenkes å ha betydning både for antall søkere og for antall innvilgede søknader. Undersøkelser fra USA (Parsons (1991)) tyder på at endringer i avslagsrater har en klar effekt på antall søknader om stønad innenfor det føderale uførepensjonsprogrammet i USA. Det finnes bare tilbakegående tall for avslagsprosjenter for uførepensjon til 1985 i Rikstrygdeverkets (RTVs) statistiske årbøker. I utredningen refereres det til en utvalgsundersøkelse av Noreik (1989), som konkluderer med at avslagsraten avtok noe fra 1975 til 1980, og var uendret fra 1980 til 1985. Fra 1985 er det i RTVs statistiske årbok publisert avslagsprosent for uførepensjon. Denne steg sterkt etter 1985. Mens den i 1985 lå noe over 10, var den i 1989 og 1990 nær 25. Det er derfor grunn til å tro at avslagsprosenten var klart høyere i 1990 enn i 1975. Dette trenger imidlertid ikke bety at tilståelseskriteriene er tilsvarende strengere. Det kan også ha sammenheng med endret sammensetning av søknadsmassen etter hvert som tallet på søknader har økt.

Det har blitt fokusert en del på legenes rolle som "portvakt" i uførepensjonsordningen, siden det er legen som ofte vil ha det avgjørende ordet ved å stille en diagnose og utøve det skjønn som det gis rom for iflg. loven. Det forhold at den sterkeste veksten i uføretilgangen har vært i diagnoser der det finnes få objektive kriterier (ofte kalt "diffuse lidelser") har vært bakgrunnen for påstander om at legene er blitt slappere med å innvilge uførepensjon, og at denne atferdsendringen er en (av flere) forklaringer bak økningen. Utvalget selv trekker ikke konklusjonen at det er legene som er blitt mer slappe i tildeling av uførepensjon, men det er gjort svært få undersøkelser akkurat om dette.

Stønadsnivået i uførepensjonen følger samme regelverk som alderspensjonen, med ett vesentlig unntak. Mens tilleggspensjonsrettighetene for alderspensjonister regnes ut med utgangspunkt i antall år den enkelte har opptjent pensjonspoeng og gjennomsnittlig pensjonspoeng i disse årene, beregnes sluttpoengtallet for uføre ved et såkalt beregnet uførepoeng (BUP). Her tilordnes uførepensjonisten pensjonspoeng lik gjennomsnittet av de tre siste årene pensjonspoeng hver år fram til han eller hun fyller 67 år. Systemet for utregning av pensjonspoeng for uførepensjonister er nærmere beskrevet i vedlegg A.

Mht. administrative rutiner i trygdeetaten kan variasjoner i behandlingstid forklare mye av de store år til år svingningene i tilgangstallene i begynnelsen av 1980-tallet (se vedlegg C).

Endringer i helsetilstanden

Utvalget gjennomgår det medisinske grunnlaget ved diagnosene for tilståelse av uførepensjon. På 1980-tallet har muskel/skjelett-diagnoser vært de diagnosene som har økt mest, både for menn og kvinner. Underdiagnosen fibromyalgi har hatt særlig sterk økning for kvinner. Alkohol/narkomani-diagnosene har hatt sterk vekst for aldersgruppene under 50 år, særlig for

menn. I forhold til det samlede antall uførepensjonister utgjør likevel disse et lite antall. Generelt kan en si at det er diagnoser med uklare kliniske funn som har hatt den sterkeste veksten i perioden. Det er ikke tegn til at befolkningens sykkelighet har økt fra midt på 1970-tallet til midt på 1980-tallet, vurdert ut fra SSBs helseundersøkelser (Amundsen (1988)). Utvalget mener det dermed er få holdepunkter for å anta at økningen i uføretilgangen skyldes økt sykkelighet. Det refereres til økt rettighetstenkning knyttet til å bli forsørget ved pensjonssystemet, men de undersøkelser som er referert gir ikke sterke holdepunkter for at dette har funnet sted i stort omfang.

Tidligere yrkesaktivitet

Forhold knyttet til arbeidslivet har trolig virkning på uføretilbøyeligheten på flere måter.

Av nye uførepensjonister er det en klar overvekt av personer med tyngre manuelt arbeid i forhold til de andelene disse gruppene utgjør av samlet sysselsetting. I 1988 hadde 63 prosent av nye mannlige uførepensjonister bakgrunn som arbeider, mens 7 prosent var selvstendig i jordbruk og fiske. Endringer i andelen personer med tyngre manuelt arbeid kan han dermed antas å føre til endringer i uføretilbøyeligheten.

Økningen i kvinnes yrkesaktivitet har vært foreslått som en viktig forklaringsfaktor for hvorfor uføretilgangen har økt mer for kvinner enn for menn. I mikroundersøkelser har en observert en sterk vekst i tidligere yrkesaktivitet for nye kvinnelige uførepensjonister. Økningen i yrkesdeltaking før uføretidspunktet for nye uføre kvinner har vært sterkere enn økningen i kvinnelig yrkesdeltaking under ett, noe som kan indikere at økningen i yrkesdeltakingen kan være en forklaringsfaktor bak veksten i tilgangen på kvinnelige uførepensjonister (tabell 29 i utredningen). Forskjellene synes imidlertid ikke å være svært sterke.

Det gis ulike forklaringer på hvorfor det kan være en årsakssammenheng mellom veksten i yrkesdeltaking og økningen i uføretilgangen for kvinner. En hypotese er at siden kvinnene i de fleste tilfellene fortsatt har ansvaret for husarbeidet etter å ha blitt yrkesaktiv, medfører økt yrkesaktivitet en helsemessig merbelastning, og dermed økt tilbøyelighet til å bli uførepensjonert.

En annen hypotese er at den økte yrkesaktiviteten har medført at kvinnene har pådratt seg skader eller sykdommer som følge av påkjenninger i arbeidssituasjonen. Imidlertid tyder undersøkelser på at kvinnene har tatt jobb i sektorer med lavere skadefrekvenser enn gjennomsnittet. Abrahamsen (1988) finner at det er klare forskjeller mellom yrkesgrupper og risiko for uførhet; bl.a. er denne risikoen særlig stor innenfor industri og bygg/anlegg, men relativt lav innenfor tjenesteyting. Veksten i kvinnes yrkesdeltaking siden midt på 1970-tallet har imidlertid funnet sted i de tjenesteytende sektorene, med relativt lav risiko for uførhet. Konklusjonen i denne undersøkelsen er dermed at endringene i kvinnes yrkesvalg fra 1975 til 1985 har bidratt til å skjærme dem mot uførepensjonering.

En tredje hypotese er at det som følge av trygdeetatens praksis er lettere å få tilstått uførepensjon for en yrkesaktiv enn for en hjemmeværende. I Utvalgets omtale av uføregraden for husmødre het det at husmødre tradisjonelt har blitt tilkjent lavere uføregrad som følge av at en har vurdert husarbeid som lettere enn lønnet arbeid. Den samme effekten kan også ha ført til at husmødre i det hele tatt har hatt vanskeligere for å få tilstått uførepensjon enn utearbeidende. En

tilleggsfaktor her er også at yrkesaktive kvinner som blir (langvarig) syke fanges opp av sykepengeordningen, og med kontakten etablert til helsevesen og trygdeetat kan veien være kortere til uførepensjon enn for hjemmearbeidende. Undersøkelser tyder på høyere avslagsprosent på søknad om uførepensjon blant kvinner som er helt eller delvis hjemmearbeidende enn for kvinner i full yrkesaktivitet.

Andre hypoteser knyttet til økt uførhet blant kvinner, også i aldersgruppene 40-50 år, har vært lansert. Disse forklaringene har vært knyttet til lønnsomheten ved å bli uførepensjonist for kvinner. For mange kvinner med lavt lønnsnivå kan minstepensjon fortone seg som et relativt attraktivt alternativ. Også andre holdninger blant kvinner enn blant menn til det å bli forsørget, kan ha spilt inn her. Fra kap. 3.3 der pensjonsnivå i forhold til lønn er vist, ser det imidlertid ikke ut til at forholdet mellom pensjon og lønn for kvinner har steget mer enn for menn; snarere er forholdet omvendt.

Arbeidsmarkedet - arbeidsløshet

Ved vurdering av søknader om uførepensjon skal det tas hensyn til den enkeltes arbeids- og ervervmessige muligheter. Forholdene på arbeidsmarkedet er en faktor bak endringer i omfanget av uførepensjonering som er blitt mye analysert, både med utgangspunkt i sosiologiske og økonomiske forklaringsmodeller. En tankegang er at strukturelle endringer i arbeidsmarkedet, bl.a. knyttet til arbeidsplassenes utforming har gjort jobbmulighetene til personer med moderate helsemessige problemer dårligere. F.eks. kan en tenke seg at enklere manuelt arbeid er rasjonalisert bort/overtatt av maskiner. Videre at kravene til effektivitet på arbeidsplassene har økt over tid, som i sin tur kan ha medført økte helseplager særlig blant eldre ansatte. En har også vært inne på at arbeidsgivernes holdninger til retrettstillinger til lite produktive, gjerne eldre, ansatte kan ha endret seg. En hypotese kan være at bedriftene har blitt mindre villige til å sysselsette eldre ansatte som har lav arbeidskapasitet.

Økonomiske forhold kan ha hatt stor innvirkning på bedriftenes og de ansattes handlinger på dette området. For det første kan de to betydelige nedgangskonjunkturer i norsk økonomi på 1980-tallet ha ført til at lønnsomheten i mange bedrifter ble presset, slik at de grep til nye virkemidler for å gjenopprette lønnsomheten. Et virkemiddel kan ha vært å anmode eldre ansatte å søke uførepensjon, ofte i samarbeid med bedriftslegen. I et vedlegg til NOU 1988:17 (Grünfeld m.fl. (1990)) refereres det til en rekke svar fra fylkesnemder på spørsmål om sammenhenger mellom den lokale sysselsettingssituasjonen og søknader om uførepensjon. Det overveiende inntrykket fra disse svarene er at lokale sysselsettingsproblemer medfører økt pågang på uførepensjonsordningen. Det er særlig eldre arbeidstakere - særlig de med lav utdanning og manuelt arbeid - som er utsatt. Men dette gjelder også kvinner mellom 40 og 50 år med kort yrkeserfaring. Diagnosene for disse gruppene har oftest vært sykdommer i muskel/skjelett, og (følgelig) av diffus karakter.

I flere av svarene hevdes det at bedriftslegene spiller en aktiv rolle. Særlig i forbindelse med omstrukturering av arbeidsplassene med ny teknologi mv. kan det synes som om eldre arbeidstakere får diagnoser som muliggjør uførepensjonering. I takt med økte pensjonsrettigheter for eldre yrkesaktive kan også uførepensjon fortone seg som et mer attraktivt alternativ til fortsatt yrkesaktivitet på 1980-tallet enn det gjorde på 1970-tallet.

Også Dahl og Colbjørnsen (1991) finner en aktiv bruk av trygdesystemet i bedriftene, ofte ved

hjelp av bedriftslegen, for å kvitte seg med lite produktiv arbeidskraft. De fokuserer mye på normer for om bedriftene velger å beholde denne typen arbeidskraft, eller om de velger ulike måter å kvitte seg med ansatte på. De er imidlertid åpne for at endringene i slike normer nettopp kan ha skyldes økningen i arbeidsledigheten. Økningen i kompensasjonsgraden som har funnet sted kan også ha gjort det billigere for bedriftene å betale mellomlegget mellom uførepensjonen og sluttlønnen til de som mer eller mindre frivillig går over på uførepensjon.

Undersøkelser av Westin (1988) tyder på at lokale bedriftsnedleggelse de påfølgende årene har medført betydelig høyere uførefrekvenser for de oppsagte enn for personer som ikke ble rammet av nedleggelse. Mesteparten av forskjellene oppsto i løpet av de første 4 årene etter nedleggelsen. I NOU 1988:17 pekes det imidlertid på at andelen av nye uførepensjonister som har bakgrunn i bedriftsnedleggelse er relativt lite, og at den overveiende rekrutteringen av nye uførepensjonister skjer på individuell basis. Forholdene på arbeidsmarkedet kan like fullt være viktige, via prosesser omtalt i forrige avsnitt.

I NOU 1990:17 refereres det til undersøkelser av sammenhengen mellom variasjoner i arbeidsledigheten og omfanget av uførepensjon, bl.a. Hansteinslid (1988). Hun estimerte med faktiske uføreprøsenten i ulike regioner som avhengig variabel, og finner effekter bl.a. av variablene arbeidsløshet og legedekning. En hovedforskjell mellom den undersøkelsen og min, er at hun har estimert på faktiske uførerater, mens jeg har estimert på tilgangsrater (se kap. 3.2). Det siste er å foretrekke ut fra en atferdsmodell, siden det er inngangen til uførepensjonen som vi har en teori om, mens den faktiske uføreraten for en aldersgruppe vil være påvirket av tilgang for den aktuelle aldersgruppen langt tilbake i tid, tidligere tilgang for yngre aldersgrupper samt endringer i dødelighet (som har avtatt i perioden).

Et hovedinntrykk fra de refererte undersøkelsene er at forholdene på arbeidsmarkedet er viktige for tilstrømmingen til uførepensjon. Tilgangen tenderer til å øke i perioder og regioner med høy ledighet. Dette gjelder både via bedriftsnedleggelse, men trolig er den individuelle avskjedigelse/frivillig avgang av særlig eldre arbeidskraft i perioder med konjunkturedgang, viktigere.

Andre faktorer

Sikkerhetsnettet i velferdsordningene i Norge består bl.a. av ulike stønadstyper. Blant de viktigste er

- arbeidsledighetstrygd
- sykepengen fra folketrygden
- attføringsstønad
- sosialhjelp (kommunal ytelse)
- uførepensjon

Personer som av ulike grunner får problemer på arbeidsmarkedet evt. knyttet til helsemessige problemer, vil motta forskjellige stønader, men på ulike tidspunkter. En snakker i den forbindelse ofte om trygdekarrierer. Forholdet mellom stønadsnivået i de ulike trygdeordningene vil trolig være viktig for hvilken type stønad som den enkelte ønsker. Sosialhjelp har hele tiden hatt lavere satser enn uførepensjon og attføring, der stønadsnivået regnes ut etter de samme reglene. Uførepensjon og attføring har også hatt høyere stønad enn arbeidsledighetstrygden. Forholdet

mellom disse stønadsnivåene har imidlertid ikke endret seg vesentlig i den perioden jeg ser på, og jeg har ikke forsøkt å analysere virkninger av forholdet mellom stønadsnivå for de ulike trygdeytelsene og valget av trygdeytelse (i den grad det er valg). Mulighetene for atføring vil kunne være viktig for om en person som har mistet jobben etter hvert blir uførepensjonist, eller om han etter en stund kommer ut i arbeidslivet igjen. Disse mulighetene er dels avhengige av den ressursinnsats som settes inn i trygdeataten og arbeidsmarkedsetaten, men også avhengig av arbeidsløsheten.

Ekteskapelig status er høyt korrelert med uførefrekvens. Ugifte, skilte/separerte og etterlatte er overrepresentert blant de uføre i forhold til i befolkningen. En hypotese om atferd kan være at f.eks. skilsmisse representerer en påkjenning som bidrar til økt uføresannsynlighet for den enkelte. De økte skilsmissegrensene vil i så fall være en faktor bak veksten i tilgangsratene for uførepensjon. Dette er imidlertid ikke den eneste tolkning av dataene. F.eks. kan det være slik at personer med kjennetegn som gir høy risiko for uførhet også har høy risiko for skilsmisse (ulike sykdommer, personlighetsforhold, ressurser i vid betydning), og på denne måten fører til høy samvariasjon mellom ekteskapelig status og uførhet.

Utvalgets konklusjon på spørsmålet om hvilke faktorer som i størst grad har bidratt til økningen i rekrutteringen til uførepensjon er:

- økt kvinnelig yrkesaktivitet
- ledighet, sysselsettingsproblemer
- mer utbredt rettighetstenkning
- mangelfullt atførings/rehabiliteringsapparat
- endring i praksis hos trygdens forvaltere

Enkelte undersøkelser fra andre land

I Storbritannia og USA er det gjort en del undersøkelser, overveiende med mikrodata, av faktorer bak tilstrømmingen til ulike trygdeytelser i grenselandet mellom sykepenger og uførepensjon. Den institusjonelle oppbyggingen er imidlertid endel forskjellig fra Norge, men resultatene kan likevel være av interesse.

I Storbritannia omfatter "Invalidity pension" utbetalinger til personer som har vært syke i minst 28 uker. Ytelsen er i prinsippet tidsbegrenset, i motsetning til den norske uførepensjonen. Ordningen synes å være en mellomting av den norske uførepensjonsordningen og stønader utbetalt til langtids sykemeldte fra folketrygden.

Disney and Webb (1989) har på aggregerte tidsseriedata forsøkt å analysere antallet stønadsmottakere som funksjon av arbeidsledigheten og realverdien av stønadsbeløpet pr. mottaker, og funnet at dette var en for enkel metode; den gav urimelige koeffisienter. Med tverrsnitts- og kombinerte tverrsnitts- og tidsseriedata finner de at lokal arbeidsledighet, alder på mottakerne og forholdet mellom trygdeytelse og lønnsnivå (kompensasjonsgraden) spiller en rolle for antall stønadsmottakere. En viktig konklusjon i dette arbeidet er at det er asymmetriske effekter av ledigheten avhengig om den øker eller avtar. De antyder at dette kan komme av at utstrømmingen av personer fra stønadsordningen ikke endres mye ved endret ledighet, slik at antallet stønadsmottakere ikke reduseres. Dette har trolig sammenheng med at de har antallet stønadsmottakere som venstresidevariabel, og ikke tilgang (og avgang) hver for seg. Hypotesen

kan være at tilgangen reagerer symmetrisk på endringer i ledigheten, men siden utstrømningen ikke påvirkes av ledigheten, vil en få (i hvert fall på kort og mellomlang sikt) en asymmetrisk respons i antall stønadsmottakere (hysterese).

Piachaud (1986) og Molho (1989) finner også sammenhenger mellom ledighet og kompensasjonsgrad på den ene siden, og antall personer som mottar Invalidity benefit på den andre.

En undersøkelse fra USA (Parsons (1991)) fokuserer på virkningen av administrativ praksis på antall søkere. Den amerikanske uføretrygden ble strammet kraftig inn i 1977-78 som følge av en utgiftsvekst som truet den aktuariske balansen i denne pensjonsordningen. Innstramningen skjedde ved at avslagsprosenten ved første gangs behandling gikk sterkt opp. Resultatet fra denne undersøkelsen viste at i dette tilfellet gikk antall søkere klart ned som følge av strengere praksis. En økning i avslagsraten på 10 prosent medførte 4 prosent reduksjon i antall søknader. At en slik effekt er til stede selv om det er ankemuligheter og de formelle reglene ikke er endret, kan tyde på at potensielle søkere ikke er klar over ankemulighetene eller at en langvarig ankeprosess gjør det for kostbart (i vid forstand) å søke om uførepensjon. Denne undersøkelsen går ikke videre og ser på antall innvilgede søknader, men det virker åpenbart at mer restriktiv praksis også vil medføre færre uførepensjonister.

3.2 Opplegg for å lage en makromodell for uførepensjon

En sentral egenskap ved den norske uførepensjonsordningen er at det har vist seg praktisk talt umulig å komme tilbake til arbeidsstyrken når en først har fått tilstått uførepensjon. I praksis er den eneste veien ut av denne ordningen død eller overgang til alderspensjon. Dette fører til sterke asymmetrier mhp. effektene av f.eks. ledighet på antall uførepensjonister, i hvert fall innenfor en tidshorisont på anslagsvis 5-10 år. Ved økt ledighet går rekrutteringen, og dermed også antall uførepensjonister, opp. Når ledigheten så går ned igjen, avtar rekrutteringen til et normalnivå, men de som ble rekruttert da ledigheten var høy, er fortsatt uføre. Antall uføre personer går derfor ikke ned igjen før disse personene er gått over på alderspensjon.

Følgen av dette er at det er mest fornuftig å modellere tilgang og avgang av uførepensjonister eksplisitt. Videre er det store forskjeller mellom de ulike aldersgruppene mht. uførerater og uføretilgang, slik at en inndeling i befolkningen etter aldersgrupper er nødvendig. Videre vil jeg skille mellom menn og kvinner. En grunn til dette er at utviklingen i antall uføre har vært relativt ulik for menn og kvinner (sterkere vekst for kvinner, både i antall uføre og i tilgangen). En annen grunn er at gjennomsnittlig stønadsnivå er klart lavere for kvinner. Det kommer dels av at kvinnene har lavere gjennomsnittlig uføregrad, og dels av at de har færre pensjonspoeng enn mennene.

Modellen for uførepensjon skal inngå i makromodellen MODAG, og skal kunne brukes til å beregne utviklingen i antall uførepensjonister og i uførestønader, både i historiske dekomponeringer og for å lage prognoser. Videre bør den være velegnet til å analysere virkninger av endringer i offentlig politikk. Slike endringer kan f.eks. være knyttet til generell makroøkonomisk etterspørselspolitikk som gir endringer i arbeidsledigheten. Det ville også vært ønskelig om en kunne spesifisere mer spesifikke regler, f.eks. knyttet til nivået på ytelsene. Dette kan tenkes å ha effekt på antall søkere og dermed rekrutteringen til uførepensjonen, så vel som

utgiftene direkte. Ut fra omtalen av den forskning som er gjort i Norge på uførepensjonsordningen, sier det seg selv at ikke alle disse forklaringsfaktorene kan kvantifiseres på en oversiktlig måte ved hjelp av relativt aggregerte tidsseriedata som jeg har brukt, og trekkes inn i en makromodell. For mitt formål har det særlig vært aktuelt å konsentrere seg om arbeidsmarkedsvariable og variable som sier noe om stønadsnivå/kompensasjonsgrad¹. Det ville også vært ønskelig å trekke inn avslagsprosenten for uførepensjon, men vansker med å framskaffe lange tidsserier har gjort at jeg ikke har brakt denne variabelen inn i analysen.

Nivåmessige forskjeller i uføretilbøyelighet mellom ulike grupper som følge av gruppespesifikke faktorer behandles som ulikheter i konstantleddene i ligningene. Det at dårlig helse medfører mye høyere uføretilgang for eldre enn for yngre vil dermed slå ut i ulike konstantledd i ligningene. Vi kan så teste om koeffisientene for f.eks. arbeidsledighet er forskjellige for ulike alder eller kjønn. En skjematisk beskrivelse av atferden knyttet til uførepensjon, er gitt i oppstillingen nedenfor.

Faktorer som påvirker søking	Faktorer som påvirker innvilging
Arbeidsledighet	Alternativ forsørging
Kompensasjonsgrad	Legers atferd
Helse	Avslagsprosent i trygdeetaten
Holdninger til å være uførepensjonist	
Stønadsnivå v/andre off. trygder	
Yrkesprosent kvinner	Yrkesprosent kvinner
Næringsfordeling	

Ligninger for tilgangsrate må sies å være redusert form ligninger, der utfallet er et resultat av faktorer som dels påvirker etterspørselen (antall søkere) og faktorer som bestemmer tilbudet (f.eks. lovendringer, praksis i lovanvendelsen osv). Ved bare å fokusere på de økonomiske variablene ledighet og kompensasjonsgrad risikerer en kanskje å overvurdere effektene av disse, og å undervurdere effektene av de mer vanskelig kvantifiserbare forholdene nevnt i kap 3.1, f.eks. knyttet til rettighetstenkning, normer eller andre strukturelle forhold. Dette gjelder imidlertid bare hvis disse variablene er positivt korrelert, noe det ikke skulle være noen sterke grunner til å anta.

Ut fra det som er sagt om f.eks. økningen i alkoholisme/narkomani, representerer dette trolig en svært liten del av den samlede økningen i uførepensjon siden dette for en stor del er relevant for yngre aldersgrupper som utgjør en beskjeden del av samlet uføretilgang. Det er også svært

¹ Kompensasjonsgrad må her defineres som det beløp en person oppnår som uførepensjonist i forhold til alternativ inntekt. I den grad den enkelte kan velge å fortsette å jobbe, vil dette være lønnsnivået. Se forøvrig vedlegg A og B.

vanskelig å skille mellom de endringer i regler, skjønnsutøvelse og holdninger som er "autonome", og hvilke endringer som er en følge av endringer i økonomiske variable. Bl.a. er det all grunn til å tro at svært mye av det som refereres til som endrede holdninger knyttet til det å si opp eldre arbeidstakere i nedgangskonjunkturer nettopp har rot i konjunkturutvikling og eventuelt endret kompensasjonsgrad for (de potensielle) nye uførepensjonistene. Det er dermed grunn til å tro at jeg fanger opp hovedparten av endringen i uføretilgangen ved de har variablene jeg har valgt. Jeg estimerte ligninger for tilgangsrater der de potensielle forklaringsvariablene refererer seg til forhold på arbeidsmarkedet, og som uten alt for store problemer har kunnet innarbeides i makromodellen MODAG.

Hvis det faktisk har skjedd en økning i rettighetstenkning, liberalisering i legenes praksis og regelverk, kan det ha sammenheng med situasjonen på arbeidsmarkedet. Siden uførepensjon ofte er den siste stønadsordningen i en trygdekarriere, er det rimelig å anta at mangel på sysselsettings- og forsøringsmuligheter uansett til slutt vil slå ut her, evt. i sosialhjelp. For å realisere dette innenfor det eksisterende regelverk må imidlertid legene benytte medisinske diagnoser. Dette gjør det mindre tvilsomt å konsentrere seg om de økonomiske variablene.

I praksis vil det være slik at sannsynligheten for å bli uførepensjonist er ulik for ulike personer i befolkningen. Det kan knytte seg til helseforhold, evne til å tilpasse seg arbeidsledighet, alternative forsøringsmåter enn lønn osv. En økning i antall uføre personer i en gruppe vil dermed i alminnelighet skje ved at det er en person med relativt sett høy risiko som blir ufør. De gjenværende ikke-uføre vil dermed i gjennomsnitt ha mindre risiko for å bli uførepensjonister. En skulle således kunne vente en partiell negativ effekt på uføretilgangen av nivået på uføreraten i året før. Dette kan modelleres ved å inkludere uføreraten i foregående periode i ligningen som bestemmer tilgangsratene.

Viktig ved valg av aggregeringsnivå har vært hensynet til at modellen skulle vært disaggregert nok til å uttrykke den bølgebevegelsen i uførebefolkningen som finner sted når tilgangen til uførepensjonen for yngre personer varierer. Selv med uendret tilgang for eldre, vil dette etter en tid føre til at beholdningen av uførepensjonister også i eldre aldersgrupper går opp.

Hensynet til enkelhet trekker i motsatt retning. Det bør være relativt store forskjeller mellom gruppene for at vi ikke skal slå dem sammen. For nærmere databeskrivelse vises til kap. 3.3.

Nedenfor følger en beskrivelse av modellstrukturen.

UF_{ij} = antall uførepensjonister av kjønn i , aldersgruppe j , ved utgangen av år t .

i = M (menn) og K (kvinner)

j = 16 - mellom 16 og 39 år
 40 - mellom 40 og 49 år
 50 - mellom 50 og 59 år
 60 - mellom 60 og 64 år
 65 - 65 og 66 år

TUF_{ij} = antall nye uførepensjonister (tilgang) av kjønn i , aldersgruppe j , i løpet av år t .

- OUF_{ij} = antall opphørte uførepensjoner, kjønn i, aldersgruppe j, i løpet av år t
 $OUF_{R_{ij}}$ = opphørsrate for uførepensjon, kjønn i, aldersgruppe j, i løpet av år t. Definert som OUF_{ij}/UF_{ij} .
 $TUFR_{ij}$ = Andel nye uførepensjonister i år t som andel av gjennomsnittlig antall ikke-uføre personer av kjønn i, alder j i år t. Definert som $TUF_{ij}/(NB_{ij} - UF_{ij})$
 NB_{ij} = Befolkning ved utgangen av år t, kjønn i, alder j.
 UFR_{ij} = Uførerate gruppe ij. Definert som andel av befolkningen i gruppen, begge pr. 31.12 år t.

Bestandsmodellen for uførepensjoner blir da

$$\begin{aligned}
 UF_{ij,t} &= UF_{ij,t-1} + TUF_{ij,t} - OUF_{ij,t} \\
 &- \alpha_{ij} \cdot (UF_{ij,t-1} + UF_{ij,t} - OUF_{ij,t}) \\
 &+ \beta_{ik} \cdot (UF_{ik,t-1} + TUF_{ik,t} - OUF_{ik,t})
 \end{aligned} \tag{1}$$

$$OUF_{ij,t} = UF_{ij,t} \cdot OUF_{R_{ij,t}} \tag{2}$$

Tilgangsratene bestemmes i ligninger av typen

$$\Delta \log TUFR_{ij} = a_{oij} + a_{ij} \cdot \Delta \log(X_i) + b_{ij} \cdot \log(TUFR_{ij,t-1}) + \sum c_{ij} \cdot \log(X_i) + u_{ij} \tag{3}$$

hvor X_i er forklaringsvariabel 1 og u_{ij} er et restledd. a_{ij} , b_{ij} , c_{ij} er koeffisienter.

Vi skulle egentlig benyttet gjennomsnittlig befolkning i den aktuelle aldersgruppen i det aktuelle året. I MODAG er alle befolkningsvariablene for de ulike aldersgruppene angitt ved utgangen av hvert år. Vi trengte ideelt sett et gjennomsnitt av befolkningen 1.1 og befolkningen 31.12. Dette kan vi imidlertid ikke oppnå med den befolkningsdefinisjonen som er brukt. Det er ingen løsning å ta sentrerte tall mellom antall personer i gruppen 31.12 år t og antallet 31.12 år t-1, siden dette ville referere seg til ulike årskull. Uansett, den feilen en gjør her er trolig ubetydelig.

Ligning (1) bestemmer antall uførepensjonister i den aktuelle gruppen (kjønn i, aldersgruppe j) ved utgangen av år t. Dette tallet bestemmes av antall uførepensjonister ved utgangen av året før ($UF_{ij,t-1}$) tillagt nye uførepensjonister ($TUF_{ij,t}$) fratrukket avgang ($OUF_{ij,t}$).

Linje 2 i ligning (1) angir overgangen fra den aldersgruppen vi ser på, til den nærmeste eldre aldersgruppen. Koeffisienten α_{ij} angir andelen av bestanden i gruppe j, som ved neste årsskifte er gått over i den eldre gruppen. Linje 3 angir på lignende måte overgangen fra den nærmeste yngre aldersgruppen, her kalt gruppe k, til gruppe j, som vi betrakter.

Koeffisientene β_{ik} angir andelen av de uføre gruppe k som i løpet av ett år er gått over til den eldre aldersgruppen j. Fordi vi opererer med aldersgrupper som dekker flere årsklasser, og fordi

det i alle aldersgruppene er relativt flest uføre nær den øvre aldersgrensen, vil overgangen fra yngre til eldre grupper være større enn $(1/T_k)$ multiplisert med uførebefolkningen ved utgangen av år t. T_k her antall år aldersgruppe k omfatter.

For gruppen 16-49 år trenger vi ikke linje 3 og for gruppen 60-66 år trenger vi ikke linje 2.

For hver aldersgruppe og hvert kjønn får vi dermed 3 ligninger. Endogene variable er antall uførepensjonister etter kjønn og aldersgruppe (UF_{ij}), opphørte uførepensjoner (OUF_{ij}) og tilgang av uførepensjonister (TUF_{ij}). Eksogene blir opphørsraten ($OUMR_{ij}$) og befolkningen (NB_{ij}).

Tilgangsratene ($TUMR_{ij}$) endogeniseres i ligning 4, der aktuelle forklaringsvariable er ulike ledighetsmål og kompensasjonsgrad. En nærmere omtale av egenskapene ved den dynamiske utformingen er gitt i kap. 3.4.

Dennis Fredriksen i SSB har med utgangspunkt i et tilfeldig trukket utvalg på 10 prosent av uførepensjonistene over perioden 1985-89 beregnet uførepensjonister etter ett års aldersgrupper. Med utgangspunkt i disse tallene har jeg gjort anslag over personer som hvert år beveger seg fra en aldersgruppe til den neste. Tabellen nedenfor angir andelen av uførepensjonistene i de aldersgruppene som er bruk i MODAG som hvert år beveger seg over i neste aldersgruppe. Disse er høyere enn hva som ville fulgt av en forutsetning om jevn hyppighet av uførepensjonister i hver aldersgruppe.

Tabell 3.2.1: Overgangsrater (α_{ij}) for uførepensjonister til nærmeste eldre aldersgruppe.

Aldersgruppe	Menn	Kvinner
16-39	0,080	0,090
40-49	0,118	0,120
50-59	0,150	0,120
60-64	0,230	0,220
65-66	0,513	0,505

Historisk er det en klar tendens i retning av lavere opphørsrate, jf. tabell 3.2.2, som uttrykker en nedgang i dødeligheten blant uførepensjonistene. Opphørsratene er tildels betydelig høyere enn dødsratene for befolkningen under ett, men forskjellen har blitt mindre over tid. Dette gjenspeiler trolig endringer i sykdomsbildet for uførepensjonistene i retning av mindre alvorlige lidelser, samt lavere uføregrader. En kunne tenke seg å modellere opphørsratene med en negativ effekt fra nivået på uførheten, jo høyere uførhet, dess mindre alvorlig er gjennomsnittsdiagnosen for de uføre, og dess lavere blir opphørs (dvs. dødsraten). Jeg har imidlertid ikke forsøkt å estimere noen slike sammenhenger, men valgt å la opphørsratene være eksogene.

Tabell 3.2.2. Opphørsrater uførepensjon, prosent av uføre personer

Aldersgruppe	Menn		Kvinner	
	Pst. endr. 1975-90	Rate 1990	Pst. endr. 1975-90	Rate 1990
16-39	-33	1,2	-48	0,8
40-49	-36	1,9	-29	1,2
50-59	-37	2,4	-43	1,2
60-64	-37	3,0	-39	1,6

3.3 Databeskrivelse

Tilgangsratene for uførhet er klart ikke-stasjonære¹ variable. Dette gjelder også de yngste aldersgruppene, selv om dette ikke framgår klart av figurene. Tabell 3.3.1 og figurene 3.3.1 og 3.3.2 oppsummerer endel sentrale forhold knyttet til tilgangsratene til uførhet.

Tabell 3.3.1: Tilgangsrater til uførepensjon for menn og kvinner. Prosentvis endring 1970-1990 og tilgangsrater i 1990 (prosent)

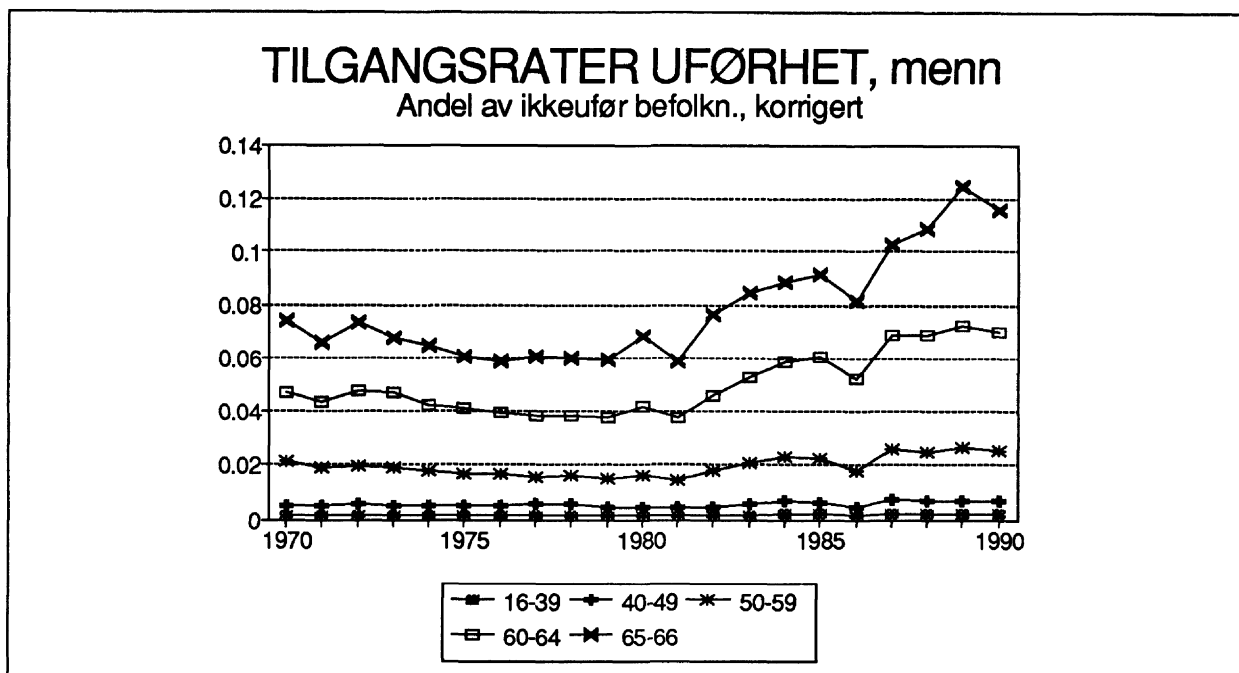
Aldersgruppe	Menn		Kvinner	
	Pst. endr. 1970-90	Rate 1990	Pst. endr. 1970-90	Rate 1990
16-39	55	0,2	64	0,3
40-49	40	0,7	123	1,3
50-59	20	2,5	78	3,2
60-64	46	6,9	82	5,2
65-66	53	11,1	70	6,0

1) Tilgangsratene er målt som uføretilgang i prosent av ikke-ufør befolkning.

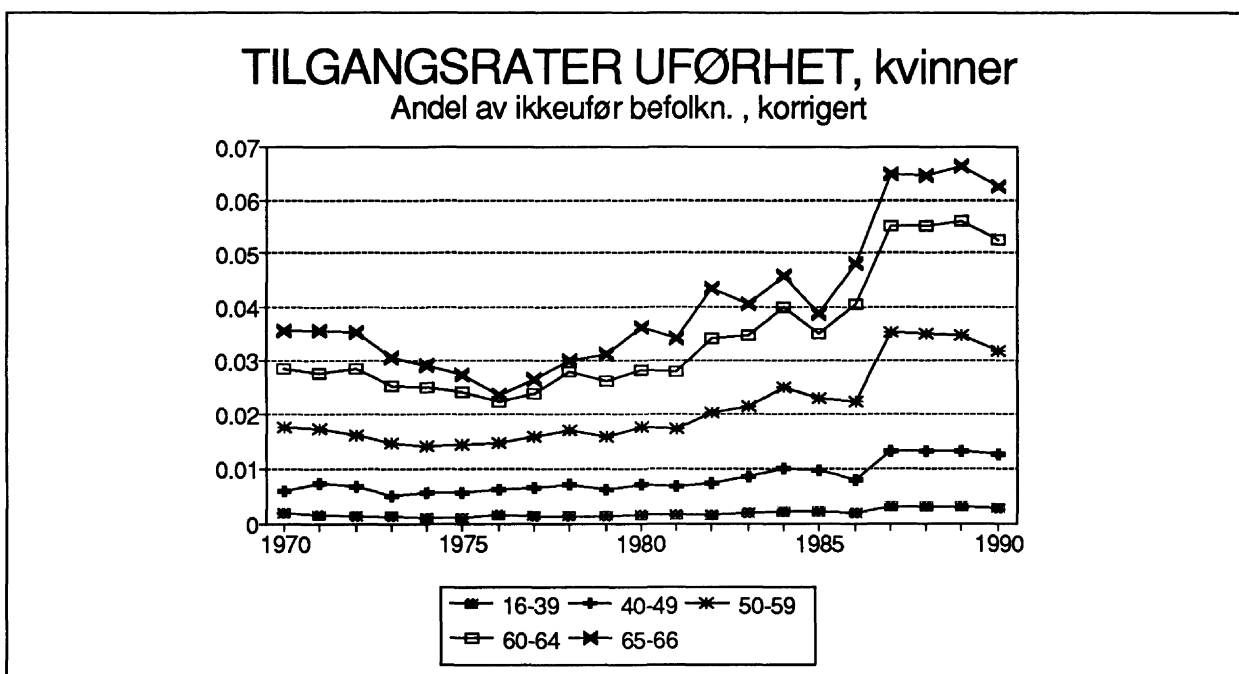
Tilgangsratene for kvinner er gjennomgående høyere enn for menn for de yngre aldersgruppene, men er lavere for de to eldste. Økningen fra 1970 til 1990 har vært størst for kvinner, og dette gjelder for alle aldersgruppene. Det er for kvinnegruppen 40-49 år økningen har vært sterkest. Det var imidlertid tendens til avtakende uførerater på begynnelsen av 1970-tallet. Denne tendensen finner vi både for kvinner og for menn, særlig er nedgangen markert for kvinner over 60 år. Nedgangen i tilgangsratene var noe mindre for kvinner enn for menn for hele perioden

¹ Stasjonaritet kan gis en rigorøs definisjon. Enkelt sagt betyr stasjonaritet at dataserien ikke viser tegn til trendmessig økning eller nedgang over tid.

1970-1980, men nedgangen i begynnelsen av 1970-tallet var større enn for menn.



Figur 3.3.1



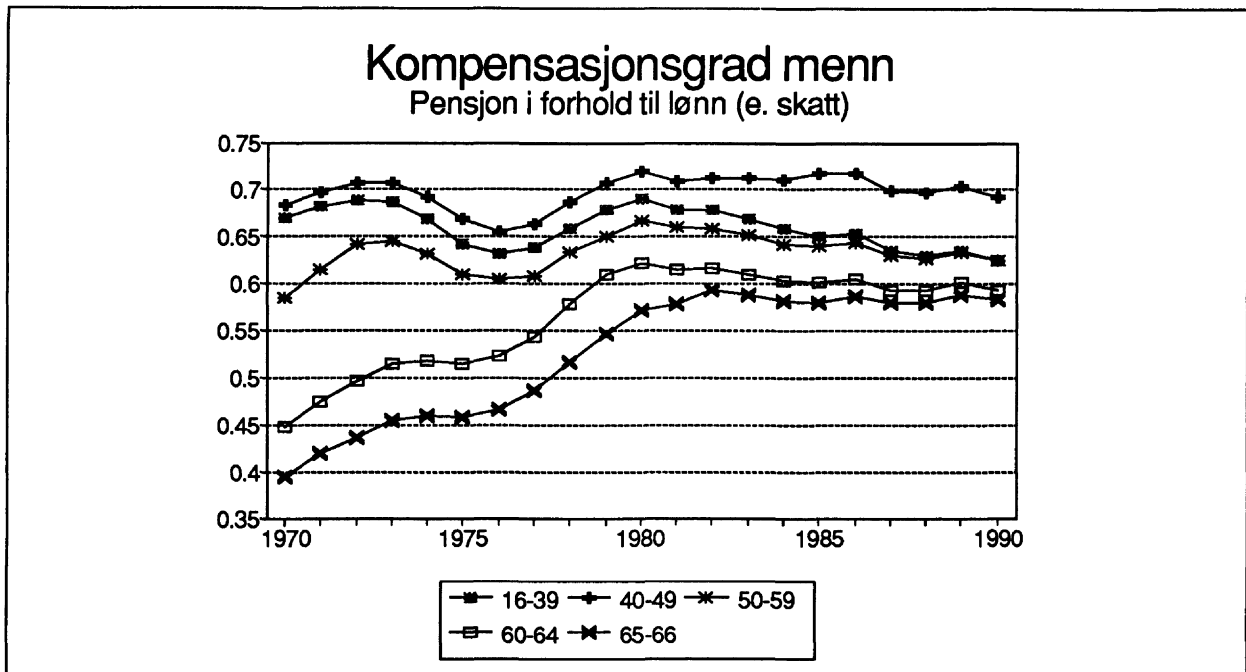
Figur 3.3.2

Jeg har korrigert tilgangstallene endel i første halvdel av 1980-årene som følge av store endringer i behandlingstiden i trygdeetaten. Slike endringer førte til store svingninger i antall nye uførepensjonister fra år til år som bare skyldtes endringer i behandlingstiden. Korreksjonene medfører en flytting av uføretilgang mellom ulike år, og er beskrevet nærmere i vedlegg C.

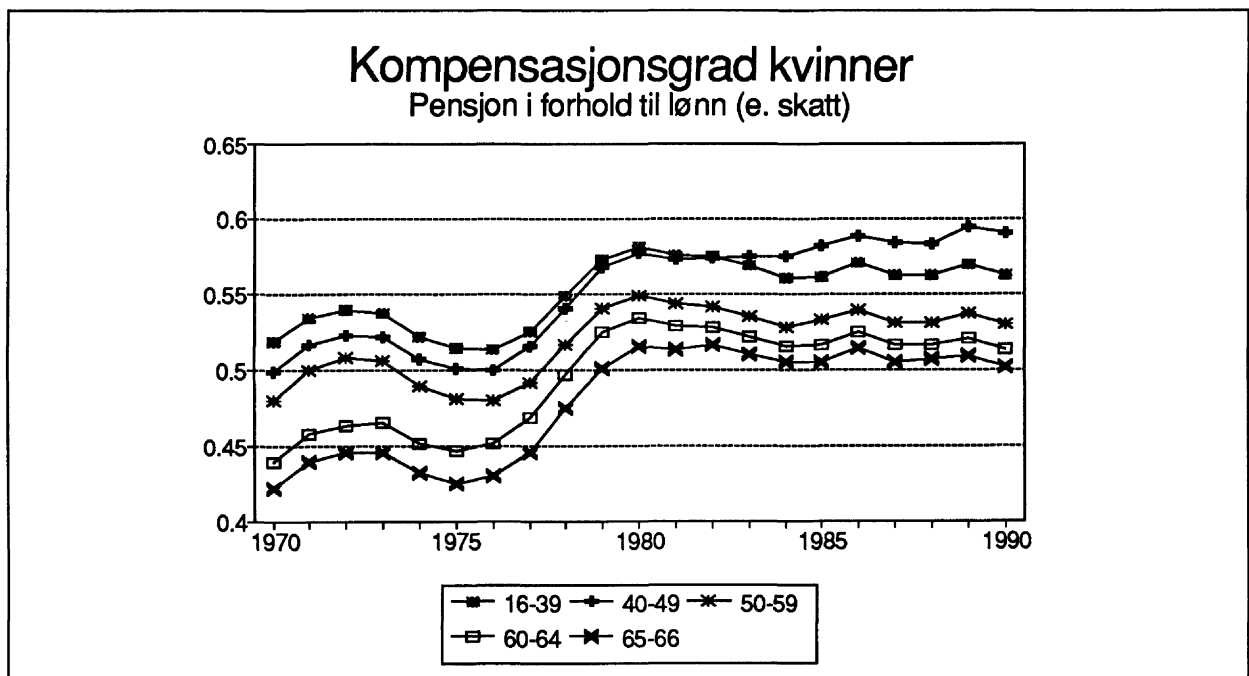
I valget mellom arbeid og uførepensjon spiller kompensasjonsgraden inn. En teoretisk definisjon av denne, for en tenkt person, er den inntekten han eller hun vil få som uførepensjonist i forhold til inntekten hvis vedkommende velger å ikke bli uførepensjonist. Dette alternativet er imidlertid svært usikkert. Noen kan regne med fortsatt jobb, og for disse er lønn det relevante sammenligningsgrunnlaget. For andre, som kanskje mister jobben eller har helseproblemer, er ikke fortsatt yrkesaktivitet noe reelt alternativ. Da vil nyttenivået ved å ikke bli uførepensjonist bare avhenge av nytten av den økte fritiden. Et ytterligere kompliserende moment er at alternativ inntekt til uførepensjon vil fortone seg svært annerledes for gifte/samboende enn for enslige. Gifte/samboende kan et stykke på vei forsørgeres innen familien, mens dette i langt mindre grad er tilfellet for enslige. Med aggregerte tidsseriedata, som jeg har brukt, står vi i tillegg overfor et stort aggregeringsproblem. Kompensasjonsgraden bør måles etter skatt, etter som det er de inntektene den enkelte mottar, som har betydning for velferden. Som et ennå kompliserende moment bør anføres at det egentlig er det forventede forholdet mellom pensjonsytelse og lønn som yrkesaktiv som er relevant. Jeg har imidlertid bare sett på faktisk kompensasjonsgrad i det aktuelle året. Dette kan rettfærdiggjøres ved at potensielle uførepensjonister ikke er så "rasjonelle" at de vurderer den framtidige utviklingen i denne størrelsen, f.eks. knyttet til relativ lønn for kvinner og f.eks. indeksering av grunnbeløpet. En eventuell framoverskuende forventningsdannelse her ville vel også måtte være en enkel trendforlengelse av den faktiske utviklingen.

Å definere kompensasjonsgrad som forholdet mellom pensjon og lønn(etter skatt) kan være en for restriktiv hypotese. Det betyr bl.a. at lønnet arbeid til en lønnsatts lik gjennomsnittlig kvinnelønn er det relevante velferds målet ved alternativet til uførepensjon. Om alternativet til uførepensjon er fritid, eller bare husarbeid, kan selv en lav uførepensjon fortone seg attraktivt til yrkesaktivitet. Dette har å gjøre med substitusjonsforholdet mellom yrkesaktivitet og "fritid", som kan være langt høyere for kvinner enn for menn. Hvis det er slik at menn, f.eks. som følge av samfunnets normer, vil ha vanskeligere enn kvinner for å gå ut av arbeidsstyrken, vil dette kunne slå ut i større effekt av kompensasjonsgrad for kvinner enn for menn.

Kompensasjonsgraden har noe ulike tidsserieegenskaper avhengig av hvilken aldersgruppe vi ser på. Det er også klare forskjeller mellom menn og kvinner. For menn synes kompensasjonsgraden klart stasjonær for aldersgruppene under 60 år, mens det er en klar positiv trend i kompensasjonsgraden for de to eldste aldersgruppene. At kompensasjonsgraden har betydning for uføretilgangen er forenlig med at den sterke veksten i uføretilgangen har funnet sted i de to eldste aldersgruppene. Den svært sterke veksten i uføretilgangen i den yngste aldersgruppen (55 prosent fra 1970 til 1990) kan imidlertid ikke forklares med sterk vekst i kompensasjonsgraden; den har vært relativt stabil i perioden ifølge mine data. Ut fra omtalen i kap. 3.2 kan kanskje denne økningen ha sammenheng med en økning i uførhet relatert til veksten i diagnoser knyttet til alkohol- og narkotikamisbruk. Også for kvinner har kompensasjonsgraden steget klart, noe som gjør den til en potensiell variabel for å forklare økningen i tilgangsratene for kvinner. Kompensasjonsgraden er imidlertid nært knyttet til selve yrkesdeltakingen, noe som kan gjøre det vanskelig å skille mellom de to variablene. Økt yrkesdeltaking har bl.a. ført til økt opptjening av pensjonspoeng, som igjen har ført til økt kompensasjonsgrad. Dette er det tatt hensyn til i beregningene av kompensasjonsgraden, og har bl.a. ført til en spesielt sterk økning i kompensasjonsgraden for gruppen 40-49 år og tildels 50-59 år. Disse gruppene har hatt sterkest økning i yrkesdeltakingen i perioden og dermed også sterkest økning i opptjening av pensjonsrettigheter. Som lønnsvariabel har jeg brukt gjennomsnittlig årslønn etter skatt for kvinner (dvs. de av kvinnene som var sysselsatte).



Figur 3.3.3



Figur 3.3.4

Vi legger merke til at det er tendens til økt kompensasjonsgrad for alle kvinnegruppene, i motsetning til for menn hvor det bare var de eldste aldersgruppene som hadde økt kompensasjonsgrad. Det har sammenheng med at de fleste kvinnene var minstepensjonister, slik at økningen i tilleggspensjonsrettighetene som følge av flere poeng-år, ikke slo sterkt inn for kvinner. Tabell 3.3.2 viser kompensasjonsgrad for menn og kvinner. Imidlertid er økningen i kompensasjonsgraden klart svakere for kvinner enn for menn for de eldste aldersgruppene. Dette

har særlig sammenheng med økte (tilleggs-)pensjonsrettigheter for menn over tid sammen med det forhold at kvinnelønningene har steget klart mer enn mannlønningene i perioden. Nivået på kompensasjonsgraden er høyere for menn enn for kvinner.

En skal være forsiktig med tolkning av nivåene for kompensasjonsgraden for de ulike aldersgruppene bl.a. fordi jeg har brukt samme lønnsats for alle aldersgruppene. I virkeligheten må en anta at også årslønna varierer endel over alder. Men under forutsetning av at årslønna for de ulike aldersgruppene står i et relativt fast forhold til hverandre, gir min operasjonalisering et godt uttrykk for endringen i kompensasjonsgraden i løpet av estimeringsperioden. For en nærmere omtale av beregningsmetoder for pensjonsutbetalinger, skattesatser og lønnsatser vises til vedleggene.

Hovedbildet er at samtidig som tilgangsratene har økt mer for kvinner enn for menn, er kompensasjonsgraden økt mindre enn for menn. Det er imidlertid en mer likeartet utvikling i kompensasjonsgraden for kvinner enn for menn; variasjonene i økningen i kompensasjonsgraden mellom de ulike aldersgruppene er relativt liten for kvinner.

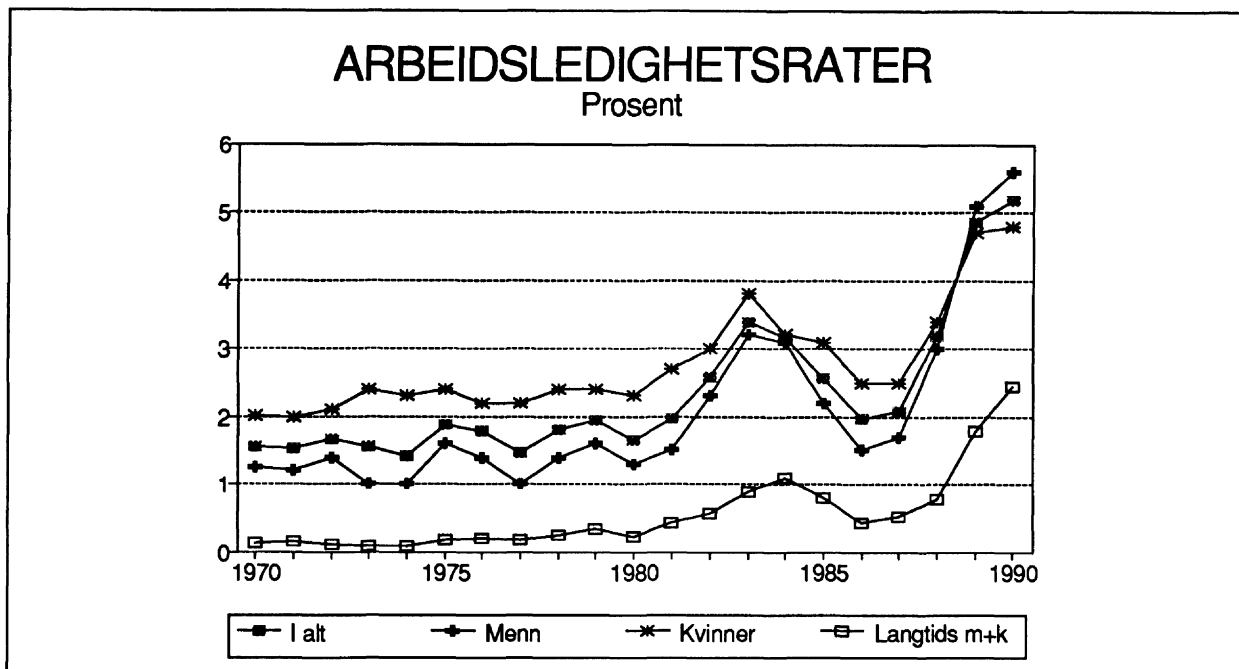
Om en antar at effekten av arbeidsledighet og kompensasjonsgrad er om lag den samme for kvinner som for menn, gjenstår det en uforklart vekst i kvinnenes tilgangsrater. Her kan yrkesdeltakingen komme inn som en separat variabel for kvinner.

Tabell 3.3.2: Kompensasjonsgrad for nye uførepensjonister. Prosentvis endring 1970-1990 og nivå i 1990 (prosent)

Aldersgruppe	Menn		Kvinner	
	Endring 1970-90	Rate 1990	Endring 1970-90	Rate 1990
16-39	-8	62	8	56
40-49	1	69	18	59
50-59	7	62	10	53
60-64	31	59	16	51
65-66	49	58	19	50

I modellen forklares utviklingen i uføreratene av endringer i arbeidsmarkedsvariablene og kompensasjonsgraden. I tillegg har jeg undersøkt om det er rimelig å åpne for at yrkesprosenten har hatt en selvstendig effekt på tilgangsratene for kvinner. Dette kan kanskje synes noe ad hoc. Det er imidlertid flere faktorer som sannsynliggjør at denne variabelen kan ha vært en faktor bak veksten i uføretilgang for kvinner, jf. kap. 3.1. En annen sak er om introduksjon av denne variabelen også kan fange opp effekter av andre trendmessige forhold, og således få en for stor effekt når modellen skal brukes til å lage prognoser eller politikkanalyser. De tidlige undersøkelser antydte at effekten av yrkesdeltaking kanskje ikke er særlig sterk.

Arbeidsledigheten både i alt og for menn og kvinner hver for seg er klart ikke-stasjonær i

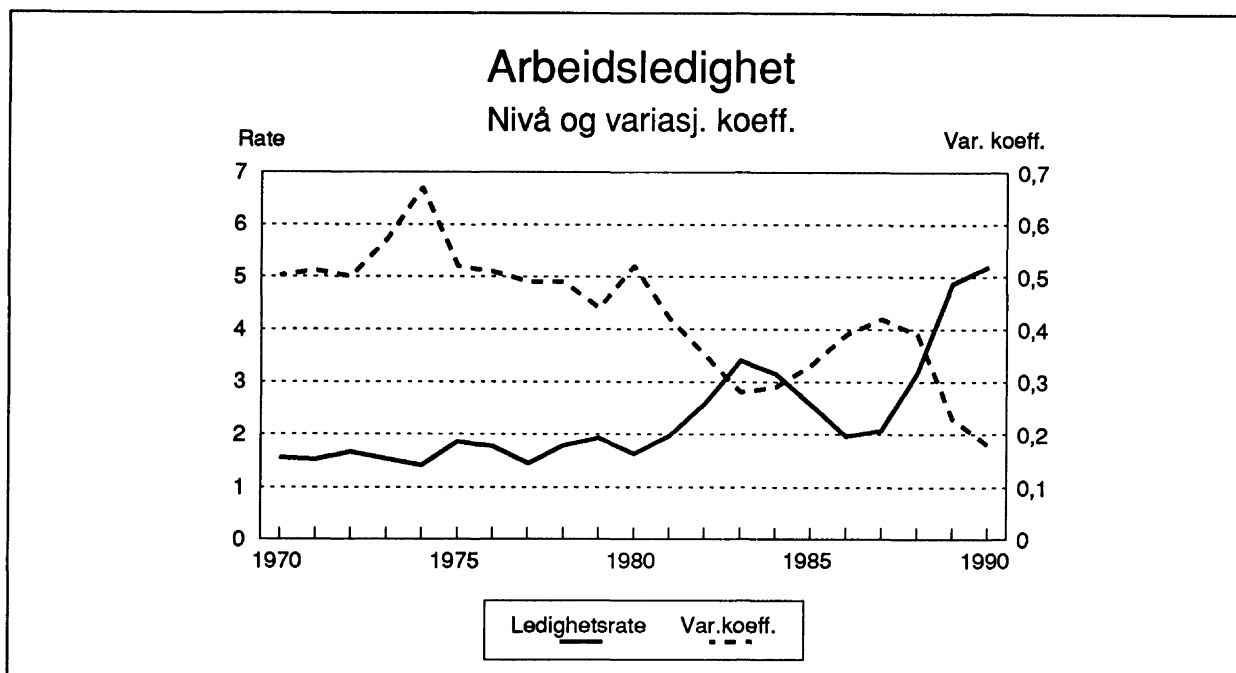


Figur 3.3.5

perioden 1970-1990. Trenden er sterkest for menn; ledigheten for menn var klart lavere enn den for kvinner på 1970-tallet, men var høyere enn ledigheten for kvinner de siste årene på 1980-tallet. Den regionale spredningen (målt med variasjonskoeffisienten for samlet arbeidsledighet etter fylke) viser en klart negativ trend i perioden. Arbeidsledigheten for kvinner har gjennomgående fluktuert mindre enn for menn, men har i hele estimeringsperioden unntatt de to siste årene ligget høyere enn for menn. Mindre svingninger er bl.a. en følge av at kvinner har arbeidet i næringer som tradisjonelt ikke har vært utsatt for store svingninger (skjermede sektorer). Det er en klart stigende trend i arbeidsledigheten for kvinner hele 20-årsperioden sett under ett. På 1970-tallet må en imidlertid konkludere med at ledigheten er stabil. Med utgangspunkt i figurbetragtningene kan en beskrivelse av utviklingen i kvinnenenes uførerater være at nedgangen i begynnelsen av 1970-årene er en introduksjonseffekt, stabiliseringen av tilgangsratene på 1970-tallet i overensstemmelse med stabil ledighet og små endringer i kompensasjonsgraden. Økningen fra nivået på 1970-tallet til nivået i 1980-årene kan potensielt dels tilskrives økt ledighet og dels økt kompensasjonsgrad.

Datamaterialet muliggjør ikke en oppsplitting av langtidsledighet på menn og kvinner, så vi er henvist til å bruke antall langtidsledige ialt. Selv om det forhold at den økte kvinnelige yrkesdeltakingen over tid bidrar til å heve nivået på ledigheten ialt, er utslaget av dette relativt lite. Seriene både for langtidsledige og for korttidsledige har en positiv trend i perioden vi ser på. Den sterkeste relative veksten har funnet sted i langtidsledighetsraten, som var svært lav på hele 1970-tallet. Tidlig på 1970-tallet var det til og med en viss tendens til nedgang.

Jeg har konstruert ulike variable som kan tenkes å ta hensyn til ulike utstøtningsmekanismer som er foreslått i endel tidligere forskning. Det er bl.a. grunn til å tro at overgang til uførepensjon er særlig utbredt ved oppsigelse av ansatte ved bedriftsnedleggelse. Om ledigheten samtidig holder seg stabil på grunn av høy sysselsettingsvekst i andre sektorer og/eller andre regioner, kan de oppsagte likevel tenkes å gå over på uførepensjon. Ved hjelp av makrodataene har jeg



Figur 3.3.6

konstruert to variable (en for menn og en for kvinner) som kan tenkes å fange opp slike forhold. Variabelen er definert som:

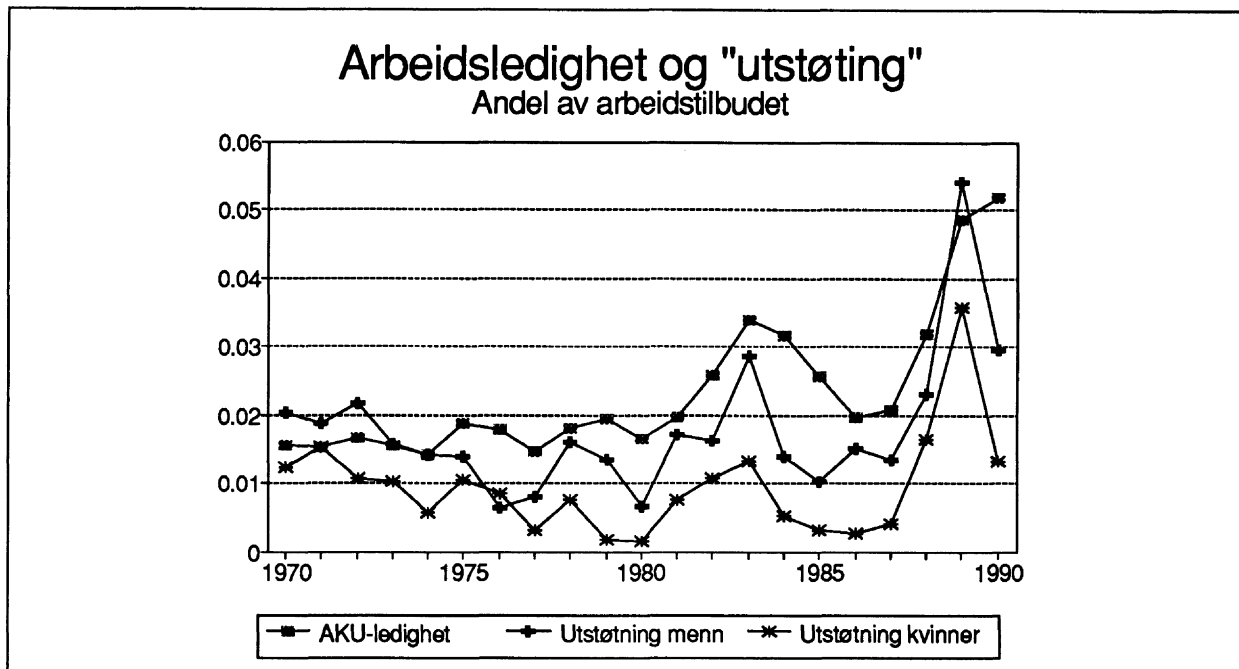
$$UTSTØTN = \left[\sum_i (HVIS \Delta N_i < 0 \text{ SÅ } \Delta N_i \text{ ELLERS } 0) / NT \right] \quad (4)$$

N_i = Sysselsatte personer, sektor i

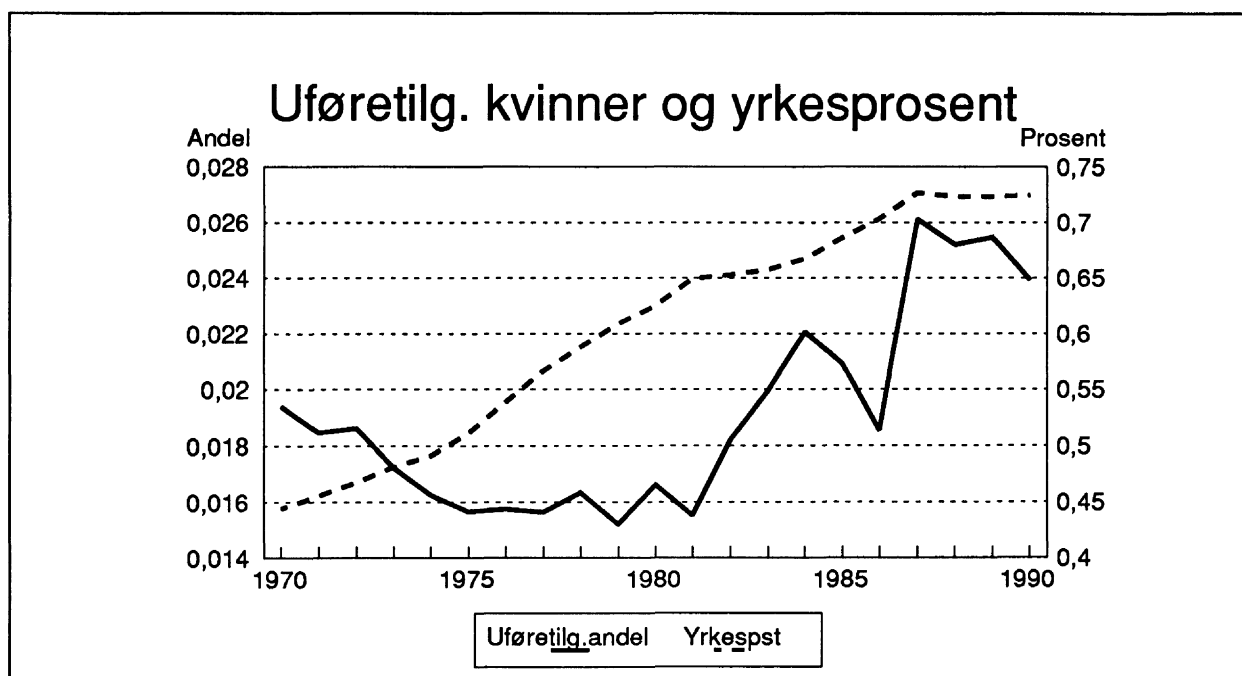
NT = Samlet arbeidstilbud (hhv. menn og kvinner).

Datagrunnlaget er MODAG's databank, der sysselsettingstall etter kjønn og sektor er spesifisert.

Variabelen måler altså summen av all nedgang i sysselsetting i sektorer hvor det er nedgang i sysselsettingen, relativt til samlet arbeidstilbud. Denne variabelen kan tenkes å få fram at uføretilgangen kan øke særlig mye i tilfeller hvor ledigheten øker som følge av oppsigelser sammenlignet med tilfellet hvor ledigheten øker som følge av sterk vekst i arbeidstilbudet. Variabelen kan også fange opp effekter på uføretilgangen av strukturendringer i økonomien ved f.eks. sterk nedgang i enkelte næringer samtidig som det er sterk sysselsettingsvekst i andre næringer. Selv om ledigheten i dette tilfellet kan holdes lav, kan sysselsettingsnedgangen i de utsatte næringene likevel tenkes å bidra til høy uføretilgang pga. mistilpasning i arbeidsmarkedet.



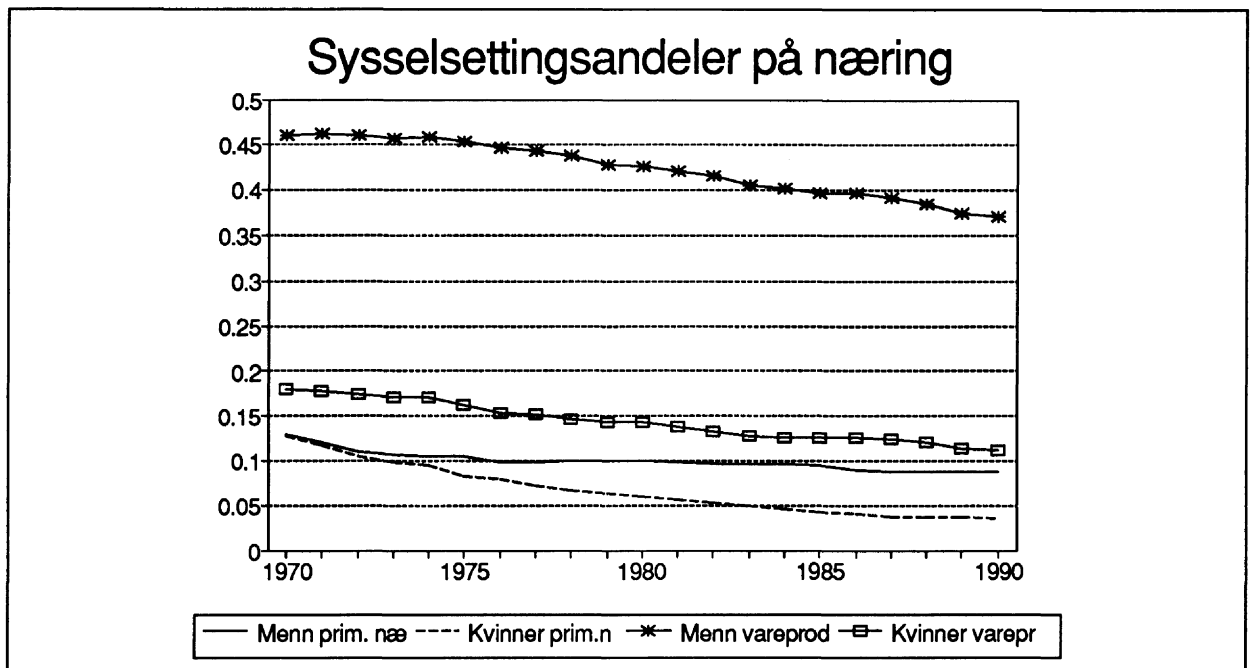
Figur 3.3.7



Figur 3.3.8

Utstøtningsvariablene kan se ut til å være stasjonære, selv om den har høye verdier i flere år på 1980-tallet. Sysselsetningsveksten har en bevegelse som ligger nært opp til utstøtningsvariabelen. De er også høyt korrelert med arbeidsledigheten.

Yrkesprosenten for kvinner 25-66 år økte fra vel 40 prosent i 1970 til 72 prosent i 1990. Økningen var særlig sterk på 1970-tallet. Økningen har vært svært jevn i forhold til endringene



Figur 3.3.9

i uføretilgangen. På 1970-tallet, hvor tilgangsratene avtok eller var konstante, var det hele tiden en økning i yrkesdeltakingen. Dette taler mot at yrkesdeltaking har hatt en sterk effekt på uføretilgangen. Eventuelt kan tidsetterslepet fra økt yrkesdeltaking ha vært svært langt, kanskje opp mot 10 år. I så fall må en for en betydelig del forklare økningen i tilgangsrater fra 1970-til 1980-tallet ved økt yrkesdeltaking på 1970-tallet. Dette synes jeg ikke virker rimelig.

Sysselsettingsandelene for menn og kvinner fordelt på næring viser en negativ trend for primærnæringene og de vareproduserende næringene, både for menn og kvinner. Helseisikoen er større for ansatte i industri og annen vareproduksjon enn i tjenesteyting. Det har altså vært en nedgang i andelen av de sysselsatte som har arbeidet i sektorer som ut fra arbeidsmiljøforhold skulle disponere for yrkesskader og derpå følgende uførhet. Endringer i sammensetningen av sysselsettingen på disse grove aggregatene kan således ikke bidra til å forklare økningen i uføretilgangen.

3.4 Estimeringsopplegg

Valg av funksjonsform

Jeg har estimert koeffisientene i 10 relasjoner for tilgangsrater til uførepensjon. For hvert kjønn er det 5 grupper, 16-39 år, 40-49 år, 50-59 år, 60-64 år og 65-66 år. Ut fra enkelte innledende estimeringsforsøk valgte jeg å benytte meg av en loglineær formulering.

Når alle variablene er på logaritmisk form, er elastisiteten av tilgangsrateen mhp. forklaringsvariablene konstante, uavhengig av verdien på variabelen. En alternativ modellformulering kunne vært logit-formuleringen, som ofte anses å være velegnet når venstresidevariablen er en rate mellom 0 og 1. For en nærmere omtale av logitformuleringen,

se f.eks. (Lindquist m. fl. 1989).

Denne modellformuleringen har den fordel at relasjonen aldri - uansett verdi på høyresidevariablene - predikerer rater som er større enn 1. I dette tilfellet er dette neppe en kritisk forutsetning, siden de historiske ratene alltid har vært langt mindre enn 1. Den høyeste tilgangsraten, den for menn 65-66 år, var i 1990 såvidt høyere enn 0.1. En ulempe med en logit-formulering innenfor mitt opplegg med panel-estimering (se nedenfor) er at elastisitetene blir mindre for grupper med høye tilgangsrater, dvs. de eldre gruppene. Dette synes jeg ikke er en rimelig a priori forutsetning å legge på modellen. Jeg har derfor valgt rene logaritmiske transformasjoner av variablene. Ved innledende estimeringsforsøk var det små forskjeller i føyning mellom de to modellformuleringene. I den grad det var noen forskjeller var føyningen best ved den logaritmiske transformasjon av variablene.

Kointegrasjon, feilkorreksjonsmodeller

De senere årene er det i økende grad erkjent at gyldig inferens ved minste kvadraters metode krever stasjonære og tidsuavhengige restledd. Samtidig er de fleste økonomiske tidsseriene ikke-stasjonære. Teorien for kointegrerte variable sier imidlertid at en kan oppnå stasjonære variable (variable med integrasjonsgrad 0) ved lineære kombinasjoner av variable med integrasjonsgrad 1 (I(1)-variable), jf. Engle og Granger (1987). For at kointegrasjon skal være mulig, må en imidlertid sikre seg at de tidsseriene en bruker er integrert av samme orden. Dersom noen serier er integrert av orden 1 og andre av orden 2, vil en lineær kombinasjon av disse ikke gi en I(0)-variabel. Det er utviklet flere tester for å teste tidsserieegenskapene til variable. En hovedsvakheter med disse er imidlertid at de kritiske verdiene er svært følsomme overfor valg av nullhypotese. Styrken for de ulike testene er også liten i små sampel, se f.eks. Campbell og Perron (1991).

Feilkorreksjonsmodeller har en klar analogi til teorien om kointegrerte variable. Et eksempel på en feilkorreksjonsmodell er

$$\Delta y = a_0 + a_1 \Delta x + a_2 \cdot x_{-1} + a_3 \cdot y_{-1} \quad (5)$$

Leddene med laggede nivåvariable uttrykker at det på lang sikt er en nivåsammenheng mellom x og y. På lang sikt (definert ved $x=x_{-1}$ og dermed $y=y_{-1}$) har vi

$$y = a_0 - (a_2/a_3) \cdot x \quad (6)$$

Om x og y er kointegrert vil det også være en tendens til at koeffisientene foran de laggede nivåvariablene blir signifikante i feilkorreksjonsligningen (5). Dersom x og y er integrert av ulik grad, vil det tilsvarende være en tendens til at lagget verdi av x ikke blir signifikant i feilkorreksjonsligningen. En indikator på at en har funnet kointegrerende vektorer mellom variable kan således være estimeringsresultatene fra feilkorreksjonsmodellen selv. Jeg vil derfor ikke gå inn på noen streng bruk av stasjonaritetstester.

Langtidskoeffisienten for x mhp. y er $-a_2/a_3$. t-verdien for a_2 tester imidlertid ikke nullhypotesen om denne langtidskoeffisienten i feilkorreksjonsligningen er null. Bårdsen (1989) har utviklet metode for å beregne standardavviket til langtidskoeffisienten i en feilkorreksjonsmodell. t-

verdien til denne koeffisienten er lik estimatet (som bare er å dele to koeffisienter på hverandre) dividert med det beregnede standardavviket. Jeg viser imidlertid ikke denne t-verdien for alle modellutformingene, men bare standardavvikene i figurer over rekursive estimater for langtidsparametrene i enkelte ligninger.

Langtidskoeffisienten i en feilkorreksjonsligning som ligning (6), kalt LANG= $-(a_2/a_3)$. Bårdsen regner ut variansen som

$$est.var(LANG) = \left(\frac{1}{a_3}\right)^2 \left[est.var(a_2) + LANG^2 \cdot est.var(a_3) + 2 \cdot LANG \cdot est.cov(a_3, a_2)\right] \quad (7)$$

Den mest rett fram estimeringsprosedyren med mitt datamateriale, ville kanskje være å estimere separate relasjoner for de ulike gruppene. Dette er i tråd med den prosedyren som til nå er fulgt i arbeidet med nye relasjoner på MODAG-modellen, der en estimerer uavhengige ligninger for hver enkelt sektor eller vare. I dette tilfellet ville det bety å estimere ligninger for tilgangsrater for de ulike gruppene hver for seg. En alternativ betraktningmåte er imidlertid å gruppere dataene for de ulike gruppene sammen som et paneldatasett. Tankegangen bak en slik prosedyre er at atferden for alle gruppene grunnleggende sett er lik, med den konsekvens at alle elastisiteter for forklaringsvariablene også skal være like. Som det imidlertid framgår av figurene, er det imidlertid svært store forskjeller mellom tilgangsraterne for de ulike aldersgruppene. Det er åpenbart at disse i stor grad skyldes rene helsemessige forhold som følger med alderen. Om en innenfor et slikt panel-estimeringsopplegg tar med dummyvariable for alder (konstantleddsduddier), vil disse ta vare på denne alderseffekten. Samtidig vil modellformuleringen sikre (pr. forutsetning) at alle elastisiteter er de samme for alle aldersgruppene. En ytterligere oppsplitting av dataene er å åpne for aldersspesifikke dummier også for koeffisientene for de ulike variablene. Vi nærmer oss da raskt et opplegg med helt uavhengig estimering av alle koeffisienter. I avsnitt 3.5 viser jeg noen resultater der jeg tester forutsetningene om like elastisiteter for menn og kvinner og for de ulike aldersgruppene.

En sentral egenskap ved dataene er at veksten i tilgangsrater har variert endel mellom gruppene. I modellen forklares endringene i tilgangsraterne av en variabel som er felles for alle aldersgruppene (arbeidsledighet) og en gruppespesifikk variabel (kompensasjonsgraden). Det er således ulik utvikling i kompensasjonsgraden som antas å forklare ulik trendmessig utvikling i tilgangsraterne. En grunnleggende antakelse bak hypotesen om like elastisiteter for alle gruppene kan dermed sies å være at de ulike aldersgruppene er "like" i sin reaksjon på endringer i kompensasjonsgrad.

Jeg grupperte i utgangspunktet menn og kvinner hver for seg i panelopplegget. Senere estimerte jeg også med data for menn og kvinner under ett. Denne måten å gruppere data på har dels sammenheng med en arbeidshypotese om at virkningen på uføretilgangen av endringer i forklaringsvariablene er relativt lik for ulike aldersgrupper for hvert kjønn, men mer ulik mellom kjønnene. Her kommer bl.a. den sterke veksten i kvinnenenes yrkesdeltaking inn som en mulig tilleggsfaktor for veksten i uføretilgangen for kvinner. Det kan også være god grunn til å regne med at den sosiale og medisinske situasjonen for kvinner jevnt over er annerledes enn for menn. Bl.a. er uføregraden i gjennomsnitt langt lavere for kvinner enn for menn noe som indikerer et annet sykdomsbilde.

I valg mellom ulike modellutforminger og hvilke variable som skal være med, er det flere hensyn som må tas. Foruten ønsket om god føyning, vil hensynet til stabilitet i de estimerte koeffisientene være det sentrale kriteriet for valg av modell. Det kan enklest testes med en CHOW F-test for parameterstabilitet. Rekursiv estimering av sentrale koeffisienter over ulike delperioder av estimeringsperioden er imidlertid en bedre måte å undersøke om ligningene er stabile på. Rekursiv estimering vil si at en øker estimeringsperioden suksessivt ett og ett år, og beregner alle koeffisienter og standardavvik. Disse framstår da som tidsserier med verdier fra estimeringsperioden med slutt-år i det aktuelle året. De langsiktige koeffisientene i ligningene er særlig interessante, og jeg vil særlig se på rekursive estimater for disse i modellen. Ustabilitet i korttidskoeffisientene er etter min mening en mindre alvorlig mangel ved en modell enn ustabile langtidskoeffisienter, som er viktige ved simuleringer lenger enn noen få år framover i tid, jf. nærmere omtale av de brukte testene. Ustabile koeffisienter kan indikere ulike typer problemer med ligningen, bl.a. feil funksjonsform, feilspesifisert dynamikk og utelatte variable. I mitt tilfelle, hvor jeg bare ser på et begrenset antall forklaringsvariable, kan det tenkes at andre variable enn de jeg har inkludert i analysen har påvirket uføretilgangen. Om (langsikts-) parametrene i ligningen imidlertid endrer seg lite over tid, styrker det tiltroen til at eventuelle andre variable ikke har vært viktige i å forklare uføretilgangen i estimeringsperioden, med mindre slike variable har vært svært høyt korrelert med de brukte høyresidevariablene, og da ville jeg ikke få estimert noen effekt av dem likevel.

Modellen for hver enkelt gruppe kan skrives som

$$\Delta \log(TUFR_i) = a_{0i} + \sum_j a_{ji} \cdot \Delta \log(X_j) + b_i \cdot \log(TUFR_i)_{-1} + \sum_j c_{ji} \cdot \log(X_j)_{-1} + U_i \quad (8)$$

hvor

$TUFR_i$ Tilgangsrate uførepensjon, gruppe i (alder og kjønn)

X_j Forklaringsvariabel j

a_{ji} , b_i , c_{ji} , koeffisienter

U_i er et restledd som forutsettes normalfordelt med forventning null og konstant varians.

Å estimere modellen for alle gruppene sammen, medfører følgende modellformulering:

$$\Delta \log(TUFR_i) = a_{0i} + \sum_j a_j \cdot \Delta \log(X_j) + b \cdot \log(TUFR_i)_{-1} + \sum_j c_j \cdot \log(X_j)_{-1} + U_i \quad (9)$$

I ligning (8) er alle koeffisientene ulike for alle gruppene, både konstantleddet og koeffisientene foran høyresidevariablene. Ligning (8) framkommer altså ved estimering av ligningene for hver gruppe separat. I ligning (9) er det gruppespesifikke konstantledd (a_{0i} pga. dummyvariable som for enkelhets skyld ikke er skrevet opp i (9)), men like koeffisienter for høyresidevariablene mellom alle gruppene. Slike restriksjoner kan testes og pålegges innenfor et opplegg med panel-estimering. En kan naturligvis ende opp med en modell som har like koeffisienter for noen variable og ulike koeffisienter for andre.

Om modellen over tenkes å gjelde på individnivå, vil bruk av grupperte data som i dette tilfellet kunne gi opphav til ikke-konstant varians i restleddene. Et forenklet eksempel (basert på

Johnston (1984)) vil vise dette.

La modellen på individnivå (individ j) være

$$Y_j = \alpha + \beta \cdot X_j + u_j \quad j=1, \dots, n$$

hvor n er antall individer i alt.

Vi har imidlertid bare observasjoner av m (=5 i dette tilfellet) grupper, hvor n_i er antallet personer i hver gruppe. Vår modell blir da

$$Y_i = \alpha + \beta \cdot X_i + \bar{u}_i$$

hvor \bar{X}_i , \bar{Y}_i og \bar{u}_i er gruppegjennomsnitt.

Når $\text{var}(u_j) = \sigma^2$, vil $\text{var}(\bar{u}_i) = \sigma^2/n_i \quad i=1, \dots, m$

Det vil si at variansen på restleddet i de store gruppene vil være mindre enn i de små gruppene. En transformering av ligningen over ved å multiplisere med kvadratroten av n_i for hver gruppe, gir:

$$\sqrt{n_i} \cdot Y_i = \alpha \cdot \sqrt{n_i} + \beta \cdot \sqrt{n_i} \cdot X_i + \mu_i$$

hvor

$$\mu_i = \sqrt{n_i} \cdot \bar{u}_i$$

Da blir

$$\text{var}(\mu_i) = n_i \cdot \text{var}(\bar{u}_i) = \sigma^2$$

Denne transformasjonen vil således sikre konstant varians, forutsatt at denne er konstant på individnivå. Jeg vil i det videre arbeidet ta utgangspunkt i estimeringer der dataene er veid sammen med kvadratroten av antall observasjoner som vektor. For enkelhets skyld har jeg brukt faste tall fra 1980.

En veiing av gruppene med kvadratroten av antall personer i hver gruppe som vektor, vil i dette tilfellet være ekvivalent med generaliserte minste kvadraters metode (GLS).

Eter å ha vist estimeringsresultatene i kap. 3.5 viser jeg også tester knyttet til forutsetningene om like elastisiteter for de ulike gruppene.

I kap 3.5 viser jeg bl.a. DW-observatoren. Den beregnes etter formelen:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2}$$

hvor e_t er residualen i den estimerte ligningen i periode t . Ved bruk av data for årene 1970-1990, vil de 20 første observasjonene referere seg til den første gruppen, de 20 neste til den neste gruppen osv. På grunn av at ligningene inneholder laggede verdier, har jeg i panel-estimeringen bare brukt de 17 siste observasjonene, for hver gruppe. Dette medfører også at jeg unngår problemer med brudd i restleddene ved utregningen av DW-observatoren. I tilfellet hvor jeg hadde brukt alle 20 observasjonene, ville e_t i overgangen mellom to grupper være første observasjon for den neste gruppen, mens e_{t-1} ville være den siste observasjonen fra gruppen foran.

En kan ikke benytte ordinære kritiske verdier for DW i tilfellet med lagget endogen variabel, men en lav verdi kan likevel tas som en indikasjon på autokorrelerte restledd. I dette tilfellet er DW forventningsskjev mot 2. Korrekte tester i dette tilfellet er utviklet (Lagrange multiplikator tester) men jeg har ikke hatt tilgang til slike tester programmert for panel-estimering.

3.5 Estimeringsresultater tilgangsrater uførhet

Den relasjonen som estimeres er relasjon 9 i kap 3.4. Datamaterialet er gruppert sammen som et paneldatasett. I de relasjonene jeg rapporterer opererer jeg bare med gruppespesifikke dummyvariable for konstantleddet for de ulike gruppene. I tillegg har jeg latt koeffisientene for de ulike forklaringsvariablene, som er å tolke som elastisiteter, være ulike for menn og kvinner. Dette innebærer at elastisitetene er like for hver aldersgruppe, gitt kjønn. Koeffisientdummiene tar vare på nivåmessige forskjeller i tilgangsratene som må antas å ha sammenheng med strukturelle forhold. Særlig er det store forskjeller i tilgangsratene etter alder, noe som åpenbart har sammenheng med økt sykkelighet etter hvert som en blir eldre. Ulikheter mellom menn og kvinner for ulike alderstrinn slår også ut her.

Av ledighetsvariablene forsøkte jeg både samlet ledighet, ledighet for menn og kvinner separat og langtidsledighet (som ikke skilte mellom menn og kvinner). Føyningen ble best når langtidsledigheten ble brukt som (lagget) nivåvariabel. Det er denne som er brukt i alle de viste relasjonene.

Som indikatorer for kortsiktige endringer i forholdene på arbeidsmarkedet var det flere kandidater. Foruten endringer i den samlede ledigheten og i langtidsledigheten forsøkte jeg sysselsettingsveksten for menn og kvinner. Å inkludere både endringer i ledighet og sysselsettingsendring kan motiveres ved at økt ledighet som skyldes nedgang i etterspørselen etter arbeidskraft kan medføre større uføretilgang enn økning i ledigheten som skyldes sterk økning i arbeidstilbudet. Det kan komme av at økt ledighet som følge av nedgang i etterspørselen etter arbeidskraft kanskje rammer allerede sysselsatte personer, som ofte vil være

de eldste ansatte. Disse vil kunne være mer utsatte for uførepensjonering enn unge arbeidsledige der en viktig faktor bak ledighetsøkningen på 1980-tallet har vært en sterk vekst i ungdomskullene. Jeg forsøkte også utstøtningsvariablene. De måler summen av nedgangen i sysselsetting i alle sektorer hvor det er sysselsettingsnedgang, og kan dermed si noe om graden av oppsigelser i økonomien. Ved å inkludere denne variabelen, f.eks. sammen med ledigheten kan en dermed fange opp det (eventuelle) forholdet at en høy strukturendringstakt i økonomien medfører økte tilpasningsproblemer på arbeidsmarkedet og dermed økt tendens til uførepensjonering.

Siden tilgangsratene for kvinner har økt mer enn for menn, og mye av forskningen har fokusert på sammenhengen mellom veksten i yrkesdeltakingen og økte uføretilgangsrater for kvinner, forsøkte jeg yrkesprosenten for kvinner som forklaringsvariabel. Denne inngikk bare lagget, siden det ikke er noen grunn til å tro at korttidsendringer i denne variabelen er viktige. Derimot vokser den helt trendmessig i perioden, og er en potensiell forklaringsvariabel bak det forhold at trendveksten i kvinners yrkesdeltaking har vært sterkere enn for menn. Det viste seg imidlertid å være svært problematisk å inkludere denne variabelen. Den fikk en svært høy koeffisient samtidig som de øvrige variablene (ledighet og kompensasjonsgrad) ble insignifikante eller fikk "feil" fortegn. Langtidselastisiteten ble godt over 2. Det medfører at en 1 prosent økning i yrkesprosenten gir 2 prosent økning i uføretilgangen pr. år. Om vi regner det om til antall personer, vil en økning på ca. 6 tusen personer i arbeidsstyrken pga. yrkesdeltaking for kvinner, medføre en økning i årlig uføretilgang være 2 tusen personer. Så høye tall synes urimelige. Det vil si at etter noen år så er alle - eller mer enn alle - blitt uføre, siden tilgangen er en strøm og antall uføre er en beholdning. Den forskningen som har vært gjort knyttet til spesielle faktorer bak kvinners uføretilgang tyder på at selve økningen i yrkesprosenten har hatt en viss, men trolig ikke svært stor betydning for veksten i tilgangen til uførepensjon. Jeg har derfor utelatt yrkesprosenten. De øvrige variablene i modellen, ledighet og kompensasjonsgrad, må dermed forklare den sterkere veksten for kvinner enn for menn.

Veksten i sysselsettingen (lagget ett år) fikk signifikant negativ koeffisient for menn, men fikk ("feilaktig") positiv koeffisient for kvinner. Dette taler mot å bruke denne variabelen i ligningene. Bruk av utstøtningsvariabelen som korttidsvariabel gav bedre føyning enn veksten i sysselsettingen. Fortegnet ble rett, både for menn og kvinner. Standardavvikene imidlertid store og t-verdien mindre enn 1 for kvinner. Disse koeffisientene var også lite stabile i rekursive estimeringer. Endringen i arbeidsledighetsraten (skilt mellom menn og kvinner) som korttidsvariabel gav også rett fortegn, og bedre føyning enn utstøtningsvariabelen. Endring i langtidsledighet ble ikke signifikant som korttidsvariabel.

Selv om mikrostudier av virkninger av lokale bedriftsnedleggelse gir som resultat at det tar minst 2 år før uførheten begynner å øke, bør vi ikke utelukke at en endring i arbeidsledigheten eller andre aggregerte arbeidsmarkedsvARIABLE fører til økt uføretilgang i det samme året. Størstedelen av overgangen fra yrkesaktivitet til uførhet skjer på individuell basis. Når en bedrift får redusert etterspørselen etter sine produkter, kan dette føre til ønsker om nedbemanning før den generelle ledigheten har begynt å øke. I en normal konjunkturbølge tar det vanligvis noe tid før svingninger i etterspørsel og produksjon slår ut i arbeidsmarkedet. I makro kan derfor tidsforsinkelsen fra ledigheten slå ut i økt uføretilgang bli mindre enn 2 år.

Koeffisienten for endring i kompensasjonsgraden inneværende år fikk alltid negativt (dvs. "feil") fortegn. Kompensasjonsgraden inngår derfor bare som lagget nivåvariabel. I ligning (1) i tabellen

er koeffisientene for ledighet (både kort og lang sikt) og kompensasjonsgrad (lang sikt) ulike for kvinner og menn, men like for alle aldersgruppene for hvert kjønn. I tillegg er det pålagt som restriksjon at koeffisienten for lagget endogen variabel, både på nivå- og vekstform er den samme for alle grupper (både alder og kjønn). I ligning (1) er ikke utsøtningsvariabelen med. Om denne ble inkludert sammen med endring i ledigheten, ble koeffisienten for denne variabelen signifikant, mens koeffisienten for endring i ledighet fikk lave t-verdier. Stabiliteten ved rekursive estimeringer (ikke vist her) var imidlertid langt lavere for utsøtningsvariablene enn for endring i ledighet. Det er grunnen til at endring i ledighet i alle de presenterte ligningene er brukt som korttidsvariabel for forholdene på arbeidsmarkedet.

I ligning (1) ble effekten av ledighet om lag den samme for menn og kvinner. Effekten av kompensasjonsgraden ble imidlertid langt større for kvinner enn for menn. Mens langtidselastisiteten for denne variabelen er 1.0 for menn er den hele 2.9 for kvinner i relasjon 1.

Prinsipielt sett kunne en i dette tilfelle konstruere et test-tre der en starter ut med den generelle relasjonen og utfører alle mulige tester på koeffisientrestriksjoner for å undersøke om data aksepterer en mindre generell modell (vanlige F-tester). Det har jeg ikke gjort her. Det skyldes særlig at jeg ville måtte ha utført et svært stort antall tester samtidig som sannsynligheten for at metoden ville gi et entydig resultat var liten. Det er også velkjent at bruk av klassisk statistisk teori medfører tolkningsproblemer i et slikt tilfelle, bl.a. knyttet til nivået på hele testprosedyren under ett.

Om alle testene var uavhengige av hverandre, skulle en i hver test velge et kritisk verdi på F-observatoren ut fra et signifikansnivå lik ϵ/n , hvor ϵ er det ønskede signifikansnivået for hele testprosedyren mens n er antall tester i test-treet. Ut fra dette er det klart at signifikansnivået i hver enkelt del-test må bli svært lavt, slik at det trolig vil bli umulig å få akseptert mer spesifikke hypoteser. En slik prosedyre etablerer i tillegg bare en øvre grense for signifikansnivået, for i praksis vil ikke deltestene være uavhengige av hverandre. Jeg har imidlertid utført endel F-tester for å teste enkelte av de relasjonene jeg endte opp med, mot den helt generelle ligningen. Det er vist i tabell 3.5.1. Det viste seg der at F-tester av de viste spesifikasjonene mot den generelle ligningen ikke gav forkastning av de restriktive modellene.

Tabell 3.5.1: Test av ulike restriksjoner mot helt generell ligning 1)

Restriksjon	F-verdi
Lik koeff. lagget endogen	$F(9,130) = 0,24$
Lik koeff. lagget end. vekst	$F(9,130) = 0,17$
Lik koeff. endring i ledighet	$F(9,130) = 0,34$
Lik koeff. lagget endogen og lik koeff. for lagget ledighet	$F(18,130) = 0,38$
Valgt relasjon mot generell ligning	$F(36,130) = 0,29$

1) $F(d,n-k)$ der d er forskjell i antall parametre i generell ligning og i ligning med restriksjoner, n er antall observasjoner og k er antall parametre i ligningen uten restriksjoner.

Tabell 3.5.2: Estimeringsresultater uføretilgang menn og kvinner. Venstresidevariabel $\Delta\log(\text{TUFR})_{,1}$. Veid regresjon, t-verdier i parentes

Variabel	Relasjon			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta\log(\text{TUFR})_{,1}$	-0,22 (2,9)	-0,19 (2,4)	-0,22 (2,9)	-0,23 (3,0)
menn, ΔUR	0,06 (3,2)		0,05 ¹⁾ (3,6)	0,08 (3,4)
kvinner, ΔUR	0,04 (1,4)		0,05 ¹⁾ (3,6)	0,08 (3,4)
menn, UTSTØTN		2,0 ¹⁾ (1,7)		
kvinner, UTSTØTN		2,0 ¹⁾ (1,7)		
$\log(\text{TUFR})_{,1}$	-0,28 (4,3)	-0,28 (4,1)	-0,28 (4,8)	-0,27 (4,7)
menn, $\log(\text{URLANG})_{,1}$	0,06 (3,1)	0,05 ¹⁾ (3,0)	0,06 ¹⁾ (3,6)	0,08 ¹⁾ (5,6)
kvinner, $\log(\text{URLANG})_{,1}$	0,06 (2,2)	0,05 ¹⁾ (3,0)	0,06 ¹⁾ (3,6)	0,08 ¹⁾ (5,6)
menn, $\log(\text{KG})_{,1}$	0,27 (1,1)	0,35 (1,6)	0,27 (1,2)	
kvinner, $\log(\text{KG})_{,1}$	0,81 (2,4)	0,91 (3,1)	0,79 (2,8)	
Est. periode	73-90	73-90	73-90	73-90
SER	0,1683	0,1729	0,1674	0,1706
DW	2,07	2,08	2,07	2,06
SSR	4,5933	4,8426	4,5983	4,8315
Langtidselastisitet:				
Arb. led. menn	0,21	0,18	0,22	0,30
Arb. led. kvinner	0,21	0,18	0,22	0,30
Komp.grad. menn	1,0	1,3	1,0	
Komp.grad. kvinner	2,9	3,3	2,8	

1) Pålagt restriksjon

Merknad: URLANG: Langtidsledighet, UR: Samlet ledighet (menn og kvinner), UTSTØTN: Sum av sysselsettingsendringer (i tusen) i sektorer med nedgang i sysselsettingen, i forhold til arbeidstilbudet. Separat for menn og kvinner. KG: Kompensasjonsgrad for ny uførepensjonist - pensjon i forhold til lønn (e. skatt).

I ligning 2, 3 og 4 i tabell 3.5.2 er det pålagt som restriksjon at effektene av arbeidsmarkedsvARIABLENE er like for menn og kvinner. Langtidseffekten av (langtids-)ledighet er om lag den samme enten endring i ledighet er med eller ikke. Ut fra føyningsmålene er ligning 3 den beste. Denne ligningen inneholder både arbeidsledighet og kompensasjonsgrad som nivåvariable.

For kompensasjonsgraden er forskjellen i langtidselastisitet mellom menn og kvinner stor i tallverdi. Det er fordi den trendmessige økningen i tilgangsratene vokste mer for kvinner enn for menn, samtidig som kompensasjonsgraden har vokst mindre for kvinner. En vurdering av føyningssegenskaper skulle således peke i retning av en relasjon, der både ledighet og kompensasjonsgrad inngår.

Men i valget mellom relasjoner må også stabiliteten i koeffisientene stå sentralt. Det er avgjørende for at de estimerte relasjonene skal kunne brukes til prediksjon at relasjonen har vært stabil i (det minste i den siste delen av) estimeringsperioden. Et tredje forhold av betydning er at den samlede modelleringen av arbeidsmarkedet er konsistent, i den forstand at det er et rimelig samsvar mellom utviklingen i arbeidsstyrken og utviklingen i antall uføre. Dette siste kommer jeg tilbake til i kap. 9.

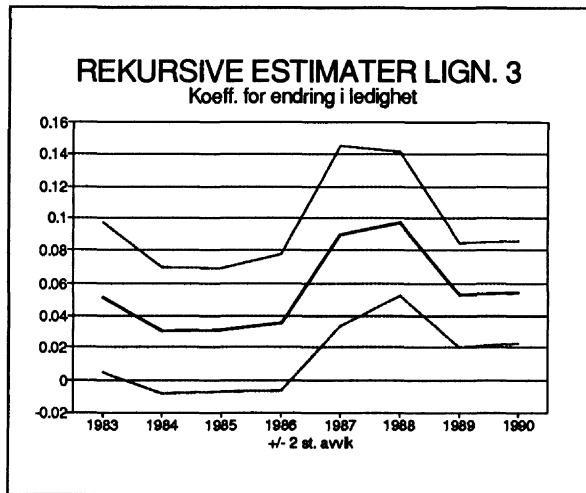
CHOW-tester som test på paranterstabilitet indikerer ingen ustabiliteter etter 1986 (ikke vist her) for noen av relasjonene. Slike tester er imidlertid ofte av begrenset verdi i ligninger hvor standardavvikene er store. Koeffisientestimatene kan i slike tilfeller endre seg relativt mye uten at dette slår ut i signifikant bedre eller dårligere føyning.

Som et alternativ har jeg derfor studert figurer over rekursive estimater for koeffisientene. Disse estimatene framkommer ved suksessivt å øke estimeringsperioden ett og ett år, og se på tidsutviklingen for koeffisientestimatene og deres estimerte standardavvik. Det er av særlig viktighet å studere stabiliteten i de langsiktige elastisitetene. For variable som inngår med laggede nivåer, vil jeg derfor bare rapportere rekursive estimater for langsiktskoeffisientene og de beregnede standardavvikene for disse variablene. Metoden er beskrevet nærmere i kap. 3.4.

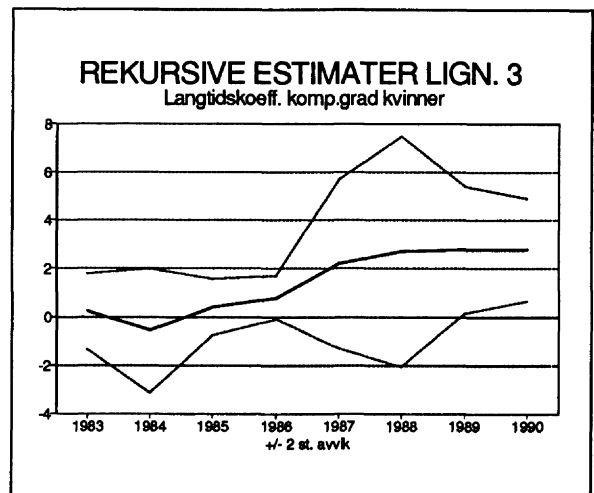
Figurene 3.5a - 3.5d viser rekursive estimater fra ligning 3 i tabell 3.5.2, med lik effekt av arbeidsmarkedet for menn og kvinner, men ulik effekt av kompensasjonsgrad mellom menn og kvinner.

Både korttids- og langtidselastisitetene for ledighet er spesielt høye i 1987 og 1988. Men de to siste årene er estimatet på korttidskoeffisienten for ledighet (figur 3.5a) bare svakt høyere enn nivået i 1983-1986. Hvis vi ser perioden 1983-1990 under ett, kan en ikke si at det er noen trender i den estimerte langtidselastisiteten, selv om estimatet er høyt i 1984 og i 1987/88. Imidlertid er det klare trender i estimatene på langtidselastisiteten for kompensasjonsgraden, både for menn og kvinner. Fram til 1986 er estimatene svært små, for mennene også med negativt fortegn. De høye estimatene for denne koeffisienten skyldes altså utviklingen i de siste årene på 1980-tallet. Dette reflekterer i betydelig grad de høye tilgangsratene i årene 1987-89, mens langtidsledigheten (lagget) var lav. De sterke trendene i disse koeffisientene taler mot å velge ligning 3.

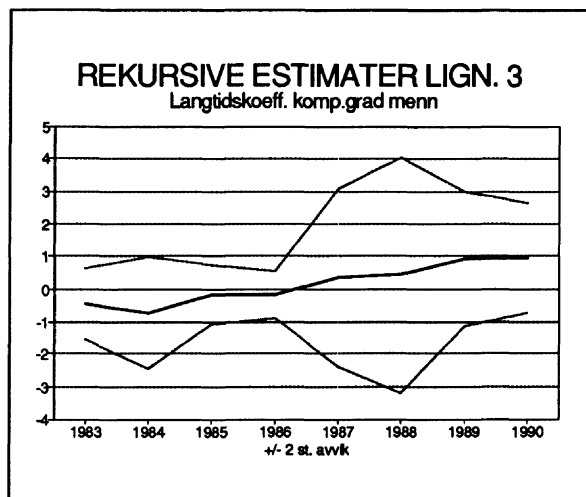
I ligning 4 er kompensasjonsgraden tatt ut, og ligningen inneholder korttidsdynamikk i ledighet og lagget nivå på langtidsledigheten. Koeffisientene, både for korttids- og langtidselastisiteter er forutsatt like for menn og kvinner, noe som ikke kan forkastes i en F-test.



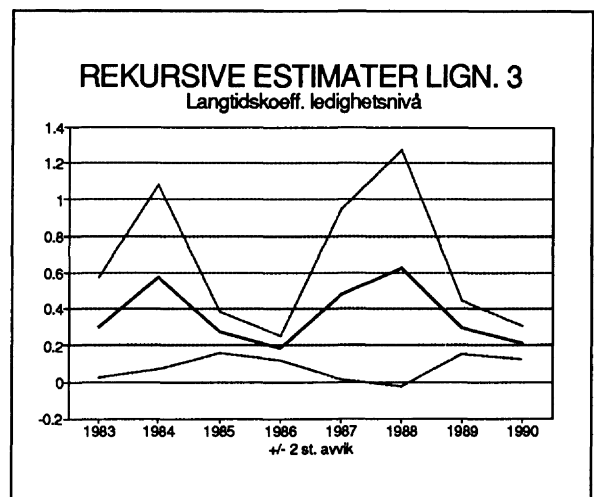
Figur 3.5a



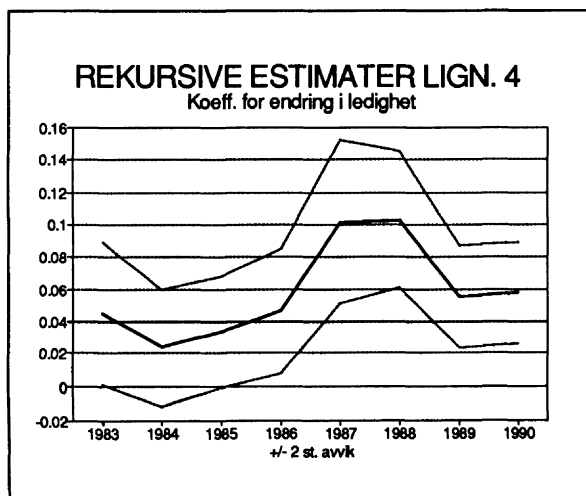
Figur 3.5b



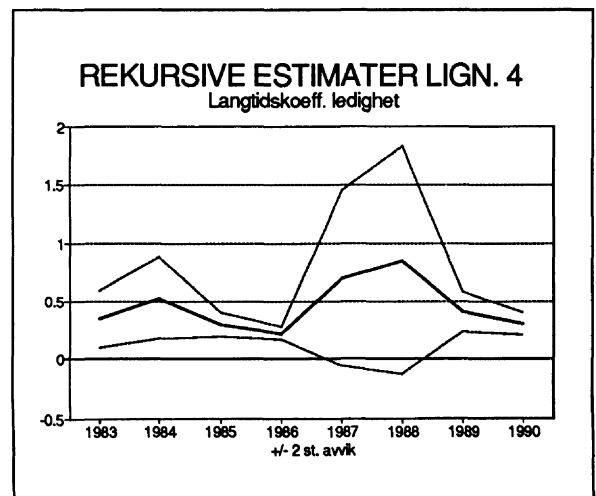
Figur 3.5c



Figur 3.5d

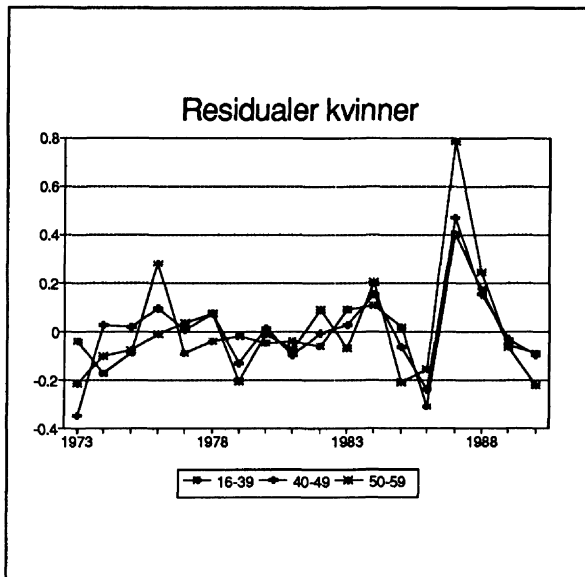


Figur 3.5e

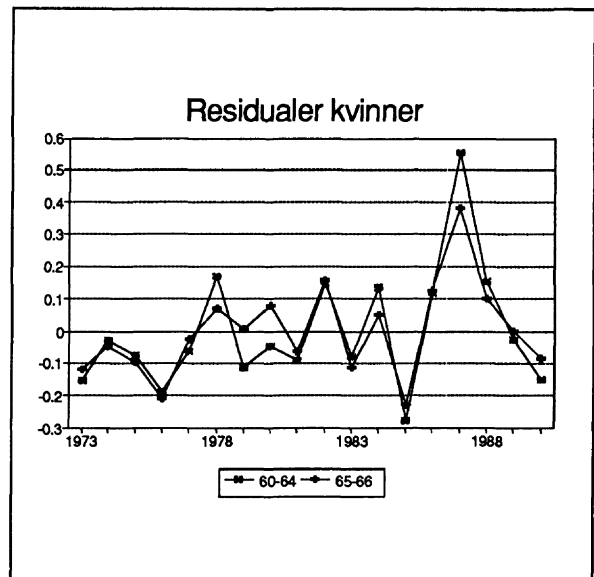


Figur 3.5f

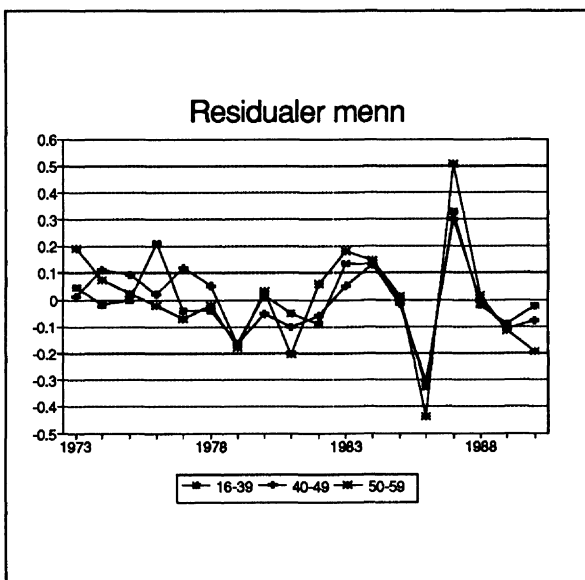
Figur 3.5e og 3.5f viser rekursive estimater for hhv. endring i ledighet og langtidskoeffisienten for arbeidsledigheten (langtidsledighet) fra ligning 4. Det er fortsatt en tendens til en positiv trend i koeffisienten for endring i ledigheten. Og langtidskoeffisienten for nivået på (langtids-)ledigheten varierer fortsatt betydelig i 1987 og 1988, men estimatet i 1990 ligger nær gjennomsnittet for perioden 1983-1990. Som følge av at kompensasjonsgraden ikke inngår i relasjon 4, blir elastisiteten mhp. langtidsledigheten høyere enn i relasjon 3 - 0,3 mot 0,22.



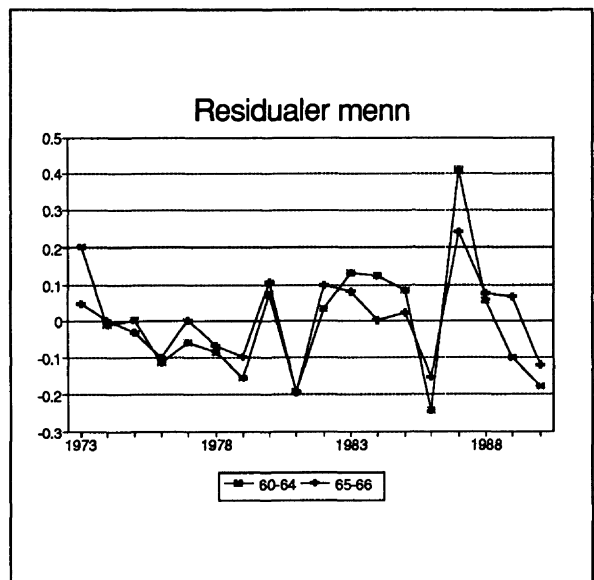
Figur 3.5.g



Figur 3.5h



Figur 3.5i



Figur 3.5j

Jeg synes stabilitetsmomentet teller så sterkt at jeg vil velge relasjon 4, uten kompensasjonsgrad. Kompensasjonsgraden endrer seg lite på 1980-tallet, og det synes da usannsynlig at de sterkt økende koeffisientestimaterne etter 1985 gjenspeiler noen reell atferd, siden vi ikke kunne spore noen økte estimater i eller like etter de årene at kompensasjonsgraden faktisk steg kraftig. En nærliggende tolkning er at de sterkt økende koeffisientestimaterne har sammenheng med høye

tilgangsrate etter 1985 selv om ledigheten falt klart fra 1983 til 1986. En kan naturligvis heller ikke utelukke at dette skyldes at modellen er feilspesifisert (funksjonsform, utelatte variable...). Modellen kan ikke forklare den høye uføretilgangen i 1987-89, før ledigheten ifølge ligningen skulle gi økt uføretilgang. En tolkning av dette er at denne uføretilgangen skyldes utstøtning av personer fra ledighetstoppen i 1983. Modellen har i så fall en utilstrekkelig dynamisk spesifisering. En evt. manglende evne til å fange opp en slik effekt kan imidlertid ha sammenheng med trykkesystemets funksjonsmåte (behandlingstid m.v.), som jeg ikke har korrigert godt nok for. Jeg ender da opp med en ligning som har samme langtidselastisitet for tilgangsratene mhp. ledighet for alle aldersgrupper, og menn og kvinner. Den eneste variabelen som skiller mellom menn og kvinner, er endring i ledighet. Det kan kanskje synes problematisk at modellen ikke har ulike elastisiteter etter kjønn, når det faktisk har vært en sterkere stigning i tilgangsratene for kvinner. Denne sterkere stigningen har imidlertid ikke vært sterk nok til å produsere signifikant forskjellige estimater for kvinner i forhold til menn. Residualene i ligning 4, som er vist i figur 3.5g - 3.5j, tyder heller ikke på at det er store trender som ikke fanges opp av ligningen. At vi har store problemer i 1986/87 gjenspeiles i store residualer.

3.6 Sammenhengen mellom korttidsledighet og langtidsledighet

Arbeidsmarkedsblokka i MODAG bestemmer samlet arbeidsledighet som differansen mellom samlet tilbud og samlet etterspørsel etter arbeidskraft, og måles i personer. Siden vi i uføremodellen introduserer langtidsledigheten, må vi ha en relasjon for å bestemme denne. Langtidsledige er definert som personer som har vært ledige i mer enn 26 uker. Fra den eksisterende modellen fås samlet ledighet, AKUL. I tillegg har vi oppsummeringsbetingelsen $AKUL = AKULLANG + AKULKORT$, hvor AKULLANG er antall langtidsledige og AKULKORT er korttidsledige. En enkel relasjon er å modellere AKULLANG som en lagfordeling av AKULKORT. Dette reflekterer at etter hvert som korttidsledigheten øker, vil stadig flere av de korttidsledige få lengre ledighetsperiode, og dermed bli klassifisert som langtidsledige.

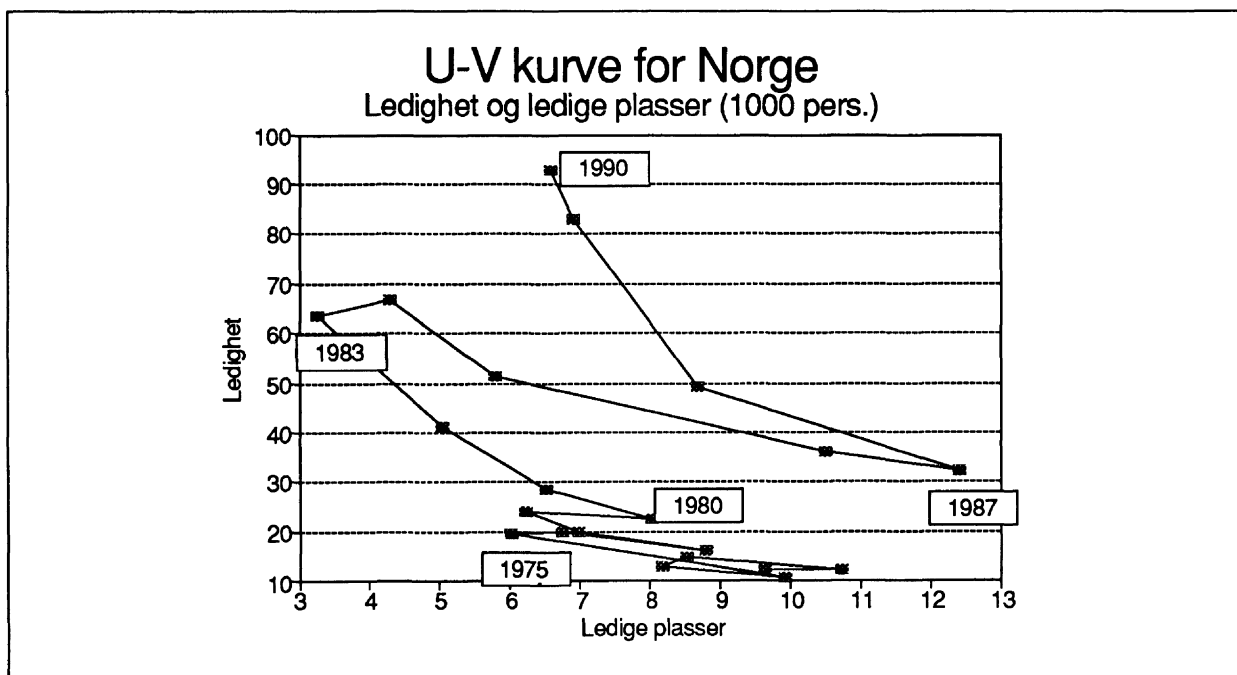
Omfanget av langtidsledighet må i utgangspunktet forventes å være påvirket av regelverket for tilståelse av dagpenger ved arbeidsledighet. Fram til 1984 var den maksimale sammenhengende perioden en arbeidsledig kunne motta dagpenger, 40 uker. Fra 1984, da arbeidsledigheten i Norge steg kraftig og mange fler ble langtidsledige, vedtok myndighetene å øke den maksimale sammenhengende dagpengeperioden til 80 uker. Etter 80 uker blir dagpengeutbetalingene avbrutt. Etter en "karanteneperiode" kan den ledige etter en tid igjen motta dagpenger og begynne på en ny 80-ukersperiode, riktignok med lavere dagpengesatser enn i den første ledighetsperioden. En kan tenke seg at økningen i den maksimale sammenhengende ledighetsperioden medfører et skift i sammenhengen mellom korttidsledige og langtidsledige i den forstand at det til et gitt antall korttidsledige svarer et større antall langtidsledige når maksimal ledighetsperiode er 80 uker enn når den er 40 uker. For å ta hensyn til denne regelendringen kan en bruke en dummyvariabel med verdi 1 fra 1984. Denne variabelen inngår i arbeidstilbudsblokka i MODAG i relasjonen for yrkesandelen for menn 60-66 år. I 1991 er reglene blitt ytterligere liberalisert, men dette året omfattes ikke av estimeringsperioden.

Økningen i den maksimale dagpengeperioden kan ikke betraktes som noe eksogent sjokk i økonomien; denne regelendringen skjedde naturligvis fordi ledigheten var i ferd med å øke sterkt. Det kan dermed se ut til å være en sammenheng mellom nivået på ledigheten og den maksimale dagpengeperioden. Ut fra dette skulle en vente ytterligere forlengelser når/hvis den

høye arbeidsledigheten vedvarer. Med en slik tolkning av regelendringene på dette området skulle det ikke være nødvendig med en dummyvariabel for økningen av den maksimale dagpengeperioden i 1984.

Stønadsnivået i ledighetstrygden i forhold til alternative ytelser som attføring, uførepensjon og sosialhjelp kan tenkes å påvirke atferden til de langtidsledige; i hvilket omfang de ser seg tjent med å gå over fra ledighetstrygd til varige ytelser som attføring og uførepensjon. Jeg har imidlertid ikke gjort forsøk på å modellere dette.

Forholdet mellom tallet på langtidsledige og tallet på korttidsledige kan ses som et uttrykk for graden av mistilpasning i arbeidsmarkedet. Flere momenter kan tale for at når tallet på langtidsledige først er steget f.eks. som følge av en konjunkturedgang, er det vanskelig å redusere antall langtidsledige igjen. Det kan i hvert fall kreve sterkere endringer i (tallverdien av) etterspørselen enn den etterspørselsendringen som medførte den initiale oppgangen i langtidsledigheten. Faktorer som kan føre til dette kan være at langvarig ledighet virker nedbrytende på arbeidsevnen i vid forstand, bl.a. ved at kvalifikasjoner reduseres eller ved at langvarig ledighet medfører økt fare for å bli syk. Faktorer som bl.a. er analysert i Johansen (1982) betrakter sorteringsmekanismer i arbeidsmarkedet ved store konjunktursvingninger som viktige for at arbeidsledigheten kan være vanskelig å få ned når den først har økt. Når etterspørselen etter arbeidskraft går ned vil bedriftene forsøke, og til en viss grad klare, å si opp de minst effektive av sine ansatte, gjerne de eldste, og beholde de mest effektive. I beholdningen av ledige vil dermed det gjennomsnittlige kvalifikasjonsnivået gå ned. For de langtidsledige må en anta at dette vil være særlig uttrykt.



Figur 3.6a

Forholdet mellom tallet på arbeidsledige og ledige plasser ved arbeidskontorene brukes ofte som en indikator på graden av mistilpasning i arbeidsmarkedet. Figur 3.6a viser en sk. UV-kurve (unemployment-vacancies) for Norge, med antall ledige plasser og antall (registrerte)

arbeidsledige på aksene. Skift utover i denne kurven tolkes ofte som en indikasjon på økte tilpasningsproblemer på arbeidsmarkedet.

Selv med forbehold om endringer i meldetilbøyeligheter mv. (se Stølen 1990) ser det ut til at graden av mistilpasning har økt i perioder hvor den generelle arbeidsledigheten har økt. I Lindquist m.fl. (1990) vises det også til at mange eldre på arbeidsledighetstrygd etter alt å dømme ikke anser seg som arbeidssøkere, men snarere som førtids alderspensjonister. Disse betraktningene peker i retning av en type "hysterese" i andelen langtidsledige i forhold til det totale tallet på arbeidsledige, og at en bør søke etter en modellering av dette i MODAG. Jeg har tatt utgangspunkt i en enkel relasjon der tallet på langtidsledige (i tusen) forklares av tallet på korttidsledige, og at en ligning som summerer disse to gruppene til totalt antall ledige kommer i tillegg i MODAG. Jeg har modellert modellen på feilkorreksjonsform, for lettere å kunne skille mellom langsiktige og kortsiktige effekter. Den generelle ligningen er

$$\begin{aligned} \Delta AKULLANG = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \Delta AKULKORT_{-1} + \alpha_2 \cdot \Delta AKULLANG_{-1} \\ & + \alpha_3 \cdot AKULLANG_{-1} + \alpha_4 \cdot AKULKORT_{-1} \end{aligned} \quad (10)$$

På lang sikt vil vi ha

$$AKULLANG = -\alpha_0/\alpha_3 + \frac{-\alpha_4}{\alpha_3} \cdot AKULKORT$$

Forholdstallet mellom langtidsledige og korttidsledige, $AKULLANG/AKULKORT$, blir på lang sikt

$$\left(\frac{\alpha_4}{-\alpha_3} \right) + \frac{\alpha_0}{-\alpha_3} \left(\frac{1}{AKULKORT} \right).$$

En mulig restriksjon er at $\alpha_4 = -\alpha_3$. Det betyr at en permanent økning i korttidsledigheten på 1000 personer på lang sikt vil føre til en tilsvarende økning i langtidsledigheten. Forholdet mellom antall korttids- og langtidsledige på lang sikt vil bli beregnet av modellen som funksjon av nivået på korttidsledigheten. På kort sikt forsøkte jeg å åpne for asymmetriske effekter på tallet på langtidsledige avhengig av om korttidsledigheten øker eller avtar. Det gjorde jeg ved å splitte variablene $\Delta AKULKORT$ og $\Delta AKULLANG_{-1}$ i to, avhengig av om de to variablene er større enn null eller mindre enn null. Om koeffisientene på de to variantene av disse variablene blir like, er vi tilbake i den enkle modellen (9). Den mest generelle modellen er

$$\begin{aligned} \Delta AKULLANG = & \alpha_0 + \alpha_{1p} \cdot \Delta AKULKORTP + \alpha_{1n} \cdot \Delta AKULKORTN + \alpha_{2p} \\ & \cdot \Delta AKULLANGP_{-1} + \alpha_{2n} \cdot \Delta AKULLANG_{-1} + \alpha_3 \cdot AKULLANG_{-1} + \alpha_4 \cdot AKULKORT_{-1} \end{aligned} \quad (11)$$

hvor $\Delta AKULKORTP$ er endring i tallet på korttidsledige når dette tallet er positivt, 0 ellers. $\Delta AKULKORTN$ er endring i korttidsledigheten når endringen er negativ, 0 ellers. Tilsvarende gjelder for $\Delta AKULLANG_{-1}$. Det er imidlertid ingen hysterese på lang sikt, da langtidsledigheten

er helt bestemt av nivået på korttidsledigheten. Vi kan imidlertid få elementer av hysteresis på kort og mellomlang sikt.

Dummyvariabelen for endring i maksimal ledighetsperiode fikk i den generelle ligningen koeffisient og t-verdi tilnærmet lik null. Jeg utelot derfor denne variabelen i de videre estimeringene. Koeffisientene α_3 og α_4 ble svært like i tallverdi og en F-test kunne ikke forkaste denne restriksjonen. Jeg opprettholdt derfor denne restriksjonen i søkeprosessen for å finne en god dynamisk utforming av relasjonen.

Det var klare forskjeller mellom koeffisientestimatene for de samme variablene (på endringsform), avhengig om variabelen økte eller avtok. Men det var vanskelig å oppnå koeffisienter som var stabile, særlig de siste årene på 1980-tallet hvor arbeidsledigheten økte dramatisk. Jeg har derfor endt opp med enklere relasjoner av typen (10). Koeffisientene i ligning 10 er gitt i tabellen nedenfor.

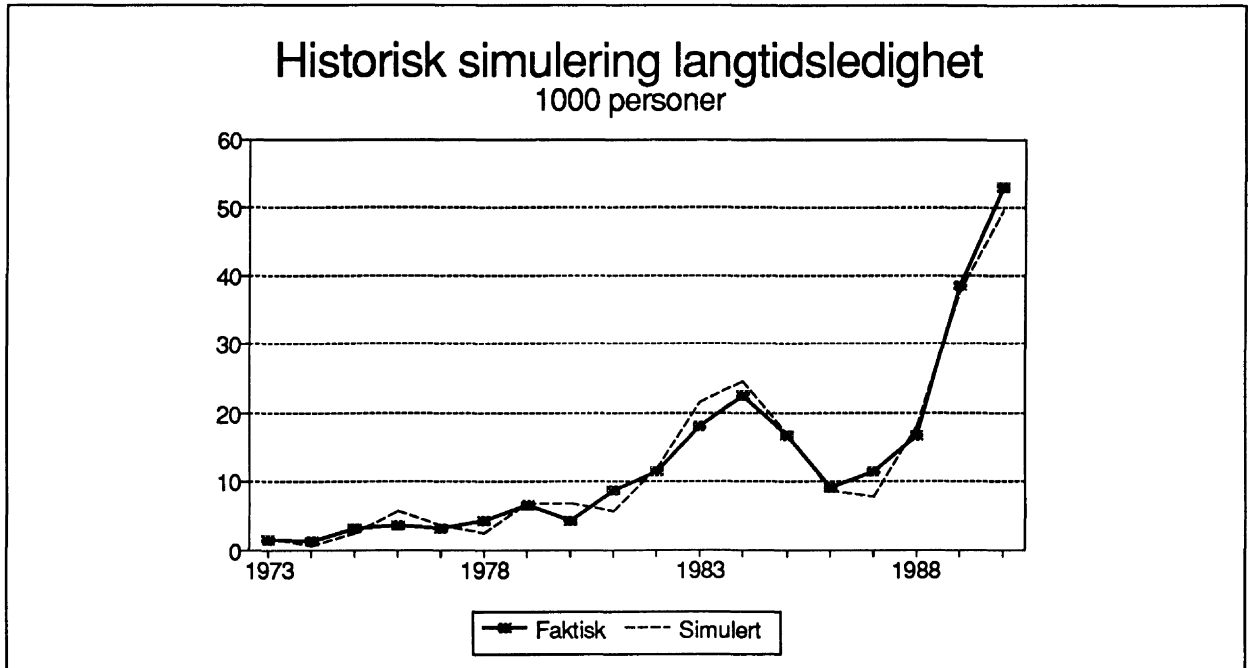
Tabell 3.6: Estimeringsresultater ligning (10). t-verdier i parentes.

Koeffisient	Estimat
α_0	21,6 (4,7)
α_1	0,39 (4,1)
α_2	0,42 (3,2)
α_3	-0,91 (2,5)
Est. periode	1973-1990
SSR	120,911
SER	2,9388
DW	1,85
AUTO ¹⁾	F(1,9): 2,56
ARCH ²⁾	F(1,18): 0,34
NORM ³⁾	$\chi^2(2)$: 0,15
CHOWPS ⁴⁾	F(3,13): 7,3

1) F-test for autokorrelasjon (LM-test); 2) Heteroskedastisitet 3) Bera/Jarque test for normalitet i restleddene 4) Chow-test for strukturelt brudd fra 1988.

CHOW-testen for parameterstabilitet etter 1985 viser at det er stabilitetsproblemer de siste årene på 1980-tallet. Til forsvar for likevel å benytte en slik ligning kan anføres at den tar vare på en konsistens mellom langtidsledighet og korttidsledighet som synes rimelig, og som kan være nyttig å ha med seg i mellomlangsiktige analyser. I dynamisk simulering over estimeringsperioden kan en nok si at treffsikkerheten er signifikant dårligere mot slutten av

perioden (det er det CHOW-testen impliserer) men ut fra figurbetragtningen synes ligningen å reprodusere den faktiske utviklingen relativt godt. Figur 3.6b viser faktiske og modellberegnete verdier for tallet på langtidsledige. Dette ser ganske greit ut, men den overvurderer det konjunkturmessige utslaget i langtidsledigheten ved den første ledighetstoppen i 1983 med omtrent 5000 personer. Et slik resultat er litt uvanlig; det er vanlig i modellering av makroøkonomiske tidsserier at de estimerte ligningene i dynamisk simulering viser mindre svingninger enn de faktiske observasjonene.



Figur 3.6b

På lang sikt, som er definert som den situasjonen hvor alle variable er konstante fra år til år, er langtidsledigheten følgende funksjon av korttidsledigheten (i tusen):

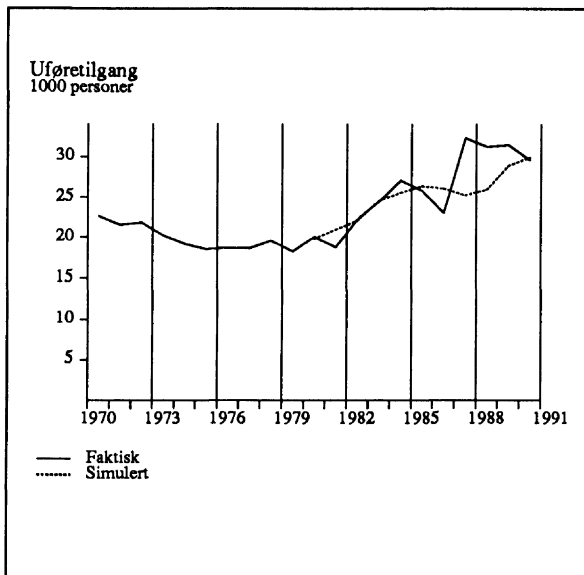
$$AKULLANG = -24 + AKULKORT$$

Forholdstallet mellom langtidsledige og korttidsledige vil imidlertid øke med nivået på korttidsledigheten. Ved en samlet ledighet på 100 tusen vil langtidsledige utgjøre nær 40 prosent av alle ledige, mens denne prosenten er nede i 26 ved en samlet ledighet på 50000.

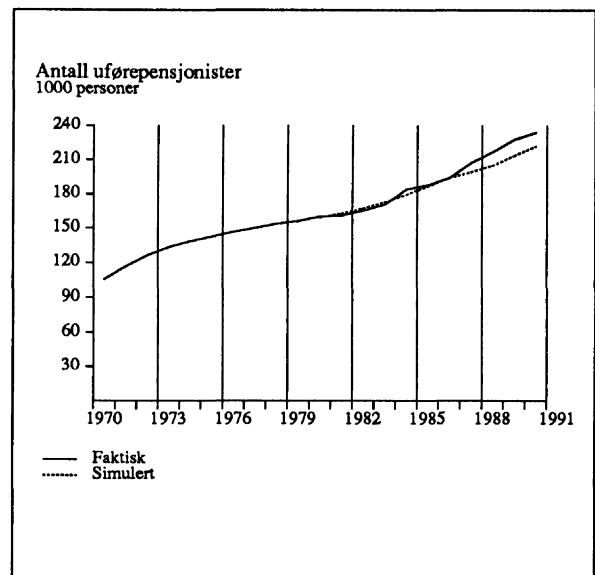
3.7 Historiske simuleringer på uføremodellen.

Jeg har utført ulike historiske simuleringer på uføremodellen, inkludert ligningen for langtidsledighet. Det er gjort dels for å undersøke om modellen kan forklare den historiske utviklingen, og dels kan slike simuleringer brukes til å dekomponere den historiske utviklingen i antall uføre på de ulike forklaringsvariablene i analysen. Jeg har implementert de elastisitetene som framkom i relasjon 4, dvs. at det bare er langtidsledigheten som inngår i tilgangsrelasjonene på lang sikt.

Som nevnt i kap. 3.2 er det residualer i de demografiske økosirk-relasjonene (ligning 1 i kap. 3.2). Jeg viser her simuleringer med disse residualene satt lik null. Det viste seg at demografi-økosirkkligningene (lign. 1 i kap 3.2) var en kilde til unøyaktighet. Med tilgangsratene eksogent satt lik sine historiske verdier undervurderte modellen tallet på uførepensjonister i 1990 med 3000 personer, eller 1,3 prosent. At denne typen feil oppstår har sammenheng med at jeg har relativt store aldersgrupper som gjør at demografiske svingninger innen en aldersgruppe ikke fanges opp.



Figur 3.7a



Figur 3.7b

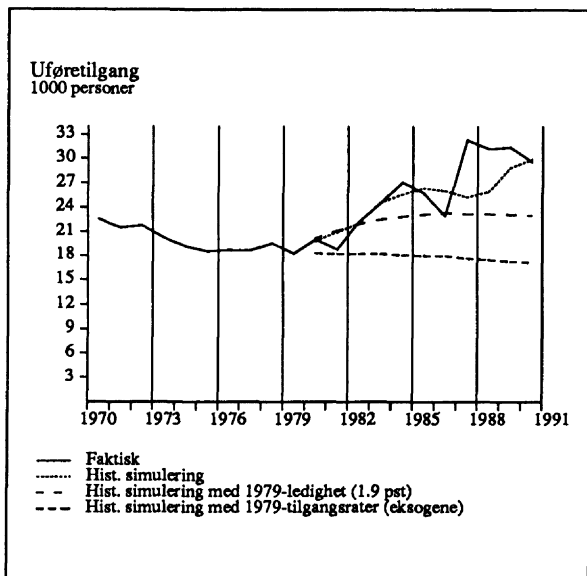
Figur 3.7a viser faktisk og modellberegnet uføretilgang. Modellen har problemer med å fange opp den sterke uføretilgangen i 1987 og 1988, før ledigheten var begynt å stige vesentlig, jf. de store residualene vist i omtalen av estimeringsresultatene. Hva årsaken til de store bommene i disse årene skyldes, kan man spekulere over. Det kan tenkes at denne tilgangen har sammenheng med den høye ledigheten tidligere på 1980-tallet og således bare er en forsinket effekt av denne. Dette kan tolkes som at modellen er dynamisk feilspesifisert. En grunn til at jeg ikke har klart å finne en rimelig stabil dynamisk spesifisering som greier å forklare dette, kan være variasjoner i administrativ praksis. At jeg har utelatt kompensasjonsgraden i ligningen kan ikke forklare denne bommen, jf. rekursive estimeringer i ligninger der denne variabelen er med. Kompensasjonsgraden har endret seg lite på 1980-tallet og kan dermed ikke forklare sterke år til år endringer i uføretilgang.

Simuleringen undervurderer tallet på uførepensjonister i 1990 med 12000 personer, eller vel 5 prosent, og gjenspeiler den kumulerte virkningen av undervurdert uføretilgang i andre halvdel av 1980-årene.

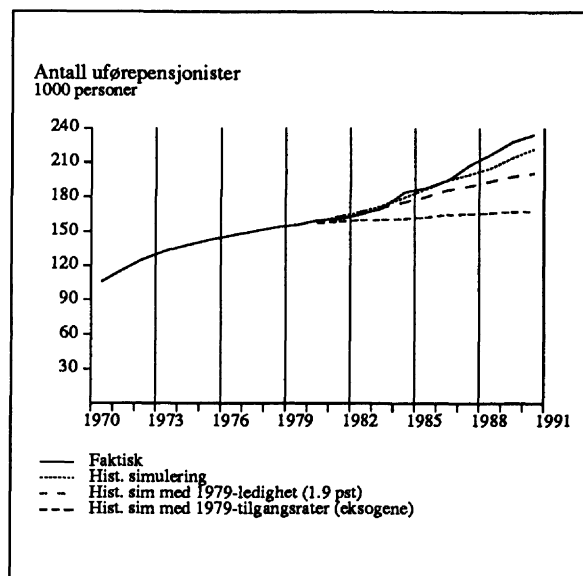
Jeg har også utført ulike historiske simuleringer på en modellversjon hvor tilgangsratene er eksogene. Jeg kan da undersøke effektene på samlet antall uføre av a) økte tilgangsrater, b) reduserte avgangsrater og c) endret befolkningsstørrelse og alderssammensetning. Figur 3.7b og 3.7c viser uføretilgang og antall uførepensjonister i ulike historiske simuleringer.

Figur 3.7c viser modellberegnet uføretilgang med forutsetning om 1979-ledighet gjennom 1980-

årene. Ifølge modellen ville det gitt en årlig uføretilgang som var 2-4 tusen lavere enn den i den historiske simuleringen. Men den ville ligget klart over det den ville vært med tilgangsratene fra 1979. Figur 3.7d viser antall uførepensjonister i de tre simuleringene. Selv med 1979-tilgangsrater ville det skjedd en viss økning i antall uførepensjonister gjennom 1980-årene.



Figur 3.7c



Figur 3.7d

Tabell 3.7.1 dekomponerer endringene i antall uførepensjonister fra 1980 til 1990 fra beregninger med modellen med eksogene tilgangsrater.

Tabell 3.7.1: Dekomponering av faktorer bak endring i tallet på uførepensjonister fra 1979 til 1990 (tusen personer). Modell med eksogene tilgangsrater.

(1) Faktisk endring 1979-1990	78
(2) Simulert endring 1979-1990	75
(3) Virkning av økte tilgangsrater	64
(4) Virkning av reduserte avgangsrater	8
(5) Virkning av befolkningsendring	-7
(6) Forklart endring	65
(7) Uforklart (1-6)	13

Simuleringene er utført på følgende måte: Først har jeg simulert en referansebane med modellen med eksogene tilgangsrater. Virknings-simuleringene er utført ved partielt å la de aktuelle variablene få sine 1979-verdier i alle år fra 1980 til 1990. Avviket mellom simulert verdi og faktisk verdi i 1990 er da det beregnede bidraget fra den aktuelle faktoren.

Ifølge denne modellsimuleringen utgjør nettoeffekten av økt tilgang, redusert avgang og befolkningsendring en tilvekst i tallet på uførepensjonister på 65 tusen, av en samlet økning på 78 tusen. Det betyr at med 1979-verdiene av tilgangs- og avgangsrater samt befolkningsvariablene ville tallet på uførepensjonister steget med 13 tusen personer. Den resterende økningen på 14 tusen må tilskrives den årlige nettotilgangen gitt 1979-verdiene for tilgangs- og avgangsrater¹.

Hovedresultatet er altså at det aller meste av økningen i antall uførepensjonister kan tilskrives økt rekruttering mens effekten av redusert avgang er relativt liten. Denne effekten motvirkes dessuten av endret befolkningsstruktur.

Ved hjelp av de estimerte ligningene for bestemmelsen av tilgangsratene kan vi videre dekomponere endringen i antall uførepensjonister som en funksjon av den faktiske ledighetsutviklingen på 1980-tallet. Det har jeg gjort ved å sammenligne den historiske simuleringen på den samlede uføremodellen med en simulering der arbeidsledigheten på 1980-tallet ble satt lik sin 1979-verdi. Ledigheten var 1,9 prosent i 1979. På 1980-tallet var det store svingninger i ledigheten, med et gjennomsnitt på 3 prosent, jf. fig. 3.7c og 3.7d.

Resultatet fra denne simuleringen er at med en ledighet i 1980-årene på 1,9 prosent ville det vært 21000 færre uføre i 1990 enn i den historiske simuleringen for denne modellen. De samlede virkningene av økt ledighet på 1980-tallet er imidlertid ennå (1991) ikke uttømt, siden det tar lang tid fra ledigheten øker til tallet på uførepensjonister øker. Det er også verd å legge merke til at effekten av økt ledighet i denne simuleringen (21000) er langt lavere enn effekten av økte tilgangsrater (65000) i den første dekomponeringen (der altså tilgangsratene var eksogene). Det betyr at økningen i ledigheten etter 1979 ikke alene kan forklare de økte tilgangsratene på 1980-tallet. En del av denne økningen kan forklares av ledigheten økte noe mot slutten av 1970-tallet, og også av at andelen av de arbeidsledige som var langtidsledige tok til å øke fra midten av 1970-årene.

3.8 Uførestønader

Stønadsbeløpet pr. uførepensjonist har variert mye, både over tid og mellom grupper av uførepensjonister. For å ta hensyn til de største heterogenitetene i gjennomsnittlig stønadsbeløp har jeg skilt mellom 4 typer uførepensjon - grunnpensjon, særtillegg, tilleggspensjon og "diverse", hovedsakelig grunn- og hjelpestønad. Beløpsmodellen for uførepensjon er:

$$RU613GP = RATR613G \cdot (GB/100) \cdot (1.07 \cdot 0.5 \cdot (UFM + UFM_{-j}) + 0.5 \cdot (UFK + UFK_{-j})) \quad (12)$$

$$RU613ST = RAT613S \cdot (GB/100) \cdot ST \cdot 1.07 \cdot 0.5 \cdot 0.1 \cdot 0.1 \cdot (UFM + UFM_{-j}) + 0.5 \cdot (UFK + UFK_{-j}) \cdot (0.726/YPK2566)^2 \quad (13)$$

¹ Merk her at jeg bare har summert partielle effekter av å holde en og en variabel på 1979-nivået, og således sett bort fra høyere ordens effekter.

$$RU613TP = RATR613T \cdot (GB/100) \cdot (0.5 \cdot 0.38 \cdot (UFM + UFM_{-1}) + 0.5 \cdot (UFK + UFK_{-1}) \cdot 0.16 \cdot (YPK2566/0.726)^2) \quad (14)$$

$$RU613DV = RATR613D \cdot GB \cdot (UFM + UFM_{-1} + UFK + UFK_{-1}) \quad (15)$$

$$RU613 = RUE613 + RU613GP + RU613ST + RU613TP + RU613DV \quad (16)$$

Variabelforklaring:

GB	Grunnbeløpet (i kroner)
RU613GP	Grunnpensjon (i 100000 kroner)
RU613ST	Særtilllegg
RU613TP	Tilleggspensjon
RU613DV	"Diverse" uførestønader, hovedsakelig grunn- og hjelpestønad
RU613	Samlet uførepensjon
RUE613	Restleddet for samlet uførepensjon
RATR613i	Multiplikativ residual/kalibreringsvariabel
ST	Særtillleggssatsen (for enslig)
UF _i	Antall uførepensjonister ved utgangen av året (1000 personer), gruppe i
YPK2566	Yrkesandel kvinner 25-66 år

Tallet 1,07 i ligning 12 refererer seg til at gjennomsnittlig uføregrad var 7 prosent høyere for menn enn for kvinner i 1987. Tallene 0,38 og 0,16 i ligning 14 refererer seg til gjennomsnittlig tilleggspensjon i 1987 for menn og kvinner (38000 og 16000). Disse tallene er regnet ut vha. Rikstrygdeverkets statistiske årbok for 1987, og er forutsatt konstante over tid. På denne måten får 1987 karakter av å være et basisår for beløpsmodellen for uførepensjon.

Samlet uførepensjon beregnes som summen av disse 4 postene (ligning 16). Variablene for uførepensjonister måler antallet ved utgangen av hvert år; jeg har derfor sentrert uføretallene i beregningen av stønadsbeløpene.

Særtillegget (RU613ST) beregnes i ligning 13. I tillegg til ulikheten i uføregrad mellom menn og kvinner, er det basisårstall for andelen av hhv. menn og kvinner som mottok særtillegg i 1987. Det var om lag 10 prosent av mennene og hele 50 prosent av kvinnene. Bare pensjonister med lav eller ingen tilleggspensjon mottar særtillegg. For kvinnene er den lavere yrkesdeltakelsen den viktigste grunnen til den høye andelen med særtillegg. Jeg har derfor foretatt en relativt summarisk korreksjon av kvinneandelen med særtillegg ved å la denne avta med den løpende yrkesprosenten for kvinner i forhold til det den var i 1987 (0,73). Yrkesprosenten inngår kvadrert. Dette kan synes noe vilkårlig, men er gjort for å oppnå at kvinneandelen med særtillegg avtar tilstrekkelig mye når yrkesprosenten nærmer seg mennenes yrkesprosent (vel 0,90). Når kvinnenes yrkesprosent blir 0,9 avtar kvinneandelen med særtillegg til 0,3, likevel en god del høyere enn for menn. Dette kan begrunnes med at kvinnene som er yrkesaktive har lavere arbeidstid (bl.a. mer deltid) enn menn. Det gir mindre pensjonsrettigheter og større sannsynlighet for å bli minstepensjonist. I tillegg vil tidsetterslepet fra den økte yrkesprosenten til de økte pensjonsrettighetene i virkeligheten gjøre at vi overvurderer hvor raskt

virksomheten fra økt yrkesaktivitet til økte tilleggspensjoner for uførepensjonister går. For mennene antas uendret særtilleggsandel. Utbetalingene til særtilllegg og uførepensjon avhenger naturligvis også av grunnbeløpet og av særtillleggssatsen.

Tilleggspensjonen (RU613TP) beregnes i ligning 14. Ut fra RTVs statistiske årbok har jeg regnet ut at gjennomsnittlig tilleggspensjon pr. uførepensjonist i 1987 var 38000 kr for menn og 16000 kr for kvinner. Det er her korrigert for ulikheter i uføregrad mv. For kvinnene er det lagt til grunn at gjennomsnittlig tilleggspensjon øker proporsjonalt med kvadratet av den løpende yrkesprosenten for kvinner (i forhold til nivået i 1987). Ved 90 prosent kvinnelig yrkesdeltaking er da relativ tilleggspensjon for kvinner i forhold til menn økt fra 0,42 i basisåret til 0,65.

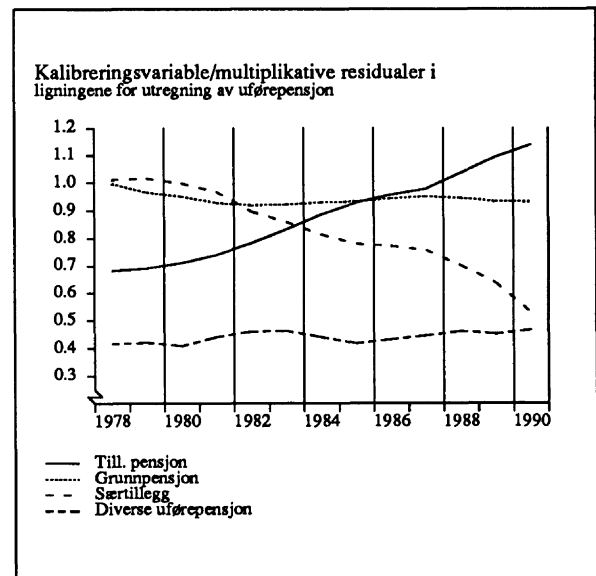
Opptrappingen av pensjonene som følge av at vi stadig nærmer oss det tidspunkt hvor oppbyggingen av folketrygdens pensjonsrettigheter er fullført, medfører høyere tilleggspensjoner, og lavere utbetalinger i form av særtilllegg enn det som er modellert her. Det må håndteres eksogent. De multiplikative restleddene for ligningene for tilleggspensjoner og særtilllegg kan nyttes til dette.

De øvrige uførestønadene (RU613DV) beregnes i ligning 15. Det forutsettes at disse er proporsjonale med det totale antallet uførepensjonister. Grunnstønad og hjelpestønad er de dominerende komponentene her, og de utmåles på pr. capita basis. Det er også her et multiplikativt restledd.

De multiplikative restleddene (RATR_i) sørger for kalibreringen til året for beregning av endel nøkkeltall for uførepensjon pr. pensjonist (1987), og til historiske observasjoner. Disse nøkkeltallene er bl.a. uføregrader for menn og kvinner, og gjennomsnittlig tilleggspensjon for menn og kvinner. Disse er vist i figur 3.8a nedenfor.

Kalibreringsrestleddene for tilleggspensjon øker sterkt i perioden, mens det er en like sterk nedgang i kalibreringsrestleddet for særtillleggene. Det har sammenheng med økningen i utbetaling pr. pensjonist i perioden som følge av økte pensjonsrettigheter. Med stadig flere som mottar tilleggspensjon, blir det færre minstepensjonister og dermed færre som mottar særtilllegg. Kalibreringsrestleddene for grunnpensjon og diverse uførepensjon har små eller ingen trendmessige bevegelser på 1980-tallet.

I framskrivninger er det nærliggende å la de to sistnevnte kalibreringsrestleddene være konstante, mens det vil være naturlig å legge til grunn at trendene for de to øvrige kalibreringsrestleddene vil fortsette.



Figur 3.8a

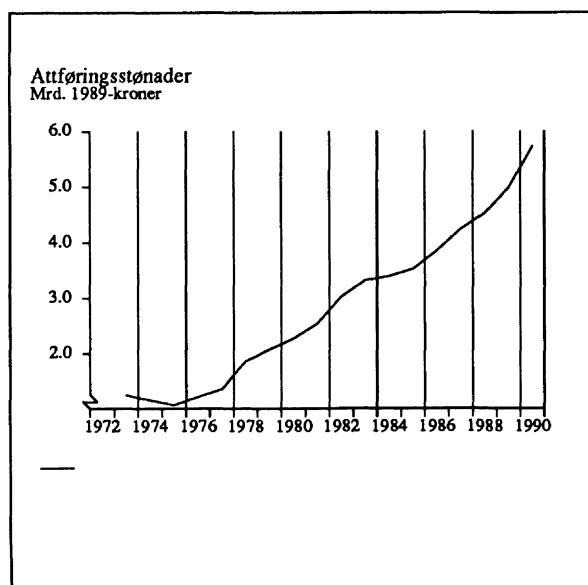
4 Attføringsstønader

Det er trolig en sammenheng mellom arbeidsledighet, attføring og uførepensjon, idet arbeidsledige og langtidssykmeldte etter en tid går over på attføring. Etter ytterligere en tid går de over på uførepensjon evt. tilbake til arbeidsstyrken. Det er ikke mulig å modellere strømmene fra arbeidsledige sykmeldte via attføring til uførhet siden datamaterialet er langt dårligere for attføring og sykepenges. Utgifter til drift av attføringstiltak er ikke med i attføringsstønadene.

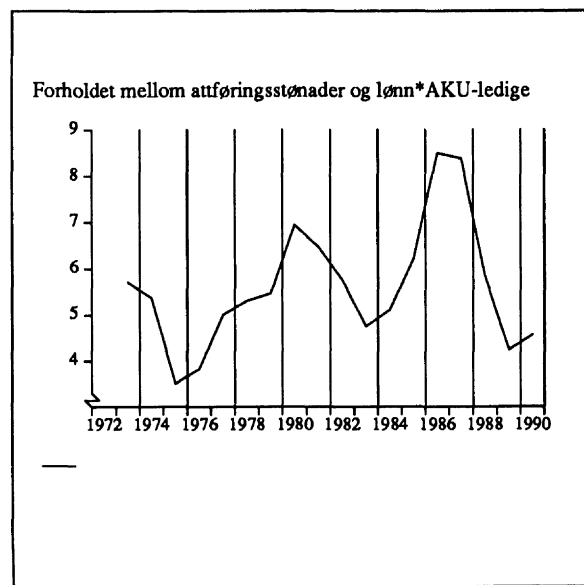
Stønader til attføring regnes ut etter samme regler som uførepensjon. Attføringsstønadene var på 4,3 mrd. kroner i 1988, iflg. SSBs inntektsregnskap. Tallet i 1987 ligger 300 mill. over tallet i RTVs statistiske årbok. Forskjellen har sammenheng med at SSB fører en del av utgiftene i folketrygden som lån og ikke som overføringer.

I utgangspunktet kunne en ha estimert en sammenheng mellom en volumindikator og ledigheten på lignende måte som for sykepengene. Imidlertid fins det bare historiske data over avsluttede, ikke løpende attføringstilfeller i RTVs statistiske årbok. Det er heller ikke data over stønadsnivå etter kjønn og alder. Det var derfor nærliggende å knytte attføringsstønadene til ledigheten og indeksere den med gjennomsnittlig lønnsnivå. Her er både total ledighet og langtidsledighet aktuelle variable å knytte attføringsstønadene på lang sikt. Figur 4a viser utviklingen i attføringsstønadene.

Jeg har estimert en direkte sammenheng mellom attføringsstønadene på den ene siden og lønnsnivået og ledighet på den andre siden, uten å gå veien om antall personer som mottar attføringspenger. En annen modellutforming kunne være å indeksere med satsen for gjennomsnittlig uførepensjon pr. uførepensjonist, siden attføringsstønader og uførestønader regnes ut etter de samme reglene. Imidlertid har gjennomsnittlig uførepensjon pr. pensjonist og gjennomsnittlig lønn utviklet seg relativt likt, så jeg har bare gått videre med lønnsvariabelen.



Figur 4a



Figur 4b

Den generelle modellen er:

$$\Delta \log(RU658) = a_0 + a_1 \cdot \Delta AKUL + a_2 \cdot \log(RU658/WW)_{-1} + a_3 \cdot \log(AKULLANG)_{-1} \quad (17)$$

AKUL AKU-ledige
 AKULLANG AKU langtidsledige
 WW Gjennomsnittslønn pr. time
 RU658 Attføringsstønader

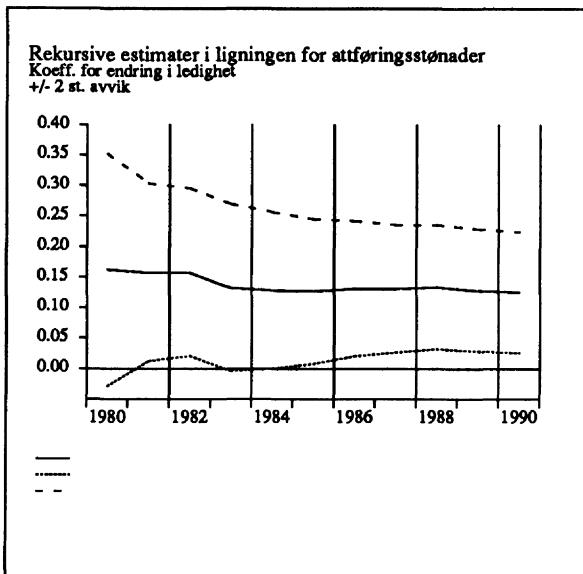
Det viste seg imidlertid at jeg måtte ha 2 års lag på nivåvariablene for å få signifikante koeffisienter. Jeg startet opp med den mest generelle modellen med fri estimering av langsiktselastisitetene mhp. ledighetsnivået, men der elastisiteten mhp. lønnsatsen var fastlagt til 1 a priori.

Estimeringsresultater relasjon 17. t-verdier i parentes.

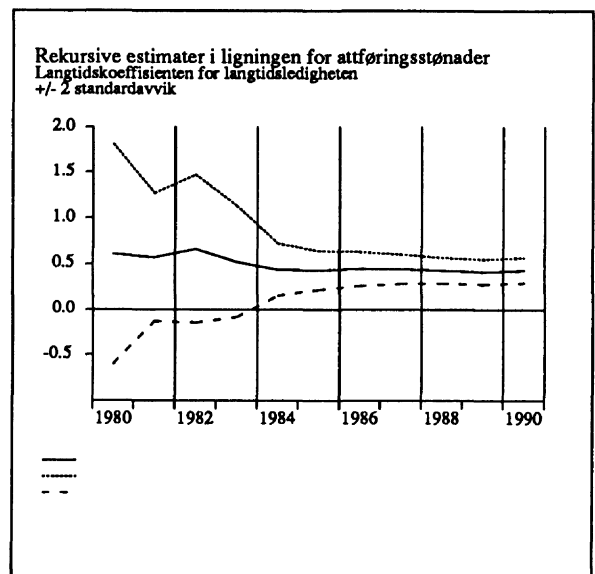
Koeffisient	Estimat
a ₀	1,49 (3,2)
a ₁	0,003 (1,9)
a ₂	-0,29 (2,8)
a ₃	0,12 (2,5)
Est. periode	1973-1990
SSR	0,08323
SER	0,07710
DW	2,16
AUTO ¹⁾	F(1,13) : 0,26
ARCH ²⁾	F(1,13) : 0,23
NORM ³⁾	$\chi^2(2)=1,19$
CHOWPS ⁴⁾	F(3,13)= 0,65
FORECAST ⁵⁾	$\chi^2(3)=6,05$

1) F-test for autokorrelasjon (LM-test); 2) Heteroskedastisitet 3) Bera/Jarque test for normalitet i restleddene 4) Chow-test for strukturelt brudd fra 1988 5) Forecast-kjikkvadrattest for strukturelt brudd fra 1988.

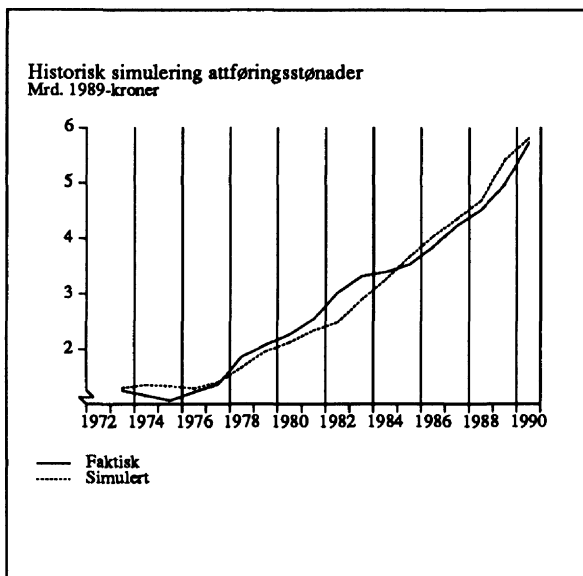
Både bruk av samlet ledighet og langtidsledighet gav signifikante koeffisienter for ledigheten. Imidlertid har jeg endt opp med en modell som inneholder lagget langtidsledighet som nivåvariabel etter en vurdering av langtidselastisiteten av attføringsstønadene mhp. ledigheten. Samlet ledighet inngår imidlertid på endringsform, ut fra en vurdering av føyning. Viktig for valget av langtidsledighet som lagget nivåvariabel var en vurdering av stønadsmodellens marginalgenskaper ved en nedgang i sysselsettingen, se forøvrig kap. 9.



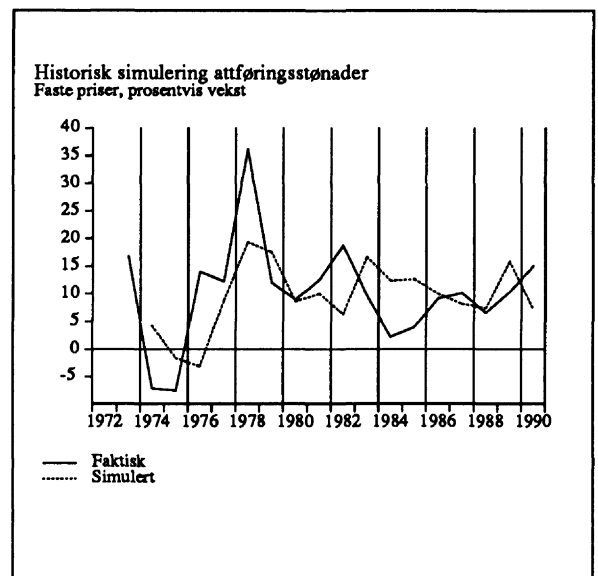
Figur 4c



Figur 4d



Figur 4e



Figur 4f

Alle misspesifikasjonstestene ser greie ut; en verdi på 6,05 i forecast-testen er noe høyt, men ikke signifikant på 5 prosents nivå.

Figur 4c viser rekursive estimater av koeffisienten a_1 i relasjonen mens figur 4d viser de rekursive estimatene av langtidselastisiteten av stønadene mhp. langtidsledigheten. Denne er definert som a_3/a_2 . Begge koeffisientene er bemerkelsesverdig stabile i hele perioden. Figur 4e og 4f viser dynamisk simulering av realverdien av attføringsstønadene ved simulering over hele estimeringsperioden, på hhv. nivå- og vekstform.

På lang sikt greier ligningen å fange opp nivåendringen, men den har problemer med å fange opp de kortsiktige svingningene i attføringsstønadene i 1976-78 og 1982-84.

5 Sykepenger fra folketrygden

I NOU 1990:23 Sykelønnsordningen er flere sider ved sykelønnsordningen behandlet. En har også søkt å forklare historiske endringer i sykeligheten. Sykepengene fra folketrygden er en del av stønadsarten "sykepenger mv" i nasjonalregnskapet. Foruten sykepengene fra folketrygden på 12 mrd i 1988, omfatter denne fødselspenger på vel 1.5 mrd. I dette avsnittet vil jeg bare behandle de rene sykepengene.

Sykepengeordningen ble sterkt revidert i 1978. Som følge av bekymring over utgiftsveksten har det vært foretatt endel innstramminger i regelverket over tid. Utvalget anslår disse til å innebære en besparelse på til sammen 800 millioner kroner. Dette er kanskje ikke ubetydelig i forhold til dagens nivå på 12 milliarder, men jeg vil likevel ikke gjøre forsøk på å ta hensyn til dette i de estimerte ligningene.

Folketrygdens utgifter til sykepenger omfatter bare sykefravær på mer enn 14 dager. Fravær inntil 14 dager betales av arbeidsgiveren. Som følge av at jeg bare ser på en del av fraværet, bruker jeg Rikstrygdeverkets statistikk over sykepengedager og utgifter til sykepenger.

Det henvises ofte til NHOs statistikk over sykefravær i sine medlemsbedrifter ved vurderingen av sykepengeutgiftene. Denne statistikken måler imidlertid bare korttidsfraværet, eller definerer langtidsfravær på en måte som er uhensiktsmessig i denne sammenhengen (grensen settes ved 3 dagers fravær). Utvalget konkluderer også med at effekten f.eks. av endringer i arbeidsledigheten ser ut til å være forskjellig på korttids- og langtidsfravær.

En vanlig hypotese er at økt arbeidsledighet medfører at de ansatte blir mer redd for å miste jobben, noe som motiverer til å redusere fraværet. Dette ser imidlertid bare ut til å gjelde korttidsfraværet. For langtidsfraværet kan ulike typer utstøtingsmekanismer som har vært framme i diskusjonen om overgang til uførepensjon, være mer relevante. Sykemelding av eldre arbeidstakere er i mange tilfeller starten på utgang av arbeidslivet i situasjoner med sysselsettingsproblemer eller av andre grunner. Dette er den mest lønnsomme tilpasningen siden kompensasjonsgraden i sykelønnsordningen er 100 prosent, tildels langt over kompensasjonsgraden ved attføring/uførepensjon og ledighetstrygd.

Det er store forskjeller i sykepengeutbetalinger avhengig av alder og tildels kjønn. RTVs statistikk over sykepengeutbetalinger gir grunnlag for å forsøke å korrigere for slike endringer. Tabell 5.1 viser sykepengedager pr. person i arbeidsstyrken.

Tabell 5.1: Sykepengedager pr. person i arbeidsstyrken 1987. Kilde: Tab. 1-3 i vedlegg D.

Alder	Menn	Kvinner
16-39	3,9	6,6
40-49	5,0	9,0
50-59	6,7	13,0
60-66	18,1	20,1

Sykepengetilfellene i prosent av arbeidsstyrken er høyere for menn enn for kvinner i alle aldersgrupper, men det er små kjønnsforskjeller i antall sykepengedager pr. sykepengetilfelle. Det er imidlertid en sterk tendens til at sykepengedager pr. sykepengetilfelle øker med alderen. Dette summeres opp i tabell 5.1, der sykepengedager pr. person i arbeidsstyrken øker 4,6 ganger fra yngste til eldste aldersgruppe for menn, og 3 ganger for kvinner. Det kan således være grunn til å spesifisere både kjønns- og aldersdimensjonen her.

Jeg har laget en ligning som inkorporerer disse forholdstallene for basisåret (se nedenfor). Videre deflaterer jeg med gjennomsnittlig lønnsnivå. Denne ligningen vil dermed framskrive sykepengene som funksjon av lønnsnivået og samtidig ta hensyn til at endret kjønns- og aldersfordeling medfører endringer i fraværet. I MODAG er det ikke variable som angir gjennomsnittsalderen på arbeidsstyrken, men det er en relativt detaljert alders- og kjønnsinndeling av befolkningen. Jeg har framskrevet basisårsandeler for arbeidsstyrken etter kjønn og alder ved å anta parallellitet i utviklingen av befolkningens alderssammensetning og arbeidsstyrkens alderssammensetning.

Jeg har laget en ligning der sykepengene utenom fødselspenger avhenger av

- 1) sysselsetting for menn multiplisert med en relativ lønnsats for menn i forhold til for kvinner (basisårstall). Her inngår også relative sykepengerater i basisåret.
- 2) sysselsetting for kvinner m/ relativ kvinnelønn i basisåret
- 3) generell lønnsvekst. Det innebærer en antakelse om at lønn for kvinner og menn beveger seg i takt.

Ligningen nedenfor forutsetter at fraværsomfanget innefor hver aldersgruppe for hhv menn og kvinner er konstant på samme nivå som i basisåret. Endringer i sysselsettingen og arbeidsstyrkens sammensetning på kjønn og alder er den eneste faktoren bak endringer i sykepengene, i tillegg til gjennomsnittlig lønnsvekst.

Ligningen for sykepenger i alt blir da:

$$\begin{aligned}
 RU630SY = & VOLSYK \cdot (WW/101,2) \cdot 7 \cdot ((NM(\mu_1 \cdot \phi_1 \cdot ((NBM1649/NBM1666)/\tau_1)) \\
 & + (\mu_2 \cdot \phi_2 \cdot ((NBM5059/NBM1666)/\tau_2)) + (\mu_3 \cdot \phi_3 \cdot ((NBM6066/NBM1666)/\tau_3)) \\
 & + \beta \cdot NK \cdot (\mu_4 \cdot \phi_4 \cdot ((NBK1649/NBK1666)/\tau_4)) \\
 & + \mu_5 \cdot \phi_5 \cdot ((NBK5059/NBK1666)/\tau_5)) + (\mu_6 \cdot \phi_6 \cdot ((NBK6066/NBK1666)/\tau_6)))
 \end{aligned} \tag{18}$$

101,2 er gjennomsnittlig timelønn (i kroner) i basisåret (1987)

Vi multipliserer med 7 (grovt anslag på gjennomsnittlig arbeidede timer pr. dag) for å få gjennomsnittlig dagslønn pr. sykepengedag. Inne i den store parentesen står beregnede sykepengedager (sykepengedager pr. sysselsatt, veid med andeler for sysselsetting for de ulike gruppene). Dette tallet må multipliseres med gjennomsnittlig dagslønn for å få sykepengene.

WW er gjennomsnittlig lønn pr. time (kr.).

NM er sysselsatte menn (1000)

RU630SY er folketrygdens utgifter til sykepenger (100000 kroner)

NK er sysselsatte kvinner (1000)

μ_i er andel av hhv. sysselsatte menn og kvinner som er i aldersgruppe i , $i = 1639, 4049, 5059, 6066$. Basisårstall hentet fra tab. 3.

ϕ_i er sykepengedager i prosent av arbeidsstyrken for de ulike gruppene. Basisårstall (fra tab. 5.1)

τ_i er verdien av befolkningsandelene i basisåret.

β er relativ lønn for kvinner i forhold til menn i basisåret. Vi bruker tall over sykepengegrunnlag (årsinntekt) for hhv. menn og kvinner for avsluttede sykepengetilfeller i 1987, hentet fra RTV(88) tab. 7.7.

NB_{ij} er antall personer i gruppe ij .

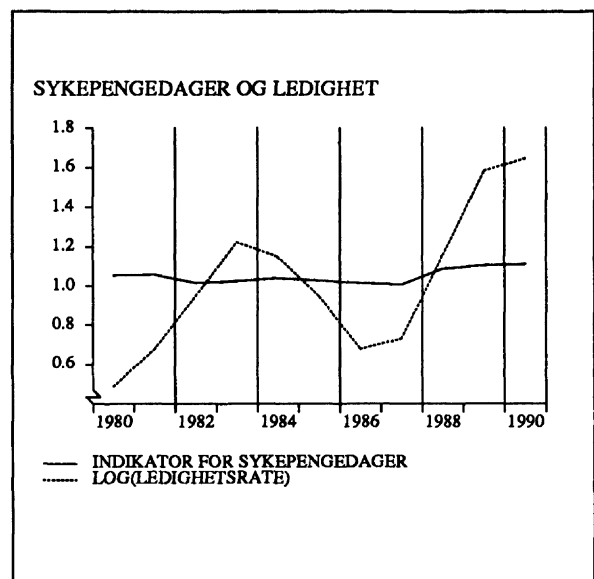
Ligningens føyning (gitt en konstant verdi på VOLSYPK) både på nivå og vekstrateform ble best ved å bruke lønn i inneværende år og ikke f.eks. et gjennomsnitt av lønn i inneværende og forrige år. Også lagget lønn viste seg å gi dårligere resultater.

Residualen VOLSYPK er summen av alle feilene vi gjør ved å bruke ligning (18). En mulig tolkning er å tolke VOLSYPK som økning i fraværsomfanget innenfor de ulike aldersgruppene og mellom menn og kvinner. Vi kan i så fall studere serien, og evt. undersøke om det er noen korrelasjon mellom denne serien og økonomiske variable, f.eks. arbeidsledigheten. Disse seriene er vist i figur 5a, og det kan se ut som om det er en positiv sammenheng mellom ledigheten og sykefraværet. Dette er i tråd med resultater fra forskning om uførhet og atferding, der forverring på arbeidsmarkedet medfører oppsigelse, særlig av eldre arbeidstakere, jf. over.

Jeg har bare estimert denne sammenhengen på 1980-tallet, fordi regelverket ble sterkt revidert i 1978. Det blir dermed svært få observasjoner å tallfeste en slik relasjon på. At jeg bare konsentrerer meg om arbeidsledigheten kan derfor føre til at jeg utelater enkelte viktige forhold. Jeg vil imidlertid kunne få avdekket de eventuelle konjunkturelle svingningene i sykepengeutbetalingene. Og noe mer enn dette er det ikke realistisk å få avdekket med så korte tidsserier.

Jeg forsøkte å estimere en feilkorreksjonsmodell der variabelen for endring i ledigheten ble splittet i to, en for økning i ledighet og en for nedgang i ledighet. Dette medførte imidlertid enda større stabilitetsproblemer ved rekursiv estimering enn i relasjonen beskrevet nedenfor.

Jeg har derfor estimert en enkel modell med lagget endogen variabel for sykepengeindikatoren med ledighetsraten (i logaritmer) som forklaringsvariabel. Resultatet er gjengitt i tabellen nedenfor.



Figur 5a

$$VOLSYK = a_0 + a_1 \cdot \log(UR) + a_2 \cdot VOLSYK_{-1}$$

(19)

Estimeringsresultater ligning 19 (t-verdier i parentes).

Koeffisient	Estimat
a_0	0,48 (1,9)
a_1	0,05 (2,2)
a_2	0,49 (1,9)
Est. periode	1980-1990
SSR	0,0054
SER	0,026
DW	1,94
AUTO ¹⁾	F(1,7)= 0,10
ARCH ²⁾	F(1,6)= 0,21
NORM ³⁾	$\chi^2(2)=0,86$
CHOWPS ⁴⁾	F(3,5)= 4,3

1) F-test for autokorrelasjon (LM-test); 2) Heteroskedastisitet 3) Bera/Jarque test for normalitet i restleddene 4) Chow-test for strukturelt brudd fra 1988.

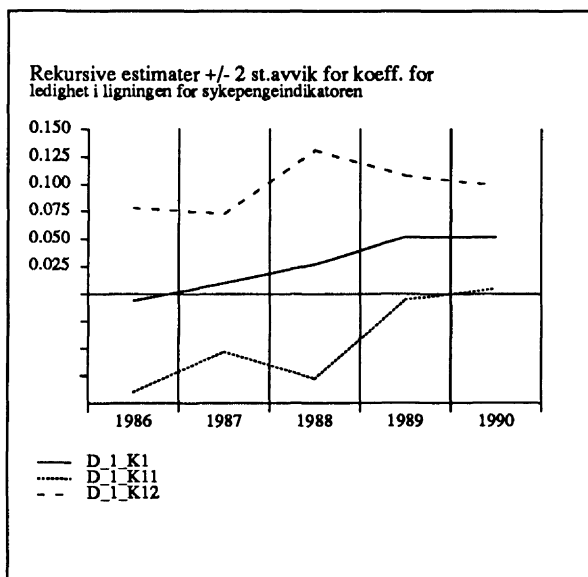
Ligningen gir en positiv sammenheng mellom ledigheten og sykefraværet. Langsiktselastisiteten av sykepengeindikatoren og arbeidsledigheten er vel 0,10. Det betyr f.eks. at den langsiktige effekten av en økning i ledigheten fra 3 til 4 prosent medfører en økning i sykepengeindikatoren med 2,8 prosent. På grunn av den loglineære modellutformingen er effekten av 1 prosentpoengs endring i ledigheten avhengig av initialnivået på ledigheten: En økning fra 4 til 5 prosent medfører en økning i sykepengene med 2,1 prosent.

Testobservatorene tyder på stabilitetsproblemer etter 1987. Dette reflekteres også i figurene over rekursive estimater over koeffisientene a_1 og a_2 , i figur 5b og 5c. På slutten av 1980-tallet økte koeffisienten for hvert år, men den endret seg svært lite fra 1989 til 1990. Koeffisienten for lagget endogen var relativt stabil, slik at også den langsiktige elastisiteten har hatt en stigende tendens på 1980-tallet.

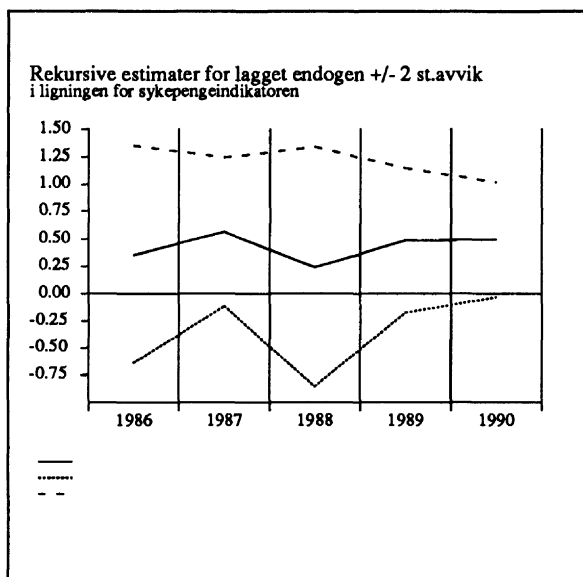
Det kan ut fra de rekursive estimatene synes som den estimerte ligningen ikke er en særlig stabil ligning og således neppe egnet til å framskrive sykkeligheten. På den andre siden synes tallene å mer enn antyde at det er en sammenheng mellom ledigheten og sykefraværet, men det må være andre faktorer som også er viktige. Særlig er den sterke nedgangen fra 1981 til 1982 samtidig som ledigheten økte, problematisk å forklare. Jeg har forsøkt sysselsettingsandelene i

primærnæringene og i industrien som mulige forklaringsvariable i regresjoner for sykepengeindikatoren ut fra opplysninger om i SSBs helseundersøkelser om at sykefraværet er større bl.a. i primærnæringene enn i andre næringer. Resultatene ble imidlertid ikke merkbart bedre.

Jeg vil likevel konkludere med at det ser ut til å være et konjunkturelt element i omfanget av sykepengeutbetalingene, men at disse også avhenger av andre variable på en ukjent måte.

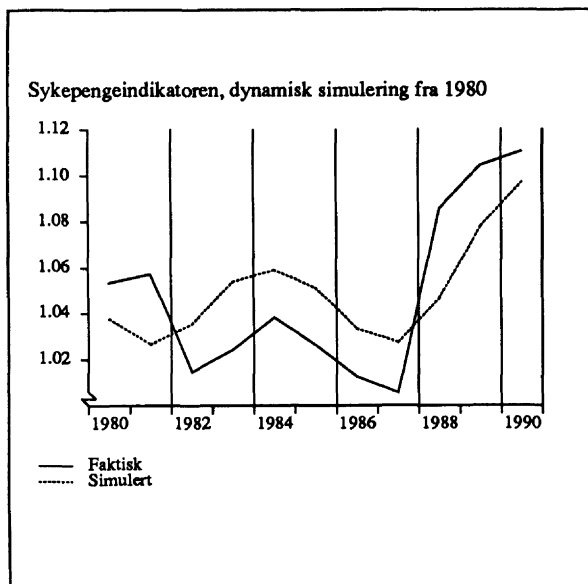


Figur 5b

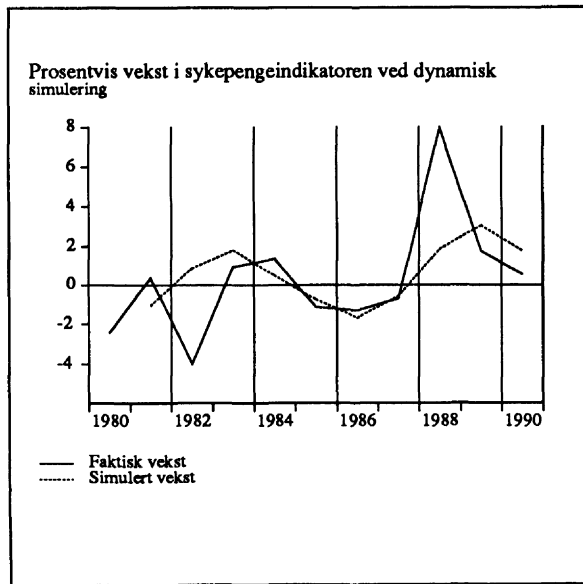


Figur 5c

Nedenfor vises historiske simuleringer på denne modellen, på nivå- og vekstrateform.



Figur 5d



Figur 5e

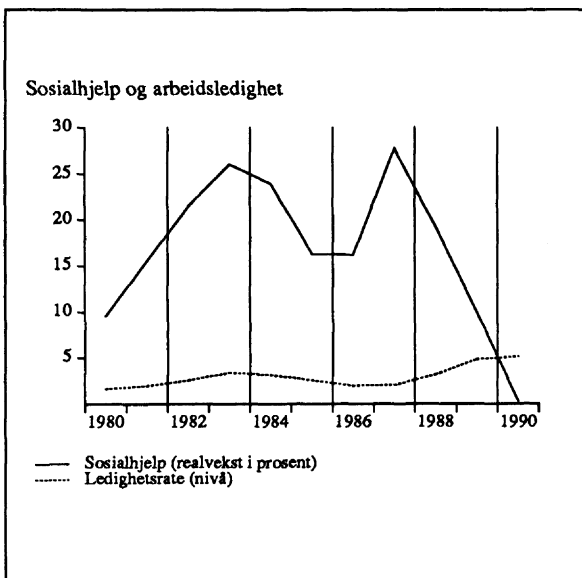
Feilene for utgiftene til sykepenger vil isolert sett bli i samme størrelsesorden som for sykepengeindikatoren, som er normert mot 1 i 1987. Et avvik mellom faktisk og simulert verdi på 0.01 i sykepengeindikatoren vil medføre et avvik på 1 prosent i utgiftene til sykepenger. Men om vi ser etterspørsel og tilbud etter arbeidskraft i sammenheng, blir resultatene annerledes, jfr. virkningsberegningene i kap. 9. En nedgang i sysselsettingen som gir økt ledighet vil i dette tilfellet få små virkninger på sykepengene, fordi den estimerte positive effekten av økt ledighet på sykepengeindikatoren motvirkes av redusert sysselsetting, som inngår i ligning 18 der sykepengene regnes ut.

6 Kommunal sosialhjelp

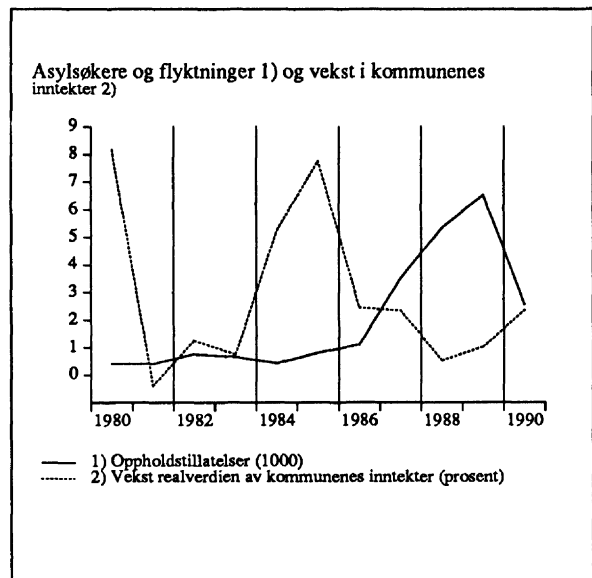
Tall for sosialhjelpsutbetalingene finnes både i sosialstatistikken og i kommuneregnskapene, men er ikke noen egen stønadsart i nasjonalregnskapet. Gjennomgående ligger tallene fra sosialstatistikken noe lavere enn tallene fra kommuneregnskapene. Jeg har brukt tallene for post 1.42 "overføringer til andre" i kommuneregnskapene som mål på sosialhjelpsutgiftene. Sosialhjelpen er en del av stønadsart 666 "diverse kommunale stønader" i nasjonalregnskapet.

Den kommunale sosialhjelpen er hjemlet i lov om sosial omsorg, og ytelsenes omfang er i stor grad basert på saksbehandlernes skjønn. Utviklingen i den økonomiske sosialhjelpen er beskrevet og analysert i NOU 1990:16 Økonomisk sosialhjelp.

Denne utredningen ser på perioden fram til 1988, og gjennomgår mulige forklaringsfaktorer bak utviklingen. Av faktorer det fokuseres på kan nevnes strukturelle forhold som sentralisering og økte skilsmissetall. Videre anses situasjonen på arbeidsmarkedet som viktig for behovet for økonomisk støtte utover det andre trygdeytelser kan gi. Høy ledighet gir fler sosialhjelpsmottakere bl.a. fordi endel arbeidssøkere ikke har rett til dagpenger ved arbeidsløshet. Dette gjelder særlig ungdom. I tillegg er det mange som mottar andre trygdeytelser som også mottar sosialhjelp. En økning i antall dagpengemottakere og atførings- og uførepensjonister vil dermed også medføre press i retning av økt sosialhjelp. Det refereres også til problemet med å få folk ut av sosialhjelpsystemet igjen, når ledigheten har gått ned. En erfaring fra 1980-tallet var at det var vanskelig å få sysselsatt langtidsmottakerne av sosialhjelp selv midt på 1980-tallet da ledigheten var svært lav. En ikke ubetydelig faktor bak den sterke veksten i sosialhjelpsutbetalingene i siste del av 1980-tallet var økningen i tallet på asylsøkere og flyktninger. De fleste av disse har mottatt sosialhjelp i kortere, eller oftest lengre, tid og med relativt høye stønadssatser.



Figur 6a



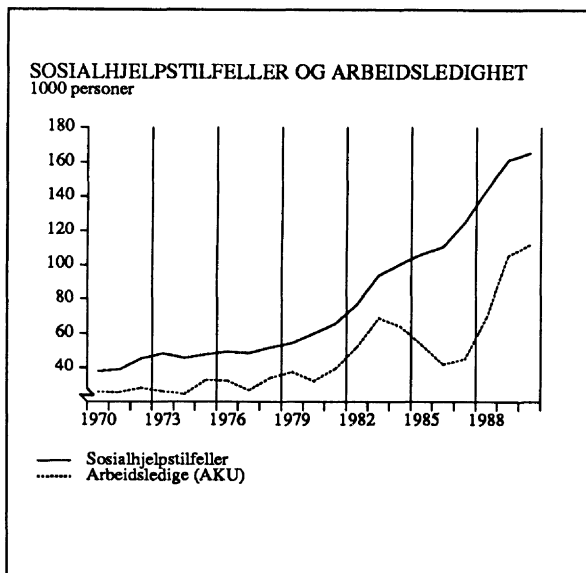
Figur 6b

På 1980-tallet har det vært en svært sterk vekst i sosialhjelpsutgiftene; Mens de i 1980 utgjorde vel 1 mrd. 1989-kroner var de steget til 3,5 mrd i 1990, jf. figur 6a. Det har vært en sterk

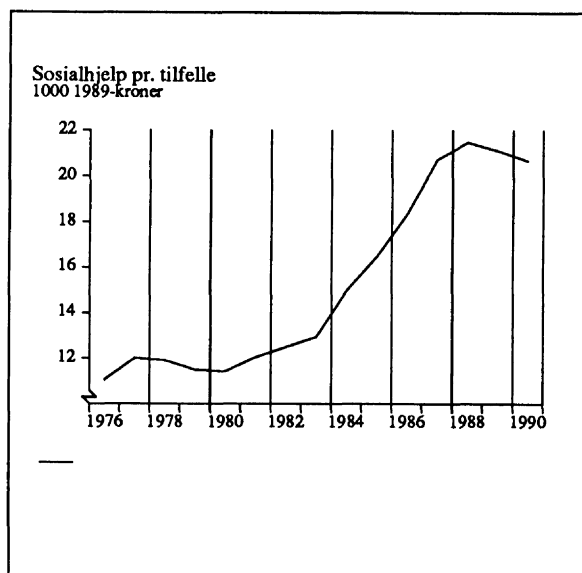
trendmessig vekst, men fram til 1988 har veksten vært sterkest i årene med høy ledighet.

Ut fra tallene ser det dermed ut til å være en sterk strukturell vekst i sosialhjelpsutgiftene såvel som et konjunkturt element. Imidlertid bryter utviklingen de to siste årene med den enkle konjunkturrelle forklaringen. Veksten i sosialhjelpsutbetalingene gikk sterkt ned i 1989 og særlig i 1990, da det var nærmest nullvekst i sosialhjelpsutgiftene. For å få en god modell for denne stønadsarten må vi i tillegg til ledigheten også spesifisere den eller de faktorene som medførte en sterk nedgang i veksten i sosialhjelpsutgiftene samtidig som ledigheten har beveget seg mot et historisk toppnivå. Den generelle økonomiske situasjonen i kommunene kan ha hatt betydning for omfanget av sosialhjelpsutbetalinger. En dårlig kommuneøkonomi kan tenkes å ha ført til skjerpet praksis mht. utbetaling av sosialhjelp. En motsatt effekt kan imidlertid være at dårlig kommuneøkonomi har gått sammen med høye sosialhjelpsutgifter fordi sosialetaten ikke hadde ressurser til stort annet enn å skrive ut anvisninger på sosial stønad. Organisatoriske endringer i enkeltkommuner for å bremse den sterke veksten i sosialhjelpsutgiftene på 1980-tallet kan også tenkes å ha vært en faktor bak den sterkt reduserte veksten i 1989 og 1990. Jeg har imidlertid ikke noen aggregerte data som kan uttrykke dette i min analyse. Jeg har begrenset meg til å bruke variablene antall asylsøkere (egentlig antall personer som fikk asyl og oppholdstillatelse i Norge) og en indikator på kommunesektorens inntekter.

Det viste seg imidlertid svært vanskelig med de brukte variablene å etablere en rimelig relasjon for utgiftene til sosialhjelp der årene 1989 og 1990 var med i estimeringsperioden. Samtidig synes utviklingen tidligere på 1980-tallet klart å indikere at det er et konjunkturt element i sosialhjelpsutgiftene i Norge. Den løsning jeg har valgt er å splitte opp sosialhjelpsutgiftene på antall sosialhjelpstilfeller og i stønadsnivå pr. tilfelle. Jeg har estimert en ligning for antall sosialhjelpstilfeller mens jeg lar stønadsnivået pr. tilfelle være eksogent. Figur 6c viser utviklingen i antall sosialhjelpstilfeller og enkelte arbeidsmarkedsvARIABLE mens figur 6d viser stønadsnivå pr. tilfelle. Dataene for sosialhjelpstilfeller er fra sosialstatistikken mens stønadsbeløpene er fra kommuneregnskapene. Stønadsbeløpet pr. tilfelle er beregnet ved å kombinere disse seriene.



Figur 6c



Figur 6d

Sosialhjelpstilfellene i absolutte tall har steget langt sterkere enn antall ledige. Ut fra figur 6c ser det ut til å være særlig sterk vekst i sosialhjelpstilfellene i perioder hvor ledigheten var høy, dvs. i 1983/84 og etter 1988. Sett over hele perioden er forholdstallet mellom sosialhjelpstilfeller og samlet ledighet uendret, mens det er en fallende trend i forholdet mellom sosialhjelpstilfeller og langtidsledige. Det kan dermed se ut som om vi kan finne en kointegrerende sammenheng mellom nivået på sosialhjelpstilfellene og nivået på ledigheten. Ut fra figuren ser det også ut til å være en asymmetri i effektene av ledighet på sosialhjelpstilfeller ved at en økning i ledigheten medfører flere sosialhjelpstilfeller, men at en nedgang i ledigheten ikke medfører noen tilsvarende nedgang i sosialhjelpstilfellene. Slike mekanismer er også antydnet i NOU 1990:17 Økonomisk sosialhjelp, der det refereres til at det ofte er vanskelig for sosialetaten å tilbakeføre til arbeidslivet personer som har vært stønadsmottakere i lengre tid, selv om arbeidsmarkedet i mellomtiden har bedret seg. Jeg har på en enkel måte forsøkt å ta hensyn til en slik asymmetri ved å splitte variabelen for endring i ledighet i to. Den ene måler endring i ledighet bare i de årene hvor ledigheten øker og er 0 i de andre årene. Den andre variabelen for endring i ledighet viser endringen i ledigheten bare i de årene hvor ledigheten går ned.

Variablene er definert som:

$$\Delta AKULPLUS = \Delta AKUL \text{ hvis } \Delta AKUL > 0, 0 \text{ ellers}$$

$$\Delta AKULMIN = \Delta AKUL \text{ hvis } \Delta AKUL < 0, 0 \text{ ellers}$$

Om virkningen på sosialhjelpstilfellene var symmetrisk, dvs. den samme i tallverdi enten ledigheten øker eller avta, vil koeffisientestimatet på de to endringsvariablene bli det samme. En asymmetri vil framstå som ulike koeffisienter. Den generelle ligningen ble formulert som en feilkorreksjonsmodell, og det viste seg at to års lag gav best resultat. Etter min vurdering var imidlertid ikke resultatet tilfredsstillende, særlig fordi rekursive estimater viste at flere av koeffisientene var lite stabile. Dette gjaldt særlig langtidselastisiteten av sosialhjelpstilfellene

mhp. arbeidsledigheten.

Jeg forlot dermed feilkorreksjonsmodellen med laggede nivåvariable. Det viste seg at følgende modell hadde gode egenskaper:

$$\Delta \log(NSOS) = a_1 \cdot \Delta \log(NSOS(-1)) + a_2 \cdot \Delta \log(AKULPLUSS) \quad (20)$$

NSOS Antall sosialhjelpstilfeller (1000)

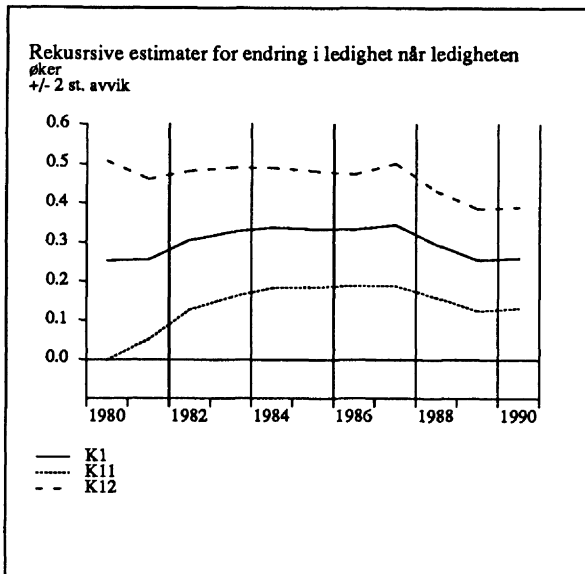
AKUL Antall arbeidsledige iflg. AKU (1000)

Estimeringsresultater ligning 20 (t-verdier i parentes).

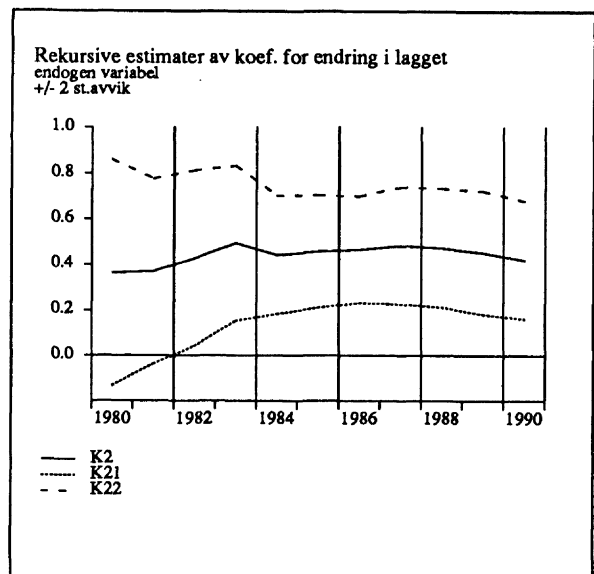
Koeffisient	Estimat
a ₁	0,42 (3,2)
a ₂	0,26 (4,0)
Est. periode	1973-1990
SSR	0,033616
SER	0,045837
DW	1,71
AUTO ¹⁾	F(1,15)=0,31
ARCH ²⁾	F(1,14)=2,67
NORM ³⁾	$\chi^2(2)=0,54$
CHOWPS ⁴⁾	F(3,13)=1,57
FORECAST ⁵⁾	$\chi^2(3)=0,71$

1) F-test for autokorrelasjon (LM-test); 2) Heteroskedastisitet 3) Bera/Jarque test for normalitet i restleddene 4) Chow-test for strukturelt brudd fra 1988 5) Forecast-kjikkvadrattest for strukturelt brudd fra 1988.

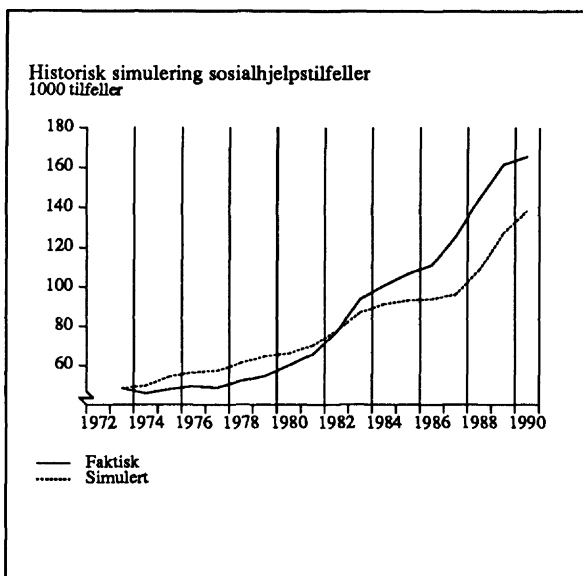
Konstantleddet var ikke signifikant. Testobservatorene indikerer ingen særlige tegn til feilspesifikasjon. De rekursive estimatene for a₁ og a₂ må begge sies å være temmelig stabile på 1980-tallet, jf. figur 6e og 6f nedenfor.



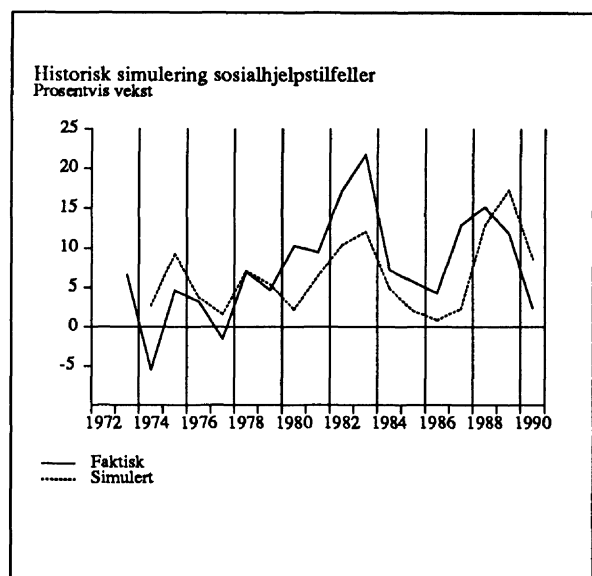
Figur 6e



Figur 6f



Figur 6g



Figur 6h

Tolkningen av ligningen er at antall sosialhjelpstilfeller øker når ledigheten øker, men at det ikke er noen tilsvarende nedgang når ledigheten går ned. Det er heller ingen mekanisme som bestemmer en langsiktig sammenheng mellom nivået på sosialhjelpstilfellene og nivået på ledigheten. Ligningen uttrykker en type hysteresis-mekanisme idet en midlertidig økning i ledigheten bringer sosialhjelpstilfellene opp på et høyere nivå, mens det ikke er noen mekanisme i ligningen som kan bringe sosialhjelpstilfellene tilbake igjen. Dette kan kanskje synes som en ekstrem modell, men den utstøtningen som denne modellformuleringen representerer vil trolig være viktig i et relativt langt tidsperspektiv. Om en i en periode har høy ledighet og dette medfører at en gruppe personer blir varig satt utenfor arbeidslivet, må en kunne tenke seg at en del av disse vil gå igjen som sosialhjelpstilfeller i mange år etterpå.

Figur 6g og 6h viser dynamisk simulering på hhv. nivå- og vekstrateform. Ligningen

overvurderer antall tilfeller i den første delen av perioden og klarer ikke fullt ut å reprodusere den sterke veksten på 1980-tallet. På vekstform kommer de konjunkturelle svingningene klarere fram. Ligningen simulerer sterk vekst i sosialhjelpstilfellene når ledigheten stiger, men undervurderer økningen i 1982/83. Når ledigheten øker for andre gang på 1980-tallet, i 1987/88 klarer den heller ikke helt å treffe tidspunktet for når veksten i sosialhjelpsutgiftene tar seg opp. Samlet sett synes imidlertid ligningen å gi en god beskrivelse at utviklingen i sosialhjelpstilfeller på i den perioden vi ser på.

I forbindelse med automatiske stabilisatorer i de offentlige stønadene er det selve stønadsnivået vi er interessert i. Og stønadsnivået pr. tilfelle har økt betydelig etter 1983. Jeg har ikke klart å estimere en modell som klarer å forklare denne utviklingen. I den modellen vi ender opp med forklarer jeg antall sosialhjelpstilfeller med utviklingen i ledigheten mens utgiftene til sosialhjelp forklares av disse og av utviklingen i stønadsbeløp pr. tilfelle. Selv om dette er litt utilfredsstillende har vi likevel fått endogenisert den komponenten som har stått for det klart sterkeste bidraget til veksten i sosialhjelpsutgiftene det siste tiåret.

Økningen i stønadsbeløp pr. tilfelle kan dels ha sammenheng med det økte innslaget av flyktninger og asylsøkere, siden disse har hatt klart høyere gjennomsnittsytelser enn gjennomsnittet. Dette kan imidlertid ikke være hele forklaringen siden økningen i gjennomsnittsyttelsene tok til i 1984, før den store økningen i flyktninger/asylsøkere fant sted. Andre faktorer må bli mer spekulative og kan bl.a. være knyttet til kommuneøkonomien og variasjoner i sosialkontorenes praksis i utmåling av stønad. En kan tenke seg at antall sosialhjelpstilfeller i stor grad er "etterspørselsbestemt", dvs. bestemt av befolkningens oppfatning av sine behov. Disse vil igjen være nært knyttet til ledighetsutviklingen. Derimot kan variasjoner i utbetaling pr. tilfelle være mer avhengig av kommuneøkonomien og av måten sosialkontorene drives på, som kan være mindre avhengige av konjunktursituasjonen. Om disse er ukorrelerte eller svakt korrelerte med ledighetsnivået kan dette rettferdiggjøre at stønadsnivået pr. tilfelle kan ses som en eksogen variabel og at de modellberegnete variasjonene i sosialhjelpstilfellene slår fullt ut i sosialhjelpstønadene.

Siden ligningen er formulert på logaritmisk form, vil den absolutte endringen i antall sosialhjelpstilfeller ved en endring i ledigheten på f.eks. 10000 personer bli forskjellig avhengig av ledighetsnivået i referansebanen. Effekten blir størst ved en økning på 10 tusen når ledigheten i utgangspunktet er lav. Men ligningen er slik at den prosentvise økningen i antall sosialhjelpstilfeller er halvparten av den prosentvise økningen i arbeidsledigheten. Ved en ledighet på 100 tusen fører en økning i ledigheten på 10 tusen personer til at antall sosialhjelpstilfeller øker med vel 2 tusen på lang sikt. Langsiktseffekten nås etter 3 år. Med et gjennomsnittlig stønadsnivå på 20 tusen kr. pr. tilfelle, blir endringen i sosialhjelpsutgiftene 44 millioner kroner. En absolutt nedgang i arbeidsledigheten har ingen effekt på antall sosialhjelpstilfeller sammenlignet med en situasjon hvor ledigheten er uendret.

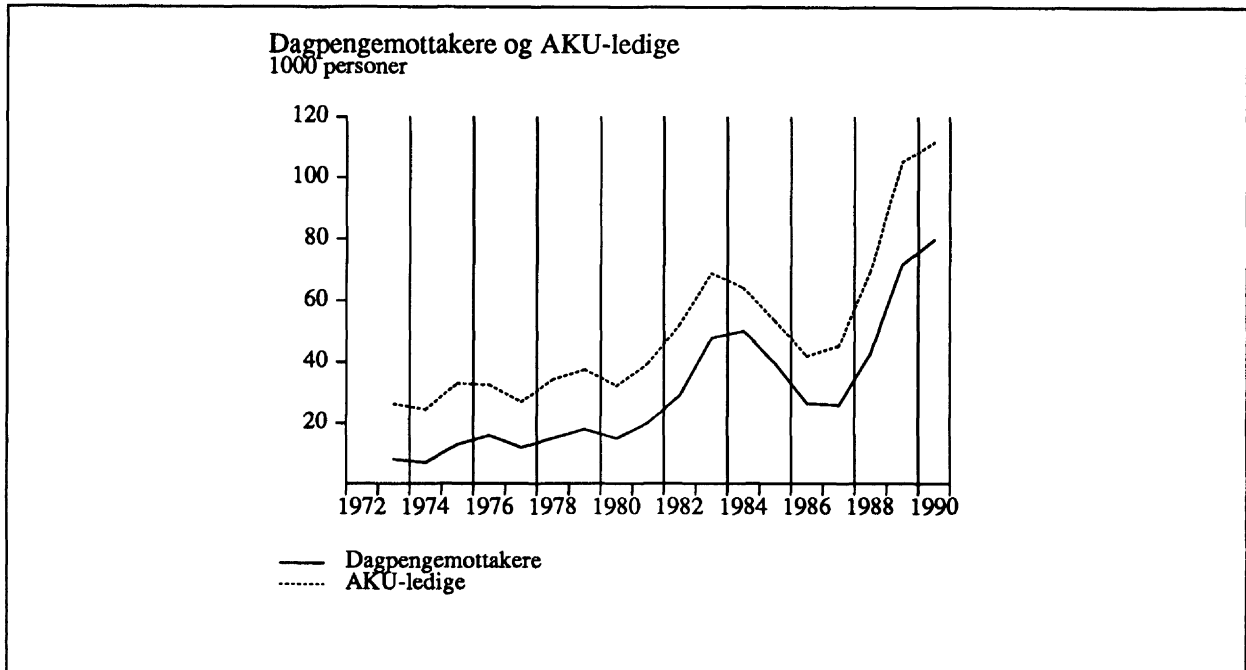
For å beregne selve stønadsbeløpet, indekseres ligningen med gjennomsnittlig timelønn, og et multiplikativt restledd (RATR666S). Modellen for kommunal sosialhjelp blir dermed

$$RU666SOS = RATR666S \cdot NSOS \cdot WW$$

7 Dagpenger ved arbeidsløshet¹

I modellen har vi modellert arbeidsledigheten slik den er definert i AKU-undersøkelsene. Ved å lage en ligning som knytter antall dagpengemottakere til AKU-ledigheten kan vi, når vi bruker de lønnsnivåene (timelønninger) som følger av modellen, modellere utbetalingene til arbeidsledighetstrygd.

Figur 7a viser utviklingen i antallet dagpengemottagere og antall arbeidsledige iflg. AKU.



Figur 7a

Regelverket.

Reglene for tildeling av arbeidsledighetstrygd er gitt i Folketrygdloven av 17. juni 1966. Denne ble siste gang endret 10. mai 1991. Endringene i arbeidsledighetstrygden gjennom den perioden vi ser på vil kunne gjøre det vanskelig å estimere parametere som er konstante i hele estimeringsperioden. Av den grunn har vi valgt å kun benytte tall for årene fra 1979 til 1989 når vi ser på arbeidsledighetsstønadene. I 1979 ble trygden skattepliktig og dermed justert betydelig for at de trygdede i større grad skulle opptjene folketrygdspoeng. Ved estimeringen av ligningen for sammenhengen mellom AKU-ledige og antall dagpengemottakere har vi imidlertid brukt hele perioden fra 1973 (da AKU startet) til 1990.

For å få dagpenger må den trygdede ha vært arbeidsløs i tre av de siste 10 dagene. Den trygdede må dessuten i det sist avsluttede kalenderår, eller i gjennomsnitt under de tre siste år, ha hatt en inntekt som minst tilsvarer 75 prosent av ett grunnbeløp (1 G=vel 35000 kroner i gjennomsnitt i 1991) på det tidspunktet kravet om stønad settes fram.

¹ Arbeidet med relasjonene for arbeidsløshetstrygd er utført av Erik Storm

Størrelsen på dagpengene utgjør i dag 2 promille av inntekten i det siste avsluttede kalenderår (evt. av gjennomsnittsinntekten for de tre siste årene). Dagpengegrunnlaget er begrenset oppad til 6 G.

Dagpenger kan ytes i til sammen 80 uker. Etter dette må det gå minst 13 uker før ny søknad om dagpenger kan fremmes. Hvis en stønadperiode avbrytes av arbeid eller arbeidsmarkedstiltak i inntil 26 uker, fortsettes stønadperioden med samme grunnlag for beregning av størrelsen på dagpengene. Når en trygdet har hatt 80 uker med ledighetstrygd og søker om ny periode med trygd etter et opphold på 13 uker, beregnes stønadssatsen til 90 prosent av det den trygdede hadde i siste stønadperiode.

Dagpenger utbetales for alle ukedager unntatt søndager. Det kan utbetales dagpenger i opptil 52 uker i et år dersom den trygdede ikke tar ferie. Det beregnes dessuten et ferietillegg som utgjør 9,5 prosent av brutto utbetalte dagpenger når den trygdede har mottatt dagpenger i minst 8 uker i et kalenderår. Kompensasjonsgraden for en som tjener mindre enn 6 G kan dermed beregnes ved:

$$\text{Kompensasjonsgrad} = 52 \cdot 6 \cdot 0,002 = 0,624$$

Kompensasjonsgraden etter skatt er noe høyere som følge av progressiviteten i skattesystemet. For høyere inntekter er kompensasjonsgraden lavere på grunn av avkortingsregelen.

Ligningene

Antall dagpengemottagere er ikke ensbetydende med antall arbeidsledige (AKU-definisjon), og heller ikke det samme som registrerte ledige på arbeidskontorene. Mange arbeidsledige får ikke trygd, og en del dagpengemottagere får dagpenger bare noe dager i uken (f.eks. fordi de mottar annen støtte de andre dagene). Når det gjelder den siste gruppen skiller Arbeidsdirektoratet i sine statistikker mellom helt og delvis ledige. I beregningene under har vi forutsatt at de som er definert delvis ledige i Arbeidsmarkedsdirektoratets statistikk teller som 0.25 helt ledige. Dagpengemottakerene er dermed definert som antall registrerte helt ledige pluss 0,25 multiplisert med delvis ledige.

Vi fikk følgende ligning for antall dagpengemottagere:

$$ADPM_t = \beta + \gamma_1 \cdot AKUL_t + \gamma_2 \cdot AKUL_{t-1} \quad (21)$$

$ADPM_t$: Antall dagpengemottagere

$AKUL_t$: Antall arbeidsledige (AKU)

At AKU-ledigheten inngår med et lag innebærer at det tar to perioder før en endring i arbeidsledigheten etter AKU-definisjon slår fullt ut i antall dagpengemottagere. En årsak til dette kan være at når ledigheten øker vil det gjerne være de med lav (eller ingen) ansiennitet, skoleelever og deltidsarbeidere, som sies opp først. Disse vil i mindre grad ha opparbeidet rett til dagpenger. Når ledigheten synker vil også arbeidstilbudet påvirkes og dermed kan nedgangen

i antall dagpengemottagere forskyves i tid.

Tabell 7.1: Estimeringsresultater ligning 21. t-verdier i parentes.

Koeffisient	Estimat
β	17,33 (15,5)
γ_1	0,63 (20,9)
γ_2	0,36 (8,4)
Est. periode	1973-1989
SSR	31,6152
SER	1,5027
DW	1,44

Ligningen for utbetaling av dagpenger kan vi skrive som:

$$RU650_t = \alpha \cdot WW_{t-1} \cdot ADPM_t$$

$RU650_t$: Utbetalingene til dagpenger i periode t

WW_{t-1} : timelønn i periode t-1

α = kalibreringsparameter

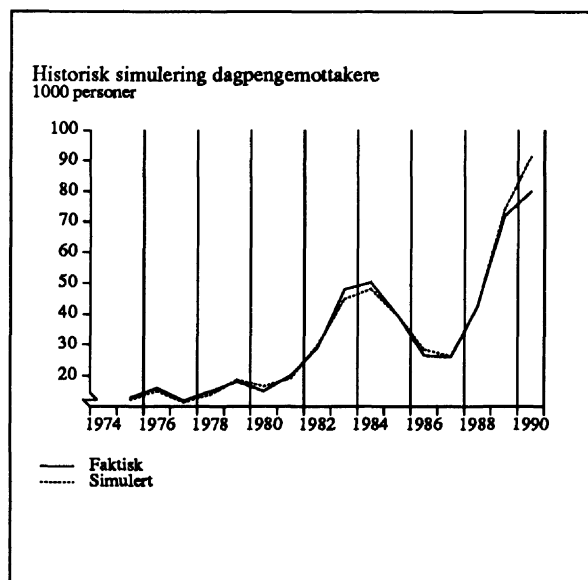
Vi skriver denne på log-form som:

$$\log(RU650)_t = \alpha^* + \log(ww_{t-1}) + \log(ADPM_t) \quad (22)$$

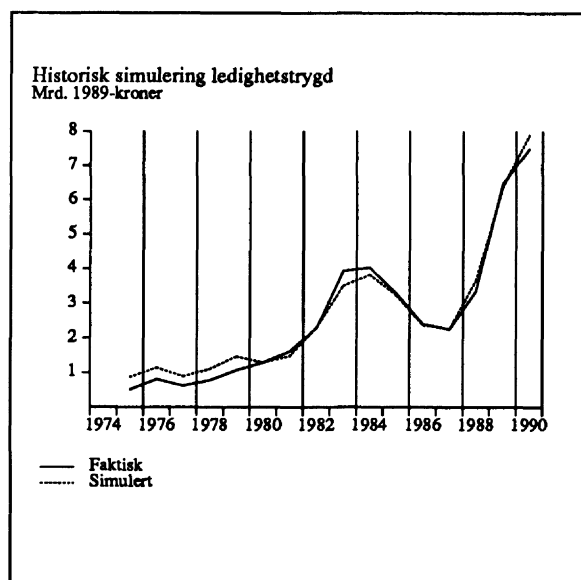
Tabell 7.2: Estimeringsresultater for dagpengeutbetalingene ligning 22. t-verdier i parentes.

Koeffisient	Estimat
α^*	2,12 (57,7)
Est. periode	1979-1989
SSR	0,1088
SER	0,1044
DW	1,67

Figur 7b og 7c viser utviklingen i historiske og simulerte verdier i henholdsvis arbeidsledighetstrygd og antall dagpengemottagere:



Figur 7b



Figur 7c

En økning i AKU-ledigheten med 1000 personer øker dermed antall dagpengemottagere med om lag 630 første året og med ytterligere 360 andre året.

Endringer i lønnsnivå gir ingen effekt i inneværende år men slår fullt ut i året etter. Vi ser at relasjonen treffer relativt dårlig i 1990 sammenlignet med de øvrige årene. Det har trolig sammenheng med det historiske toppnivået på arbeidsledigheten.

8 Indeksering av grunnbeløpet

Grunnbeløpet brukes i stønadsmodellen i MODAG til å regne ut alders- og uførepensjonene. En omtale av reguleringen av grunnbeløpet er gitt i NOU 1990:8 Regulering av Folketrygdens grunnbeløp.

Ved innføringen av folketrygden var det et uttalt mål at pensjonistenes inntekter skulle holde følge med velstandsutviklingen for de yrkesaktive. Dette ble også lovfestet. I folketrygdloven heter det at grunnbeløpet skal "reguleres ved endringer i det alminnelige inntektsnivå" (sisert fra Hatland (1984)). Dette er en temmelig løs formulering, som ikke nødvendigvis innebærer full indeksering til de yrkesaktives inntekter. I tillegg har en slik paragraf ingen juridisk binding på Stortingets årlige vedtak om endring i grunnbeløpet.

I 1970 ble særtillegget innført. Særtillegget beregnes som en andel (særtilleggssats) av grunnbeløpet og er et tillegg til grunnbeløpet som gis til alle uten, eller med svært lav tilleggspensjon. Ved å øke har en kunnet heve minstepensjonene uten å øke tilleggspensjonene tilsvarende. Minstepensjonen beregnes stilisert som¹:

$$MP = GB * (1 + ST)$$

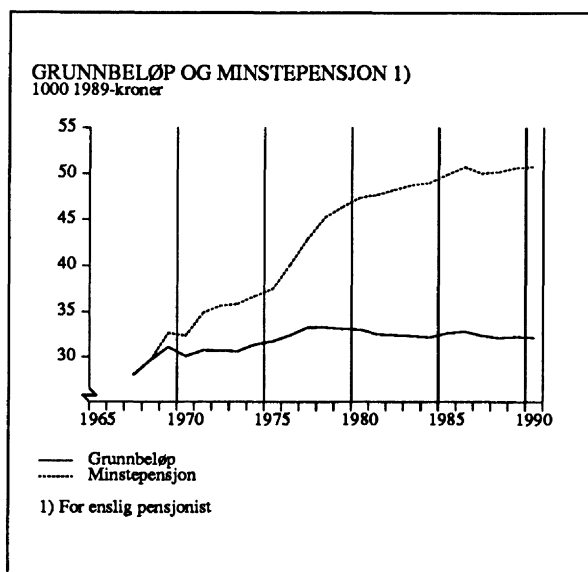
hvor

MP	Minstepensjon
GB	Grunnbeløp
ST	Særtilleggssats

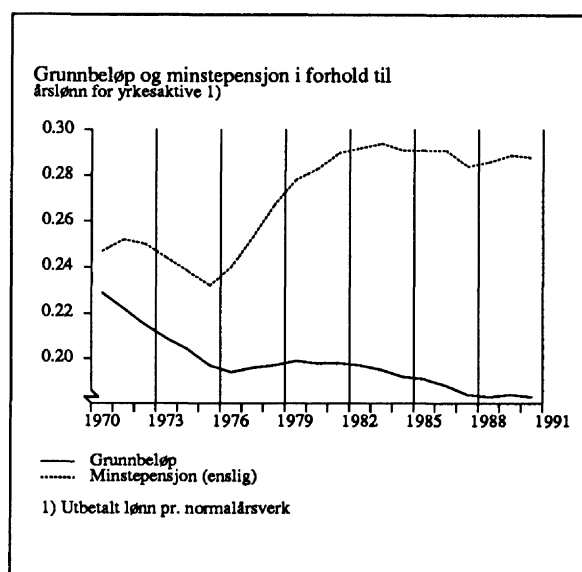
Minstepensjonene kan økes på to måter. Økes ST, heves minstepensjonene uten at det medfører økte tilleggspensjoner. Økes minstepensjonene ved å øke GB, øker i tillegg utbetalingene til tilleggspensjon. Tilleggspensjonene er altså direkte knyttet til utviklingen i grunnbeløpet, men ikke til særtilleggssatsen. Ved å øke særtilleggssatsen og underregulere grunnbeløpet har Stortinget i sine årlige vedtak kunnet heve minstepensjonistenes realinntekter og samtidig begrense utgiftene til tilleggspensjoner. Dette var særlig tydelig i 1970-årene, men mindre utpreget i 1980-årene.

Figur 8a viser utviklingen i minstepensjon og grunnbeløp deflatert med konsumprisindeksen. I 1970-årene var det en betydelig realvekst i minstepensjonene. Det skjedde både ved at grunnbeløpet ble økt sterkere enn konsumprisveksten, men viktigst var tildels sterke økninger i særtilleggssatsen, særlig i 1976-1979. I 1980-årene har det fortsatt vært en viss realvekst, men langt svakere enn i 1970-årene.

¹ Enslig pensjonist. Jeg ser bort fra det såkalte kompensasjonstillegget.



Figur 8a



Figur 8b

Realverdien av grunnbeløpet har historisk hatt en langt svakere utvikling. I 1970-årene var det en realvekst også i grunnbeløpet, men det har vært nedgang i realverdien av grunnbeløpet i de fleste årene på 1980-tallet. Når likevel minstepensjonene fortsatt har økt i disse årene, skyldes det en fortsatt økning av særtillleggssatsen. Økningen i særtillleggssatsen har likevel vært klart mindre enn på 1970-tallet.

Økningen i pensjonene på 1970-tallet skjedde samtidig med eller i etterkant av en sterk inntektsvekst for lønsmottakerne. Figur 8b viser minstepensjon og grunnbeløp relativt til lønn pr. normalårsverk i industrien. Også i disse variablene er det klare trender. Det at lønnsveksten gjennomgående har vært sterkere enn prisveksten i perioden gjenspeiles i figuren. Det ser ut til at minstepensjonen i forhold til årslønn i industrien har vært noe høyere i 1980-årene enn i 1970-årene. Økningen i minstepensjonene i forhold til årslønn for lønnstakere mot slutten av 1970-årene ser dermed ut til å være varig, selv om minstepensjonene har blitt hengende etter lønningene igjen i 1980-årene.

Oppsummeringsvis kan vi si at grunnbeløpet har økt noe i realverdi fra 1970 til 1990, men at det har vært nedgang gjennom 1980-årene. Minstepensjonene, derimot, har økt sterkere enn både lønn og konsumpriser i perioden sett under ett. Grunnbeløpet har sakkert mer og mer etter lønnsutviklingen, men minstepensjonene ble hevet i 1980-årene i forhold til årslønna for yrkesaktive. Korrigert for skatteøkninger blir denne tendensen ennå sterkere (minstepensjonistene er nullskatteyttere).

9 Virkninger på arbeidstilbudet - historiske simuleringer og virkningsberegninger

9.1 Modellering av uførepensjonister og arbeidstilbud

Endringer i tallet på uførepensjonister har tilbakevirkninger på arbeidstilbudet. Ettersom overgang til uførepensjon i de fleste tilfellene innebærer at personen går ut av arbeidsstyrken, er det nærliggende å modellere arbeidstilbudet i overensstemmelse med dette. Ved bruk av modellen er det viktig at modellen ivaretar konsistensen mellom beregnet tall på uførepensjonister og arbeidstilbudet, samt utgiftene til de øvrige arbeidsmarkedsrelaterte stønadene.

Sammenhengen mellom overgang til uførepensjon og utgang fra arbeidsstyrken er imidlertid ikke entydig. Det har dels sammenheng med at en del av de uføre har deltidsarbeid samtidig som en del personer utenfor arbeidsstyrken er opptatt av skolegang. Enkelte som ikke er i arbeid kan dessuten ha økonomisk dekning via ektefellen eller andre de bor sammen med. For eldre arbeidstakere ser det ut som om ledighetstrygden er med på å sikre økonomien selv om de ifølge Arbeidskraftundersøkelsen regner seg utenfor arbeidsstyrken. I datamaterialet er det ikke mulig å skille ut de uførepensjonistene som er (delvis) yrkesaktive. I Rikstrygdeverkets data oppgis imidlertid uføregraden. Antall uførepensjonister med uføregrad mindre enn 100 har økt over tid og gjennomsnittlig uføregrad for nye uførepensjonister er lavere enn for bestanden av uførepensjonister.

Det er (minst) to alternative tilnærminger for å modellere forholdet mellom tallet på uførepensjonister og arbeidstilbudet. Ettersom sammenhengen ikke er helt entydig, er en mulig måte å modellere dette på, å inkludere uføreraten for den tilsvarende befolkningsgruppen som en forklaringsvariabel i relasjonene for yrkesdeltakingen, på linje med de øvrige faktorene. At gruppeinndelingen for arbeidstilbud og for uførepensjonister ikke er 100 prosent lik, har ikke praktisk betydning.

Rent teknisk har de estimerte relasjonene i dette tilfellet følgende form:

$$\log\left(\frac{YP_j}{1-YP_j}\right) = \sum_k \beta_{kj} \cdot \log(X_k) \quad (23)$$

der YP_j er yrkesandelen i befolkningsgruppe j og X_k er forklaringsvariabel. Uføreraten inngår i dette tilfellet blant X_k .

Denne funksjonsformen innebærer at elastisitetene går mot 0 når yrkesandelen nærmer seg 1. Utover den indirekte sammenhengen via yrkesdeltakingen er elastisitetene ellers uavhengige av nivået på forklaringsvariablene. En mulig svakhet ved denne enkle måten å modellere på er at avviket mellom yrkesandeler og uføreandeler kan bli urimelig stort ved langsiktige framskrivninger dersom uføreratene endrer seg mye ut fra det som har vært tilfellet i estimeringsperioden. Dette momentet gjelder imidlertid i prinsippet også andre forklaringsvariable i modellen for arbeidstilbud som i framtiden må antas å kunne bevege seg utenfor sitt historiske variasjonsområde, f.eks. utdanningsnivå. Vi vil senere vise

virkningsberegninger for å se nærmere på konsistensen i modellen.

For en nærmere beskrivelse av den eksisterende modellen for arbeidstilbud uten uføreratene som forklaringsvariable, se Lindquist m.fl. (1990).

Over ble ligningene for arbeidstilbud formulert på logit-form. Formuleringen i (23) medfører at den modellberegnete yrkesprosenten aldri kan komme over 1. I praksis vil imidlertid den øvre grensen ligge klart lavere for flere grupper. Bl.a. vil det alltid være en del som ikke kan arbeide pga. kroniske sykdommer, handikap og lignende. Barnefødsler og omsorgsoppgaver i familien vil også medføre at mange i enkelte perioder av livet ikke ønsker å være i arbeidsstyrken. Maksimalgrensen for hva yrkesprosentene realistisk sett kan anta vil således være tildels klart lavere enn 1.

I modellsimuleringer langt fram i tid kan en ved en maksimalverdi på 1 risikere at den modellberegnete yrkesprosenten kommer svært nær 1, som følge av fortsatt trendmessig vekst i en eller flere av forklaringsvariablene. Dette kan f.eks. være reallønn, utdanningsnivå og sysselsettingsindikatoren for kvinnearbeidsplasser. For å unngå slike urimeligheter har jeg lagt til grunn lavere maksimalverdier enn 1 for yrkesprosentene i logit-formuleringen. Disse maksimalverdiene er vist i tabell 9.1 nedenfor.

Til forskjell fra estimeringsresultatene i Lindquist m.fl. (1989) er det også en noe mer omfattende dynamisk utforming av arbeidstilbudsrelasjonene, bl.a. inkludering av (endogene og eksogene) variable i tidligere perioder. Resultatene tyder på at uføreratene har direkte betydning for yrkesdeltakingen for gruppene ikke gifte kvinner 25-66 år, menn 25-59 år og menn 60-66 år mens det ikke så ut til å være noen virkning for gifte kvinner 25-66 år. Variabelen hadde spesielt signifikant forklaringskraft for ikke-gifte kvinner og for denne gruppen indikerer resultatene at en partiell økning i tallet på uføre med 1000 personer reduserer arbeidsstyrken med rundt 400. I tillegg har en som nevnt virkningen fra situasjonen på arbeidsmarkedet til yrkesdeltakingen for alle grupper utenom ikke-gifte kvinner.

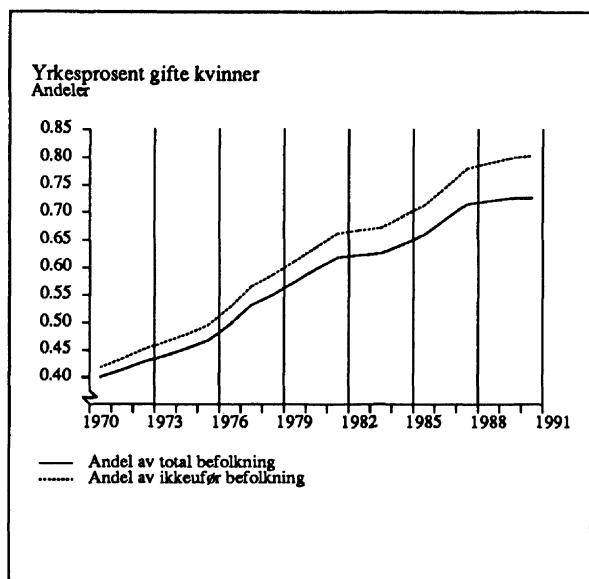
De estimerte effektene av andre forklaringsvariable så ikke ut til å bli redusert ved å inkludere uføreratene i modellen. For ikke-gifte kvinner bidro variabelen til bedre føyning, og for menn 25-59 år ga det også noe større effekt fra reallønna på arbeidstilbudet.

En alternativ modelleringsstrategi går ut på å beregne en yrkesprosent eksklusive tallet på uførepensjonister, og modellere de historiske variasjonene i disse. Vi definerer den som

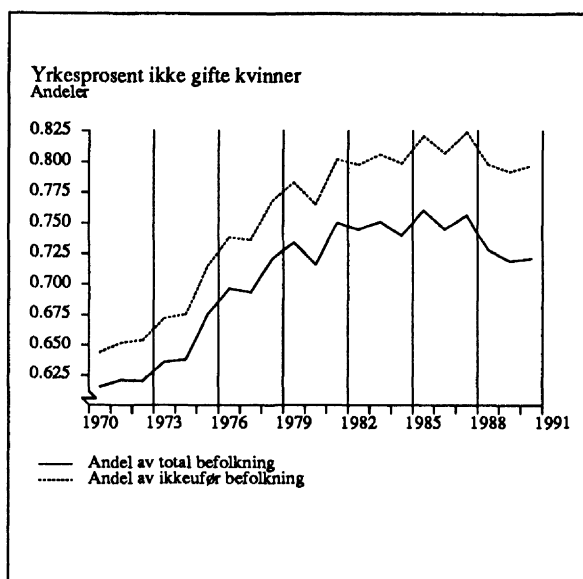
$$YPXUF_j = YP_j / (1 - UFR_j) \quad (24)$$

hvor UFR_j er uføreraten for den aktuelle gruppen (i praksis har jeg sett på aldersgruppen fra 16 år og oppover pga. aldersinndelingen i uføremodellen. Dette har neppe praktisk betydning siden det er svært få uføre mellom 16 og 25 år). $YPXUF_j$ er arbeidstilbudet for gruppe j målt som andelen av den ikke-uføre befolkningen i gruppen, under forutsetning av at ingen uførepensjonister tilbyr arbeid. Dette vet vi er galt; særlig for kvinner er det en relativt stor del av uførepensjonistene som er mindre enn 100 prosent uføre, og denne andelen har økt over tid. Vi vil således gjøre en feil også her. Om andelen uførepensjonister som tilbyr arbeid ikke er null, men var konstant over tid, ville imidlertid ikke vår definisjon av $YPXUF$ gi problemer, idet

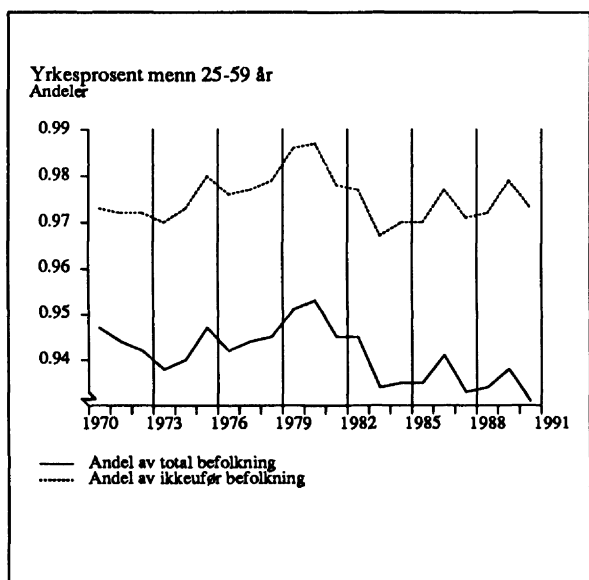
dette bare vil bety en feil i fra den sanne yrkesprosenten for ikke-uføre med en størrelse som er konstant over tid. Så er imidlertid ikke tilfellet. For å vurdere hvilken av de to formuleringene jeg skal velge, har jeg estimert begge modellene og utført historiske virkningsberegninger der jeg redusert samlet sysselsetting i alle sektorer med 1 prosent. Her studerer jeg de samlede virkninger på arbeidstilbud, uførepensjonister og stønader. Figurene 9.1a-9.1d viser historiske verdier for yrkesprosjenter definert etter de to metodene for hhv. menn 25-59, og kvinner (gifte og ikke gifte) 25-66 år, etter de to definisjonene.



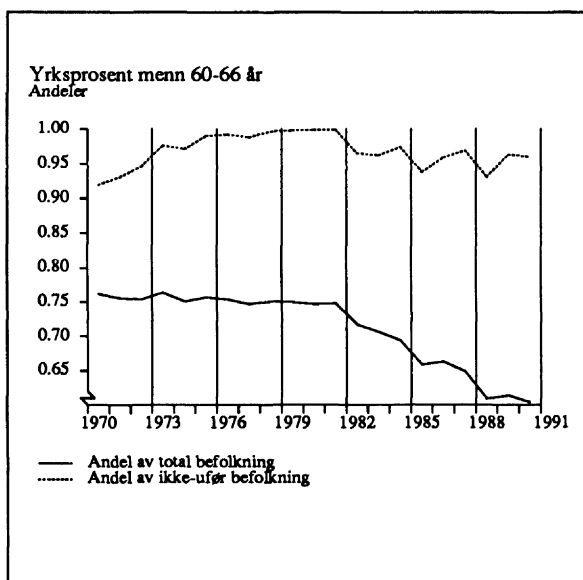
Figur 9.1a



Figur 9.1b



Figur 9.1c



Figur 9.1d

Siden den helt dominerende andelen av uførepensjonistene er i de eldre aldersgruppene, er disse korreksjonene bare utført for gruppene Gifte kvinner 25-66 år (GK); Ikke gifte kvinner 25-66 år (UK); Menn 25-59 år (M25); Menn 60-66 år (M60). De implementerte maksimalverdiene for yrkesprosjentene må være forskjellige avhengig om vi ser på yrkesprosjenter definert som

arbeidstilbud i forhold til totalbefolkningen eller arbeidstilbud i forhold til ikke-ufør befolkning. Yrkesprosentene definert på den sistnevnte måten vil alltid være de høyeste. Jeg har skjønnsmessig satt maksimalverdien mellom 5 og 10 prosentpoeng høyere enn den høyeste historiske yrkesprosenten for de ulike gruppene. Med en maksimalverdi mindre enn 1, i ligning 25 uttrykt ved $1-\alpha_j$, ser ligningen i statistisk versjon slik ut:

$$\log\left(\frac{\alpha_j + YP_j}{(1-\alpha_j) - YP_j}\right) = \sum_k \beta_{kj} \cdot \log(X_k) \quad (25)$$

Tabell 9.1: Pålagte maksimalverdier ($1-\alpha_j$ i formelen over) ved estimering av ligninger for yrkesprosenter.

Gruppe	YP=NT/NB (metode 1)	YP=NT/(NB-UF) (metode 2)
Gifte kvinner 25-66	0,90	0,95
Ikke gifte kvinner 25-66	0,90	0,95
Menn 25-59	0,97	1,00
Menn 60-66	0,80	1,00
Alle 67 og over	0,70	..
16-19 ikke under utdanning	1,00	..
16-19 under utdanning	0,98	..
20-24	0,90	..

.. betyr at det ikke er estimert ligninger for yrkesprosenter definert som arbeidstilbud som andel av ikke-ufør befolkning for disse gruppene.

Tabell 9.2 og 9.3 viser langtidselastisiteter i ligningene for yrkesprosenter for de ulike gruppene etter de to metodene. Estimeringsresultatene er vist i vedlegg E. Elastisitetene er for YP, yrkesprosent i alt, og de er evaluert i 1990. Elastisitetene regnes ut som $\beta \cdot [(1-\alpha/YP) \cdot (1-\alpha-YP)]$, hvor β er den estimerte langtidskoeffisienten, $1-\alpha$ er den pålagte maksimalverdien og YP er nivået på yrkesprosenten. Ikke for noen av modellene har jeg tatt hensyn til tilbakevirkningen på YP fra uføreraten.

Hovedresultatet er at det er relativt små forskjeller mellom de to metodene for de to gruppene menn. For begge kvinnegruppene faller imidlertid lønnsvariablene ut i metode 2, mens disse kom med i metode 1 (relativ lønn for gifte kvinner og reallønn for ikke gifte kvinner). Imidlertid ble det estimert en relativt stor reallønnselastisitet for menn 60-66 år i modell 2, mens reallønnen ikke inngikk i modell 1. For gifte kvinner 25-66 år er det en liten forskyvning i retning av større

elastisitet for indikatoren for kvinnesysselsetting og alder, men mindre effekt av barnetall, sammenlignet med metode 1. Det er for gruppen ikke gifte kvinner det er størst forskjeller mellom de to modellene. Mens yrkesprosenten i den gamle modellen (modell 1) ble forklart ved alder, utdanning, uførate og reallønn, var det bare indikatoren for kvinnesysselsetting som ble signifikant i den nye modellen (modell 2). Alder og uførhet kommer her bare inn via uføremodellen.

Tabell 9.2: Langtidselastisiteter i arbeidstilbudsmodellen. Modell 1.

	Kv.syss.	Barn	Alder	Utdanning	Ledighet	Reallønn	Relativlønn	Uførate
Ikke gifte kvinner			1,1	2,9		0,07		-0,25
Gifte kvinner	0,40	-0,13	4,3				0,22	
Menn 25-59					-0,03	0,04		-0,03
Menn 60-66					-0,12			-0,60

Tabell 9.3: Langtidselastisiteter i arbeidstilbudsmodellen. Modell 2.

	Kv.syss.	Barn	Alder	Ledighet	Reallønn
Ikke gifte kvinner	0,33				
Gifte kvinner	0,60	-0,08	5,7		
Menn 25-59				-0,02	0,05
Menn 60-66				-0,09	

Ved tolkningen av resultatene må en ta hensyn til at ledigheten og også aldersfordelingen har indirekte effekter på arbeidstilbudet via effektene på uføretilgang og antall uførepensjonister.

9.2 Historiske simuleringer

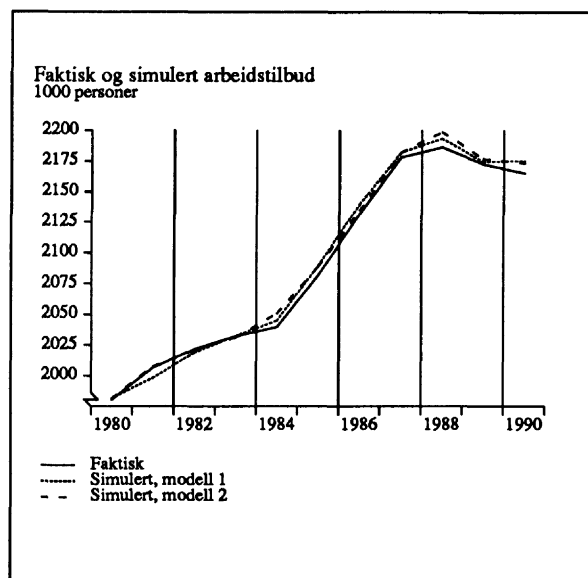
Jeg vil i dette avsnittet kort redegjøre for en historisk simulering på den samlede modellen over perioden 1980 til 1990. Figur 9.2a viser faktisk og modellberegnet arbeidstilbud med de to modellene.

Føyningen for samlet arbeidstilbud, målt ved Relative root mean square error¹, er marginalt bedre i den gamle modellen enn i den nye, 0,29 prosent mot 0,30 prosent. Imidlertid er føyningen for antall uførepensjonister bedre i den nye modellen (2,3 prosent mot 3,0 prosent). Det var klart bedre føyning for de to kvinnegruppene, om lag samme føyning for menn 25-59

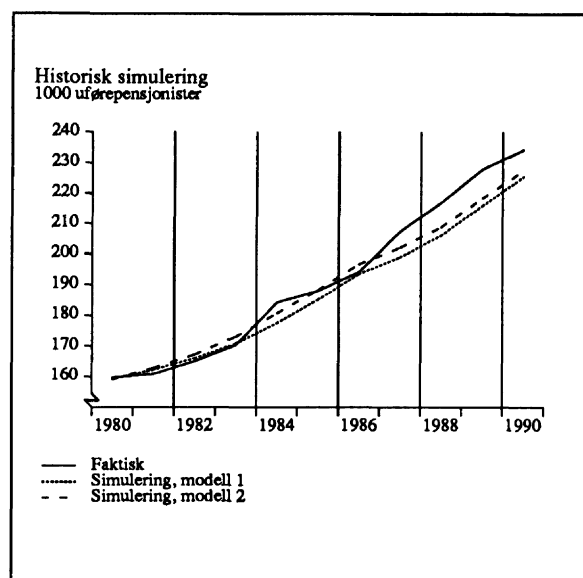
¹ RRMSE (relative root mean square error) (i prosent) er definert som $RRMSE = \frac{RMSE}{\bar{y}} \cdot 100$. RMSE (root mean square error) er $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - y_t)^2$ hvor T er antall observasjoner, y_t er faktisk verdi, \hat{y}_t er simulert verdi og \bar{y} er gjennomsnittet av y .

og klart dårligere føyning for menn 60-66.

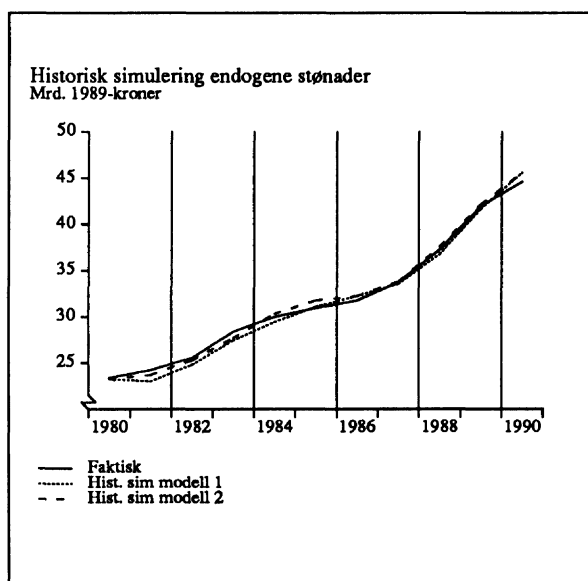
Figur 9.2c og 9.2d viser historiske simuleringer for alle de endogene stønadene i den samme modellberegningen. Grunnbeløpet i folketrygden er eksogent gitt. Føyningen målt med RRMSE er bedre i modell 2 enn i modell 1 (1,6 prosent mot 2,3 prosent). Begge stønadsmodellene reproduserer også hovedtrekkene i svingningene i stønadsveksten i forbindelse med variasjonene i ledigheten på 1980-tallet. Bare i ett tilfelle, modell 2 i 1984, predikerer modellen høyere stønadsvekst enn året før, mens den faktiske veksten ble lavere enn foregående år.



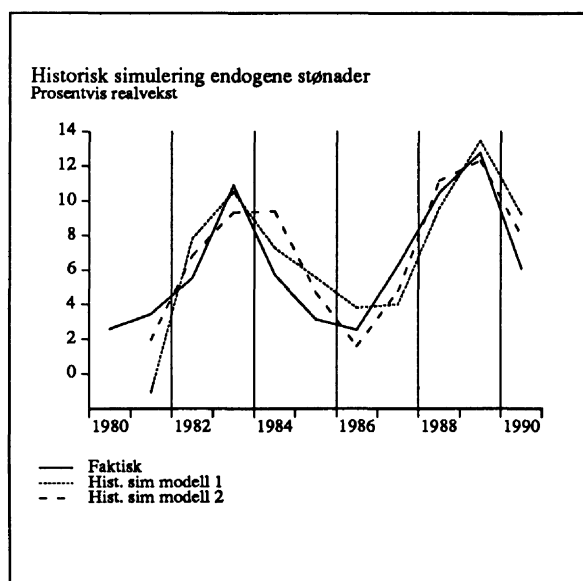
Figur 9.2a



Figur 9.2b



Figur 9.2c



Figur 9.2d

Kanskje viktigere enn historisk føyning er imidlertid ofte modellens elastisiteter, bl.a. spørsmålet om modellen kan håndtere konsistensen i anslagene for befolkningens fordeling på arbeidstilbud og uførhet. Det behandles i kap 9.3.

9.3 Virkningsberegninger på de to arbeidstilbudsmodellene

For å få et nærmere grep på stønadsmodellens funksjonsmåte, vil jeg her redegjøre for virkningsberegninger på den samlede stønadsmodellen, med de to alternative måtene å modellere arbeidstilbudet på. Jeg har bare vurdert stønadsarter hvor jeg har estimert sammenhenger mellom arbeidsmarkedsvariable og stønadene, dvs. dagpenger, uførepensjon, attføringsstønad, sykepenger og sosialhjelp. Videre har jeg inkludert modellen for bestemmelse av arbeidstilbud i modellen samt den estimerte sammenhengen mellom langtidsledighet og samlet ledighet. Foruten ledighetstrygden er det bare for uførepensjonen jeg har funnet data for stønadsmottakere, slik at det ikke har vært mulig å stille opp en full personøkosirk for arbeidstilbud og stønadsmottakere. Sykepenger og attføringsstønader er beregnet direkte, mens jeg har brukt data for antall sosialhjelpstilfeller (som ikke er det samme som antall mottakere av sosialhjelp). Et ytterligere kompliserende moment er at mange er mottakere av flere stønader samtidig, f.eks. ledighetstrygd og sosialhjelp. I tillegg kan delvis uføre også være yrkesaktive. Jeg har imidlertid søkt å sette opp et grovt anslag over denne personøkosirken ved å deflatere stønadsbeløpene for trygder utenom uførepensjon og dagpenger for å få et beregnet antall stønadsmottakere. Skjønnsmessig har jeg brukt 130000 1989-kroner pr. stønadsmottaker for å beregne denne størrelsen. Dette er klart større enn det tilsvarende tallet for ledighetstrygd, som var ca. 95000 pr. dagpengemottaker i 1989.

Skiftet er utført som en prosentvis lik nedgang i sysselsettingen i alle sektorene i økonomien. Denne sysselsettingsreduksjonen medfører både en økning i ledigheten og en nedgang i arbeidstilbudet, som forhindrer at ledigheten øker like mye som sysselsettingen avtar. Økt ledighet fører i sin tur til økning i uføretilgangen og etter hvert til økning i tallet på uførepensjonister. Som følge av dette får vi en ytterligere tilbakevirkning på arbeidstilbudet som trekker dette ytterligere ned.

Også de andre endogene stønadene øker. Tabellene 9.3.1 og 9.3.2 oppsummerer virkningsberegningene. Alle eksogene variable er i referansebanen satt lik sin 1990-verdi, og ledigheten i referansebanen er eksogent satt lik 4 prosent. Vi får således en referansebane med et fastfrosset bilde av 1990, i tillegg til forutsetningen om en ledighet på 4 prosent i alle årene. Det er ingen realvekst i stønadene langs referansebanen.

Tabell 9.3.1: Virkningsberegning på stønadsmodellen. Metode 1 for sammenknytning arbeidstilbud-uførhet. Redusert sysselsetting med 1 prosent. Tusen personer og mill. 1989-kroner.

1000 personer:	År etter endring							
	1	2	3	4	5	10	20	30
Sysselsetting	-20,5	-20,5	-20,5	-20,5	-20,5	-20,5	-20,5	-20,5
Arb. tilbud	-8,9	-9,8	-10,6	-11,0	-11,3	-12,2	-12,8	-13,0
Ledighet	11,6	10,7	9,9	9,4	9,2	8,4	7,7	7,5
Langtidsledige	3,2	7,2	5,7	4,1	4,4	4,2	3,8	3,8
Øvrige stønadsmott.1)	3,3	3,7	3,8	4,9	5,6	5,4	4,9	4,8
Uførepensjonister	1,0	1,5	2,4	3,1	3,8	6,5	9,0	9,6
Mill. 1989-kroner:								
Dagpenger	704	1050	976	922	892	811	739	727
Attføring	340	313	296	422	512	486	435	423
Sykepenger	-40	-12	0	0	0	0	-15	-16
Uførepensjon	19	70	110	160	200	350	457	447
Sos. hjelp	125	178	201	211	212	212	212	212
END. STØNADER	1147	1605	1582	1714	1821	1860	1835	1795
-ex. dagpenger	443	555	606	792	929	1049	1096	1068

1) Beregnet under forutsetning av et gjennomsnittlig stønadsnivå på 130000 1989-kroner pr. mottaker.

Det skjer en betydelig reduksjon i arbeidstilbudet når sysselsettingen går ned. Tilbudet går ned med vel 40 prosent av sysselsettingsnedgangen. Uføretilgangen går raskt opp, og gir etter hvert en økning i tallet på uførepensjonister. Etter 10 år utgjør denne økningen vel halvparten av nedgangen i arbeidstilbudet. Etter 20 år øker tallet på uførepensjonister med omtrent 3/4 av nedgangen i arbeidstilbudet. Imidlertid er også utgiftene til øvrige arbeidsmarkedsrelaterte stønader gått opp, som med de nevnte forutsetninger kan anslås til vel 5000 personer på lang sikt. Denne modellen sier dermed at arbeidstilbudet går ned 13000, ledigheten opp med 8000, mens samlet antall stønadsmottakere utenom de arbeidsledige går opp med nesten 15000 personer etter 30 år. Konsistensen i denne virkningsberegningen synes dermed rimelig god.

Tallet på uførepensjonister og utbetalingene til uførepensjon fortsetter å øke i alle årene, men den årlige økningen avtar. Dette har sammenheng med at uføretilgangen på lang sikt er knyttet til nivået på ledigheten, og så lenge nivået på ledigheten er høyere enn i referansebanen, vil uføretilgangen være høyere enn i referansebanen. Men etter hvert vil avgangen også øke, som følge av større uførebefolkning.

Utslaget i utbetalingene til sosialhjelp er ca. 200 millioner kroner etter 3 år. For sykepengene er utslagene svært små; selv om økt ledighet medfører høyere sykkelighet i gjennomsnitt pr. person (sykepengeindikatoren), motvirkes dette av at nivået på sysselsettingen er gått ned. De største utslagene finner sted i attføringsstønadene, som går opp med over 300 millioner allerede første året, som er ca. 75 prosent av langtidsløsningen. Ser vi samlede stønader utenom

ledighetstrygd under ett, har disse på lang sikt en maksimalverdi på nær 1,1 mrd. kroner etter 10 år. Fra 10 år og utover er denne effekten relativt stabil.

Tabell 9.3.2: Virkningsberegning på stønadsmodellen. Metode 2 for sammenknytning arbeidstilbud-uførhet. Redusert sysselsetting med 1 prosent. Tusen personer og mill. 1989-kroner.

1000 personer:	År etter endring							
	1	2	3	4	5	10	20	30
Sysselsetting	-20,5	-20,5	-20,5	-20,5	-20,5	-20,5	-20,5	-20,5
Arb. tilbud	-9,9	-9,9	-11,3	-11,9	-12,3	-13,3	-14,2	-14,4
Ledighet	12,6	10,6	9,2	8,6	8,2	7,1	6,3	6,1
Langtidsledige	3,5	7,7	5,4	3,5	3,8	3,6	3,1	3,1
Øvrige stønadsmott.1)	3,6	3,8	3,8	4,9	5,5	4,9	4,4	4,3
Uførepensjonister	1,1	1,6	2,4	3,1	3,7	5,9	7,8	8,1
Mill. 1989-kroner:								
Dagpenger	769	1090	933	845	800	687	603	589
Attføring	371	311	276	407	491	420	358	347
Sykepenger	-35	-10	-5	-5	-5	-20	-29	-31
Uførepensjon	17	67	106	150	187	312	383	366
Sos.hjelp	136	194	219	229	234	237	237	237
END. STØNADER	1257	1653	1529	1626	1705	1638	1552	1558
-ekskl. dagpenger	488	563	596	781	905	951	949	919

1) Beregnet under forutsetning av et gjennomsnittlig stønadsnivå på 130000 1989-kroner pr. mottaker.

Tabell 9.3.2 viser tilsvarende resultater for modellering av arbeidstilbudet etter metode 2. Hovedforskjellen er her at arbeidstilbudet går noe mer ned over tid enn i modell 1 med den følge at økningen i ledighetsnivået i forhold til referansebanen blir mindre enn i den første virkningsberegningen. Dette fører i sin tur til lavere uføretilgang og dermed utgifter til uførepensjon og andre stønader. Ledighetstrygden øker også mindre i dette tilfellet, fordi arbeidstilbudet går mer ned. Ser vi effektene på arbeidstilbud og anslaget på antall stønadsmottakere utenom arbeidsledige under ett, blir konsistensen også her god. Arbeidstilbudet på lang sikt går ned med vel 14000 personer, mens samlet antall stønadsmottakere utenom arbeidsledige går opp med vel 12000. Forskjellene mellom de to modellene målt med effekten på samlede stønader var heller ikke stor. Mens de endogene stønadene i modell 1 gikk opp med 1,8 mrd. kroner, var det tilsvarende tallet i modell 2 1,55 milliarder, en forskjell på 250 millioner pr. år. Vurdert ut fra disse virkningsberegningene synes det ikke å være klare forskjeller i konsistens mellom effektene på arbeidstilbud og stønadsmottakere i de to modellene. Men det er en liten forskjell. I modell 1 går arbeidstilbudet mindre ned enn økningen i antall stønadsmottakere, dvs. at effekten av at en del av stønadsmottakerne arbeider dominerer. I modell 2 er det omvendt, dvs. at effekten av at folk går ut av arbeidsstyrken uten å motta stønad, dominerer. Det er mulig det siste virker mest rimelig, men det er vanskelig å ha noen klare a

priori oppfatninger her. Dessuten er det en del usikkerhet knyttet til tallet på "øvrige stønadsmottakere".

9.4 Framskriving til 2030

Som et ledd i evalueringen av de to modellene har jeg også foretatt en relativ skjematisk framskriving til 2030. Hensikten med dette var å vurdere konsistensen mellom modellens anslag for arbeidstilbud og antall uførepensjonister i en langsiktig beregning, hvor flere sentrale variable antok verdier utenfor det området modellen er estimert på. En god konsistens her er viktig for bruk av modellen ved langsiktige framskrivninger.

Tabell 9.4: Nøkkelvariable i framskriving til 2030. Andeler av befolkningen.

Befolkningsgruppe	1990	2030 Modell 1	2030 Modell 2
Yrkesprosent kvinner alt 25-66	74,5	86,4	76,0
Yrkesprosent menn 25-59	93,2	93,7	91,2
Yrkesprosent menn 60-66	59,2	60,0	57,7
Uførerate kvinner 16-66	9,6	17,3	17,2
Uførerate menn 16-59	4,3	7,1	7,1
Uførerate menn 60-66	37,2	42,3	42,3
Uf.rate + yrk. pst kvinner 25-66	81,9	103,7	93,2
Uf.rate + yrk. pst. menn 25-59	97,5	100,8	98,3
Uf.rate + yrk. pst. menn 60-66	96,4	102,3	100,0

Til grunn for denne framskrivingen er SSBs befolkningsframskriving HM1 ("høy fruktbarhet, middels innvandring"), som innebærer at fruktbarheten stiger til reproduksjonsnivået fra 2005. Videre har jeg lagt til grunn en fortsatt vekst i utdanningsnivået og reallønningene. Utdanningsnivået er antatt å stige med i gjennomsnitt 0,2 prosent pr. år (fra 10,1 år til 11,1 år i 2030). Reallønnsnivået antas å stige med 0,8 prosent pr. år, mens reallønnsnivået for kvinner stiger med 1,1 prosent pr. år. Gjennomsnittlig sysselsetting stiger med 0,5 prosent pr. år, mens gjennomsnittlig kvinnesysselsetting stiger med 0,9 prosent. Utdanningsnivå og relativ kvinnelønn inngår bare i modell 1, mens effektene av de øvrige forklaringsvariablene inngår i begge modellene, men med ulike elastisiteter. Som en teknisk forutsetning har jeg lagt til grunn 4 prosent ledighet i alle år i simuleringsperioden. Tabell 9.4 viser enkelte nøkkelvariable i modellberegningen.

I 1990 var summen av andelene for uføre og arbeidstilbud nesten 100 prosent for begge gruppene av menn, mens tallet var bare vel 80 prosent for kvinner. Dette uttrykker at nær 100 prosent av mennene enten var yrkesaktive eller uførepensjonister. Men det er ingen grunn til at

tallet skulle være eksakt 100, siden en del av uførepensjonistene også er yrkesaktive. At tallene er lavere for kvinner kommer bl.a. av at en større del av kvinner enn menn utfører omsorgsoppgaver i hjemmet. Disse tallene betrakter jeg som en basis for konsistensvurderingen av de modellberegnete tallene for 2030, for de to gruppene av menn. At denne summen ikke avviker svært mye fra summen i 1990, betrakter jeg som en indikasjon på god konsistens i beregningen av antall uførepensjonister og arbeidstilbud. For kvinner vil det være rimelig å anta at andelen med ulønnet arbeid i hjemmet vil gå ned i perioden. Det er konsistent med forutsetninger i referansebanen om sterkere vekst i kvinnesysselsettingen enn i den samlede sysselsettingen.

De beregnede uføreratene i 2030 er de samme i begge modellene, siden jeg har forutsatt samme arbeidsledighet i begge beregningene. Og uføretilgangen er bare avhengig av arbeidsledigheten, foruten aldersfordelingen. Modell 1 predikerer generelt høyere arbeidstilbud i 2030 enn modell 2. Samlet arbeidstilbud i modell 2 er i 2030 7 prosent lavere enn i modell 1. Det er særlig arbeidstilbudet for kvinner som blir lavere i modell 2 enn i modell 1. Hvis vi betrakter summen av yrkesprosent og uførerate i 1990 som en slags fasit vi skal vurdere de beregnede tallene i 2030 mot (forbehold for kvinner, jfr. over), kommer modell 2 best ut for alle gruppene. Forskjellen er størst for kvinner. Ikke i noen av modellberegningene er det imidlertid slik at uføreraten + yrkesprosenten er den samme i 2030 som i 1990. Det er en innebygd tendens i modellene til at sum uføre og yrkesaktive stiger. Dette behøver imidlertid ikke være inkonsistent, hvis andelen uførepensjonister som er delvis yrkesaktive fortsetter å øke, noe det har vært en tendens til de siste 20 årene. For kvinner er det svært rimelig, jfr. over.

Både ut fra konsistensvurderingen i tabellen over og virkningsberegningene i avsnitt 9.3, synes modell 2 å gi de rimeligste resultatene av arbeidstilbud og antall uføre sett under ett.

Yrkesdeltakingen er i modell 2 mer påvirket av det som skjer med uføreratene enn i modell 1. Eventuelle svakheter i uføremodellen vil derfor i større grad forplante seg til yrkesdeltakingen i modell 2. Bl.a. kan det kanskje synes noe tvilsomt at yrkesprosenten for kvinner ikke er vesentlig høyere i 2030 enn i 1990 til tross for forutsetninger om sterkere vekst i sysselsetting og lønn for kvinner enn for menn. Det har trolig sammenheng med en sterk modellberegnet vekst i uføreratene, særlig for kvinner.

På den andre siden kan kanskje yrkesprosenten for kvinner i 2030 synes noe høy i modell 1. Fordelen med modell 2, er imidlertid at den bedre ivaretar konsistensen mellom arbeidstilbud og uførhet. Og om modellbrukeren i modell 2 skulle synes at yrkesprosenten var for lav og uføreraten for høy i 2030, kan en korrigere ligningene for uføretilgang. Da oppnås det som måtte betraktes som mer rimelig yrkesprosent på lang sikt under bibehold av konsistens i anslagene for arbeidstilbud og uførhet.

10 Andre demografisk påvirkede stønader

10.1 Alderspensjon

Folketrygdens utgifter til alderspensjon i et enkelt år avhenger av

- tallet på pensjonister
- fordeling av pensjonspoeng blant disse
- utmålingsreglene som f.eks. tilleggspensjonsprosent og særtillleggssats
- hvilket år vi ser på, siden pensjonssystemet ikke er fullt utbygget
- grunnbeløpet.

Vi baserer oss på modellberegninger fra SSBs makromodell for Folketrygden - MAFO (se Koren (1979)) - og beregninger fra Rikstrygdeverket. I disse framskrivningene ligger det inne enkle regler for poengopptjening, mens satser er eksogene. Utbyggingen av Folketrygden ligger inne i disse modellene.

Vi vil bruke disse modellene som formodell til MODAG. Formodellen beregner alderspensjonen i forhold til grunnbeløpet. Vi har innarbeidet en ligning for indeksering av grunnbeløpet i MODAG, som deretter regner ut alderspensjonene i kroner. Modellens relasjoner er vist nedenfor.

$$APGB = APGBPP \cdot (NB6774 + NB75) \quad (26)$$

$$RU612 = GB \cdot APGB + RUE612 \quad (27)$$

$$GB/GB(-1) = GBE \cdot (SUMO \cdot (PC99(-1)) + (1 - SUMO) \cdot WW/WW(-1)) \quad (28)$$

$$GBST = GB \cdot (1 + ST) \quad (29)$$

- RU612 : Alderspensjon i løpende kroner
GB : Grunnbeløpet i folketrygden
APGB : Alderspensjon målt i antall grunnbeløp
APGBPP : Alderspensjon pr. person 67 år og over, målt i grunnbeløp
NB6774 : Antall personer 67-74 år (1000)
NB75 : Antall personer 75 år og over (1000)
RUE612 : Restledd
PC : Deflator privat konsum
GBE : Restledd for indekseringsgrad. Verdi lik 1 medfører full indeksering av GB. En verdi på f.eks. 0,99 medfører at GB økes 1 prosentpoeng mindre i det aktuelle året enn konsumdeflatoren.
SUMO : Bryter-variabel for valg mellom lønns- og prisindeksering av grunnbeløpet. En kan også velge en mellomting.

GBST : Minstepensjon for enslig pensjonist
ST : Særtillleggssats for enslig pensjonist

Endogene: GB, GBST, RU612.

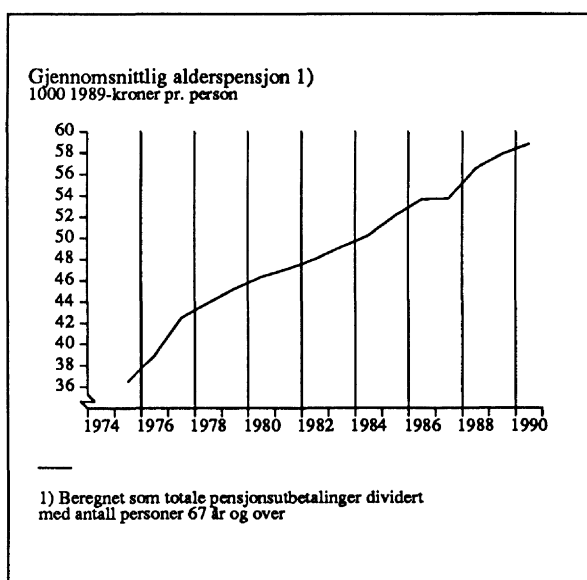
Eksogene: Bl.a. ST, GBE, SUMO.

I ligning 27 beregnes alderspensjonene som produktet av grunnbeløpet og alderspensjon målt i grunnbeløp. APGP blir beregnet i (26). APGBPP, alderspensjon målt i grunnbeløp pr. person 67 år og over hentes fra MAFO og/eller RTVs beregninger, og er betinget av anslag der på særtillleggssatsen. Konsistens krever at anslagene på særtillleggssatsen i MAFO og i MODAG-kjøringen er like. Det samme gjelder de demografiske forutsetningene.

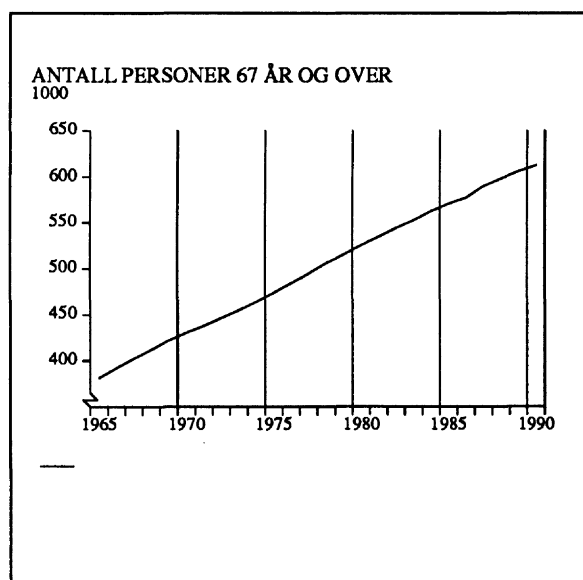
I (28) beregnes endringen i grunnbeløpet i indekseringsligningen. Variabelen SUMO er en bryter-variabel som kan slås av og på. Settes den lik 1 indekseres grunnbeløpet med konsumprisene og settes den lik 0, indekseres det med lønningene.

I (28) bestemmes minstepensjon av grunnbeløpet og særtillleggssatsen, som en etterberegning.

Historisk har folketrygdens utgifter til alderspensjon vært den stønadskomponenten som har hatt den sterkeste veksten siden Folketrygden ble innført, både absolutt og i prosent. Dette skyldes både en sterk økning i gjennomsnittlig pensjon og i antall alderspensjonister jf. figur 10.1a og 10.1b.



Figur 10.1a



Figur 10.1b

10.2 Fødselspenger

Denne delen av stønadsart 630 "sykepenger mv." er endogenisert på følgende måte:

$$RU630F = RATR630F \cdot NB0000 \cdot YPIk \cdot WW \quad (30)$$

hvor $RU630F$ er utbetaling av fødselspenger, $NB0000$ er antall 0-åringer, $YPIk$ er en indeks for yrkesprosent for kvinner (1986 = 1) og WW er gjennomsnittlig timelønn. Jeg benytter 0-åringer istedenfor det mer korrekte antall fødte barn for at denne variabelen kan være en delmengde av de demografiske variablene som angir folkemengde etter alder (og kjønn) i MODAG.

Fødselspenger utbetales bare til yrkesaktive (engangsstønaden til hjemmeværende er i praksis av neglisjerbar størrelse). Følgelig må yrkesprosenten for kvinner inn i en ligning som skal framskrive fødselspengene. Vi indekserer med gjennomsnittlig lønnsats i inneværende år. Restleddet $RATR630F$ uttrykker i tillegg til ulikheter i måleenhetene i hovedsak realveksten i denne ytelsen, f.eks. tolket som antall uker i året betalt fødselspermisjon gis. I framskrivninger kan endringer i permisjonsperioden innarbeides ved å øke restleddet $RATR630F$. $RATR640F$ er vist i figur 10.3.

10.3 Barnetrygd

Denne stønadsarten går ikke over Folketrygden, men direkte over Sosialdepartementets budsjett. Hovedtrekkene i reglene er at stønad ytes for alle barn ut den måned de fyller 16 år. Det er ulik stønadssats avhengig av hvilket nummer i søskenflokken barnet er. I 1988 var forholdstallene slik:

	Stønadssats
1. barn:	1,00
2. barn:	1,05
3. barn:	1,20
4. barn:	1,27
5. barn:	1,31

Det var altså særlig stor økning fra 2. til 3. barn.

I tillegg får alle enslige forsørgere stønad for ett barn mer enn det faktiske antall barn, samt at det er en del høyere satser for barn mellom 0 og 2 år. Disse forholdene gjør at vi må representere volumkomponenten på en meget enkel måte. Vi ser bort fra endringer i antall barn pr. familie, og modellerer barnetrygden som funksjon av antall barn mellom 0 og 15 år, lønnsnivået og et (multiplikativt) restledd som tar vare på forskjeller i måleenheter mellom

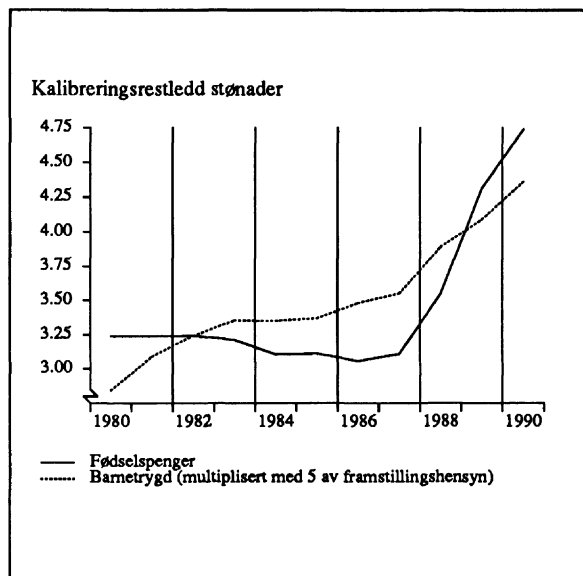
variablene som inngår, regelendringer og realvekst i satsene (som vi konvensjonelt definerer som vekst utover lønnsveksten). Dette multiplikative restleddet heter RATR640.

Vi ser bort fra at endringer i befolkningsprognoser medfører flere 3.-barn, som skal ha høyere barnetrygd. Senere kan en tenke seg at anslag for dette kan komme fra modellprosjektet MOSART. Her må dette evt. tas hensyn til ved å endre restleddet i ligningen. Ligningen blir:

$$RU640 = RATR640 \cdot NB0015 \cdot WW \quad (31)$$

- RU640 Barnetrygd. 100000 kroner
RATR640 Restledd (multiplikativt) som tar hensyn til satsendringer utover lønnsveksten og f.eks. vridningseffekter.
NB0015 Barn mellom 0 og 15 år (1000 personer).

Kalibreringsrestleddene for fødselspenger og barnetrygd har økt kraftig etter 1987. Det sier seg selv at de detaljerte reglene ikke kan representeres fullt med en variabel, som disse kalibreringsrestleddene. At de øker mye fra 1988 har trolig i stor grad sammenheng med standardhevinger.



Figur 10.3

11 Øvrige stønader

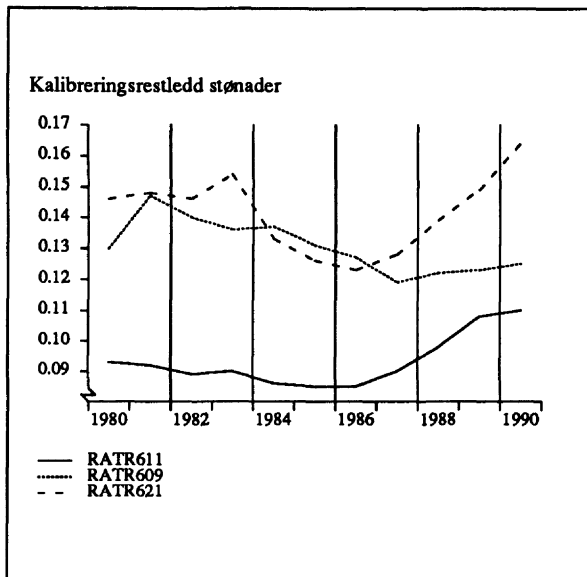
Følgende stønadsarter i MODAG anses ikke å være påvirket av konjunkturelle forhold, og er modellert på en helt rudimentær måte. De er forutsatt å bli indeksert med lønnsveksten og i tillegg være proporsjonale med befolkningsstørrelsen. Disse stønadene utgjør grovt regnet 1/4 av de samlede stønadene fra stat og kommune til husholdningene. Disse stønadene er:

Tabell 11: Rudimentært modellerte stønader

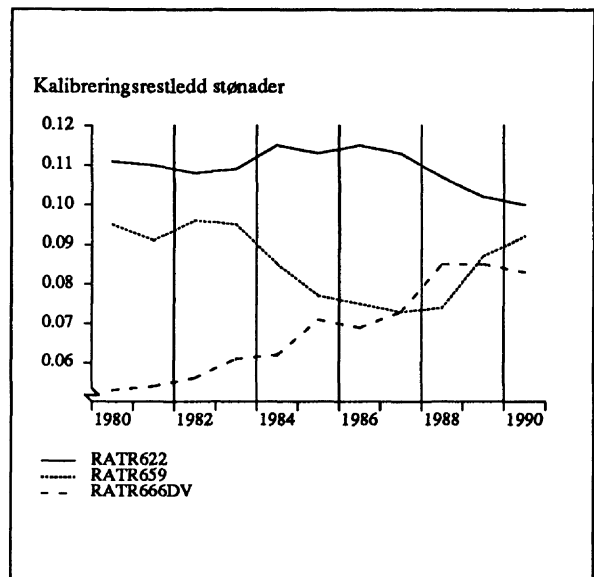
Stønadsart	Mrd. kroner 1990
611 Alderspensjon statens pensjonskasse	5,4
609 Diverse stønader	6,2
614 Yrkesskadestønad	0,1
615 Etterlattepensjon	1,1
616 Stønad ugifte foreldre	3,7
617 Krigspensjon	0,3
618 Pensjonsstønad fiskere, skogsarbeidere og sjømenn	0,6
619 Kommunale trygdeordninger	0,2
621 Stønader til helseinstitusjoner, statsforvaltningen	8,1
622 Stønader til helseinstitusjoner, kommuneforvaltningen	5,0
659 Øvrige stønader, stat	4,6
666DV Andre stønader utenom sosialhjelp, kommuneforvaltningen	4,1
Sum	33,6

De to helsestønadene (621 og 622) regnes i nasjonalregnskapet som overføringer til husholdningene, selv om husholdningene aldri mottar dem direkte. Dette er øremerkede overføringer til produksjon av ulike helsetjenester og overføres direkte til det helsepersonell og de helseinstitusjoner som utfører disse tjenestene. Lignende forhold gjelder størstedelen av de kommunale stønadene utenom sosialhjelpen (666DV).

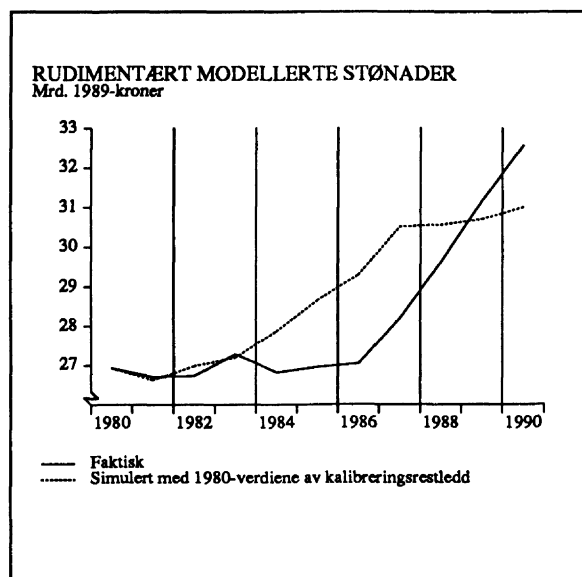
Figur 11a og 11b viser kalibreringsrestleddene for de rudimentært modellerte stønadene. Det er trender i flere av dem. Figur 11c viser modellberegnet verdi av realverdien av disse stønadene, om disse kalibreringsrestleddene var satt lik sin 1980-verdi. Avviket mellom simulert og faktisk verdi var i 1990 -1,6 mrd. kroner eller nær 5 prosent.



Figur 11a



Figur 11b



Figur 11c

Vedlegg

Vedlegg A Pensjonsbeløp for nye uførepensjonister

Spørsmålet om nivået på stønaden har betydning for antall stønadsmottakere reises ofte. Kompensasjonsgraden, dvs. forholdet mellom inntekten som stønadsmottaker i forhold til inntekten som yrkesaktiv, er den variabelen det ofte fokuseres på i analyser av trygdeordninger.

Jeg har konstruert variable som beskriver utviklingen i stønadsbeløp for nye uførepensjonister i ulike år, siden det ikke er publisert data for pensjonsutbetaling for nye uførepensjonister. Hvordan en konstruerer disse stønadsvariablene, er trolig svært viktig, siden opptrappingen av tilleggspensjonene i folketrygden har påvirket stønadsbeløpene svært ulikt for ulike aldersgrupper, avhengig av når de ble uførepensjonerte. For å beskrive metoden jeg har brukt, er det nødvendig å gå litt detaljert gjennom folketrygdens regelverk mht. pensjonsberegninger.

Uførepensjon beregnes i prinsippet etter samme regler som alderspensjon, og skal i prinsippet svare til den alderspensjon vedkommende ville fått med samme arbeid som før uførheten inntrådte, og med samme arbeidsinntekt i forhold til grunnbeløpet.

Pensjonen består av grunnpensjon (GP) og evt. tilleggspensjon (TP). Minstepensjonen regnes ut som $GB \cdot (1+ST)$, hvor GB er grunnbeløpet i folketrygden og ST er særtillleggssatsen. Samlet pensjon blir da grunnpensjon pluss evt. tilleggspensjon større enn pensjon fra særtilllegg ($ST \cdot GB$). Dessuten mottar alle et s.k. kompensasjonstillegg, men dette er så lite at jeg ikke spesifiserer det.

Tilleggspensjonen avhenger av grunnbeløpet, sluttpoengtall (gjennomsnitt av 20 beste pensjonspoeng) og antall poengår (opptjeningsår). En detaljert beskrivelse av regelverket er gitt i Koren (1981). Gabrielsen (1992) inneholder også beskrivelse av trygderegler. Jeg har imidlertid basert mine beregninger på visse forenklinger. Forenklet kan tilleggspensjonen for en pensjonist uttrykkes ved:

$$TP = TPP \cdot G \cdot SP \cdot PÅ/PÅMAX \quad (1)$$

TP	=	tilleggspensjon
TPP	=	tilleggspensjonsprosent (har alltid vært 0,45 inntil den ble satt ned til 0,42 for del av pensjon opptjent etter 1992)
SP	=	sluttpoengtall
PÅ	=	poengår
PÅMAX	=	maksimalt antall poengår

Tilleggspensjonen avhenger av sluttpoengtallet og antall år etter 1967 hvor pensjonsgivende inntekt var større enn grunnbeløpet. I hvert år regnes pensjonspoengene (PP) ut som:

$$PP = (INNTEKT - GB) / GB$$

Systemet virker inntektsutjevne, siden inntekt mellom 8 og 12 GB bare teller 1/3 og inntekt over 12 GB ikke teller i det hele tatt ved beregningen av PP¹. Formelen kan skrives som:

$$\text{hvis } 8 < (INNTEKT / GB) < 12$$

$$\text{så } PP = 7 + 0,33 \cdot [(INNTEKT / GB) - 8]$$

og

$$\text{hvis } (INNTEKT / GB) > 12$$

$$\text{så } PP = 7 + 0,33 \cdot (12 - 8) = 8,33 (\text{MAKSIMUM } PP)$$

Sluttpoengtallet (SP) regnes ut som gjennomsnittlig pensjonspoeng av de 20 beste poengårene. Full tilleggspensjon oppnås når antall poengår (PÅ) er lik det maksimale antall poengår (PÅMAX). I prinsippet er PÅMAX lik 40, men overgangsreglene medfører at nye alders- og uførepensjonister før 2007 får PÅMAX lavere enn 40 år (overkompensasjonsregelen).

Spesielt for uførepensjonistene er at de blir tilordnet et "beregnet uførepoeng" (BUP) i alle år fra uføretidspunktet og fram til 67 år. Disse beregnede pensjonspoengene er gjennomsnittet av pensjonspoengene i de tre siste årene før han eller hun ble ufør, evt. gjennomsnittet av beste halvpart av alle årene. Det er ikke tilgjengelig historiske tall for BUP'er for nye uførepensjonister hvert år. Sluttpoengtallet er gjennomsnittlig pensjonspoeng i de 20 beste opptjeningsårene. For nye uførepensjonister med minst 20 år igjen til pensjonsalderen blir således SP lik gjennomsnittlig pensjonspoeng de 3 siste årene før uførhet inntrådte.

Maksimalt antall poengår (PÅMAX) er i prinsippet 40 år. Det vil si at fulle tilleggspensjonsrettigheter krever 40 års yrkesaktivitet med inntekt større enn grunnbeløpet. Det ble imidlertid innført overgangsregler som lempet på kravet om 40 års opptjeningsperiode for de som ble alderspensjonister før 2007 (1967+40 år). Disse reglene gjelder også for uførepensjonister.

For uførepensjon tilsvarer dette en ny uførepensjonist på 60 år i 1997 og 53 år i 1990. Dette årskullet har fulle pensjonsrettigheter i den forstand at de har tjent pensjonspoeng i de år som er nødvendig for å få full tilleggspensjon, forutsatt yrkesaktivitet i minst 40 år før 2007.

For de eldre årskullene er PÅMAX mindre enn 40 som en overgangsordning fram til folketrygden er fullt utbygd i 2007. For personer født mellom 1917 og 1937 er PÅMAX fødselsår-1897, slik at denne gruppen er noe gunstigere stilt (får høyere tilleggspensjon) enn om

¹ For pensjon opptjent etter 1991 er inntektsgrenser for avkorting av pensjonspoeng nedjustert fra 8 til 6G.

kravet om 40 års opptjening skulle gjelde fullt ut.

Nye uførepensjonister som har minst 20 år igjen til 67 år ved uføretidspunktet får som følge av ordningen med å tilordne BUP'er alltid maksimal opptjeningsandel.

Jeg har brukt formelen over for å lage anslag over pensjonsytelsen for ny uførepensjonist for hhv. menn og kvinner og for de ulike aldersgruppene. Til dette har jeg brukt tilgjengelige tall i RTVs årsmeldinger og statistiske årbok for de seneste årene over gjennomsnittlige opptjente pensjonspoeng for de samme gruppene. Som proxy for gruppen 16-39 år har jeg brukt tall for personer 25-29 år, 45-49 for gruppen 40-49, 55-59 for gruppen 50-59, 62 år for gruppen 60-64 år og 65 år for gruppen 65-66 år. Tallene fra RTVs årbøker gir trolig en grov indikasjon på utviklingen i sluttpoengtall og BUP'er. Denne metoden kan imidlertid ikke bli svært nøyaktig, siden gjennomsnittlig antall opptjente pensjonspoeng særlig for kvinner trolig vil overvurdere sluttpoengtallet deres siden deres yrkesaktivitet har steget sterkt i hele perioden. For menn er det trolig ikke problematisk å forutsette full yrkesdeltaking i alle år.

Utrekningen av gjennomsnittlig pensjon for den aktuelle gruppen er gjort slik:

1. Jeg har brukt gjennomsnittlig pensjonspoeng i 1970 og 1990 som utgangspunkt for utviklingen i antall sluttpoeng. De mellomliggende årene er interpolert lineært.

2. Antall poengår er regnet ut ved å anta full yrkesaktivitet fram til uføretidspunktet, og tilordne beregnede poengår fram til fylte 67 år.

3. Jeg får da ut et beregnet tall for tilleggspensjon i forhold til grunnbeløpet. Dersom denne andelen er mindre enn særtillleggssatsen, settes gjennomsnittlig uførepensjon for en ny uførepensjonist i denne gruppen lik minstepensjonen. Om denne andelen er større enn særtillleggssatsen beregner jeg pensjonen som et veid snitt av minstepensjon og beregnet tilleggspensjon. Som tilnærming til andelen med hhv. tilleggs- og minstepensjon bruker jeg tall etter kjønn og alder fra RTVs årsmeldinger og årbøker med inntekt større enn grunnbeløpet hvert år. Også disse interpoleres jevnt fra 1970 til 1990.

4. Jeg har bare sett på regler for enslige pensjonister.

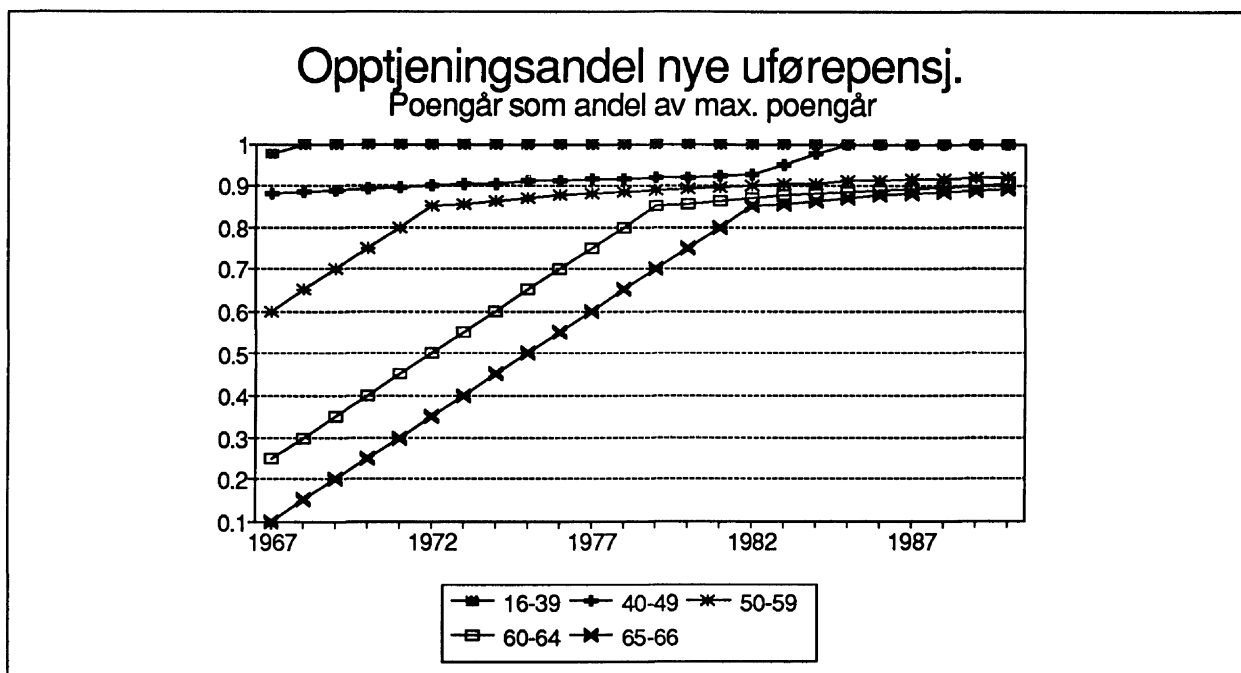
Følgende formel er brukt:

$$\text{Pensjon} = \alpha \cdot GB \cdot (1 + ST) + (1 - \alpha) \cdot (GB + 0.45 \cdot GB \cdot SP \cdot (PÅ/PÅMAX))$$

α Beregnet andel som er minstepensjonister, øvrige symboler som over.

Ligningen betyr da at beregnet uførepensjon for ny uførepensjonist er et veid snitt av minstepensjon og beregnet tilleggspensjon. For $PÅ/PÅMAX$ er nyttet regelen over, jf. figur 1. RTVs statistikk angir andelen av befolkningen i de ulike aldersgrupper som har opptjent pensjonspoeng. Jeg trenger andelen av den ikke-uføre befolkningen, så jeg korrigerer denne andelen med den faktiske uføreraten i befolkningsgruppen i det aktuelle året, for å beregne α i formelen over. Deretter interpolerer jeg andelen med inntekt større enn grunnbeløpet lineært

fra 1970 til 1990. For de yngre aldersgruppene er faktisk opptjente pensjonspoeng i hvert år en god indikasjon for sluttpoengtallet, siden gjennomsnittet av de siste tre års opptjente pensjonspoeng er basis for beregning av beregnede uførepoeng (BUP) nevnt over. Her har jeg basert meg direkte på RTVs tall for opptjente pensjonspoeng i 1990 som anslag på sluttpoeng. For de eldre har jeg skjønnsmessig redusert sluttpoengtallet noe i 1990 i forhold til RTVs tall for faktisk opptjente pensjonspoeng i dette året. For de eldre aldersgruppene, særlig de to eldste, vil sluttpoengtallet i større grad avhenge av opptjente pensjonspoeng lenger tilbake i tid. Tabell 1 nedenfor viser hvilke antakelser jeg har gjort mht. sluttpoengtall og andel med minstepensjon for de ulike gruppene. Framgangsmåten blir ikke helt riktig fordi 1973 var pensjonsalderen 70 år og antall BUP'er ble lavere



Figur V1

Figur V1 viser utviklingen i $P\ddot{A}/P\ddot{A}MAX$ for ulike aldersgrupper. For de eldre aldersgruppene (dvs. de som har mer enn 20 år igjen til fylte 67 år ved uføretidspunktet), forutsettes at personen var yrkesaktiv tilstrekkelig mange år før uføretidspunkt slik at $P\ddot{A}$ blir så stort som mulig. $P\ddot{A}/P\ddot{A}MAX$ er svært viktig for omfanget av tilleggspensjon for ulike grupper på ulike tidspunkter. De yngste gruppene av nye uførepensjonister får fulle eller nesten fulle tilleggspensjonsrettigheter i hele perioden fra 1970 til 1990. Det betyr at pensjonen deres bare avhenger av andelen som har tilleggspensjon og disses sluttpoengtall, samt utviklingen i grunnpensjonen. For de eldre gruppene er det en tidlig periode i med sterk vekst i opptjeningsandelen, som følge av at overkompensasjonsregelen var særlig gunstig de første årene for disse gruppene. Fra 1972 for 50-59-åringene (dvs. en 55-åring her), fra 1979 for en 62-åring og fra 1982 for en 65-åring blir overkompensasjonsregelen mindre gunstig etter hvert. Dette gjenspeiler at maksimalt antall poengår for alderspensjonister var 20 i alle år fra 1967 til 1984, og at den økte gradvis til 40 deretter.

Det er således de eldste gruppene av nye uførepensjonister som i perioden har fått økte tilleggspensjonsrettigheter, mens pensjonene for de yngre i langt større grad har vært bestemt av

utviklingen i grunnbeløpet.

Grunnbeløpet har hatt en beskjedne realvekst perioden sett under ett, og faktisk avtatt i flere år på 1980-tallet. Denne svake utviklingen har naturligvis også slått ut i tilleggspensjonene. Som følge av en sterk økning i særtilleggssatsen har imidlertid minstepensjonen økt betydelig. Særlig i andre halvdel av 1970-tallet økte minstepensjonen sterkt. I forhold til årslønna hadde imidlertid både grunnbeløp og minstepensjon en mindre gunstig utvikling i første halvdel av 1970-tallet, da årslønnsveksten var sterkere i flere år. I andre halvdel av 1970-tallet økte imidlertid minstepensjonen betydelig mer enn årslønna for yrkesaktive før utviklingen ble ganske lik igjen i 1980-årene.

I kap 3.3 er det vist figurer over kompensasjonsgraden (forholdet mellom pensjon og lønn) for nye uførepensjonister. Ulik utvikling i opptjeningsandelen er en viktig faktor bak forskjellene mellom de ulike aldersgruppene. For både menn og kvinner er det en klar tendens til at kompensasjonsgraden for nye uførepensjonister øker mest over tid for de eldste gruppene. For en 65-66-årig mann øker den fra 0.23 i 1967 til 0.33 i 1990, en økning på ca. en tredjedel, mens den for en 40-49-åring endres lite rundt et nivå på om lag 50 prosent.

For kvinner er utviklingen litt annerledes. For det første har kvinnelønningene vokst mer enn mannlønningene, slik at for en gitt pensjonsutvikling ville kompensasjonsgraden steget mindre enn for menn. Det er imidlertid bare tilfelle for de to eldste aldersgruppene. For gruppen 50-59 år er den relative endringen i kompensasjonsgrad om lag den samme for menn og kvinner (endringen er nesten null), mens det for gruppen 40-49 år har funnet sted en betydelig større økning i kompensasjonsgraden for kvinner enn for menn. Dette har sammenheng med at andelen med tilleggspensjon i denne gruppen har økt svært sterkt i perioden, noe som igjen har sammenheng med den sterke økningen i kvinnelig yrkesdeltaking. Dette har slått ut i en svært sterk økning i andelen kvinner som mottar tilleggspensjon og dels i sluttpoengtallet for disse.

Et forhold ved de beregnede pensjonstallene bør nevnes. Det er at jeg har tatt utgangspunkt i gjennomsnittstall for befolkningen for å si noe forventet uførepensjon for den gruppen som har størst risiko for å bli uførepensjonister. Dette kan naturligvis være en feilkilde, men det er ikke åpenbart hvor stor den er. Bl.a. har 16-39-åringene i beregningene full opptjeningsandel og en jevn økning i sluttpoengtallet i perioden. Om en betydelig del av nye uførepensjonister i denne aldersgruppen ikke har vært yrkesaktive før uførhet, vil mine antakelser her være misvisende. Personer som er født med store funksjonshemninger eller blir skadet i barndommen, får uførepensjon fra 16 år, og her er naturligvis gjennomsnittlige poengtall for befolkningen 16-39 år lite relevante. Det er spesielle regler for fødte eller unge uføre. Lignende forhold kan gjøre seg gjeldene for personer som blir uføre pga. alkohol- eller stoffmisbruk. Her er også tidligere arbeidsinntekter før uførhet langt lavere enn det som er lagt til grunn i beregningene over. Et alternativ kunne være å forutsette at alle nye uførepensjonister i den yngste aldersgruppen har fått minstepensjon. For de eldre aldersgruppene er imidlertid beregningene av pensjon langt bedre, siden yrkesaktivitet før uførepensjonering er det klart vanligste. Det forhold at antall nye uførepensjonister i gruppen 16-19 år utgjør en liten del av nye uførepensjonister 16-39 år under ett (5 prosent i 1989), tilsier imidlertid at mine antakelser om pensjonsrettigheter for denne gruppen ikke er urimelige.

Tabell 1: Nøkkelvariable ved beregning av pensjon for ny ufør. Kilde: RTV og egne anslag

	1970	1990
Menn 16-39		
Andel till. pensj.	0,91	0,91
Uførrerate	0,01	0,02
Sluttpoeng	3,5	4,1
Kvinner 16-39		
Andel till. pensj.	0,38	0,76
Uførrerate	0,01	0,02
Sluttpoeng	2,1	2,7
Menn 40-49		
Andel till. pensj.	0,91	0,91
Uførrerate	0,03	0,05
Sluttpoeng	4,1	4,8
Kvinner 40-49		
Andel till. pensj.	0,37	0,82
Uførrerate	0,03	0,08
Sluttpoeng	2,0	3,2
Menn 50-59		
Andel till. pensj.	0,83	0,78
Uførrerate	0,07	0,15
Sluttpoeng	3,7	4,4
Kvinner 50-59		
Andel till. pensj.	0,31	0,51
Uførrerate	0,08	0,21
Sluttpoeng	2,1	2,5
Menn 60-64		
Andel till. pensj.	0,73	0,62
Uførrerate	0,15	0,33
Sluttpoeng	3,4	4,1
Kvinner 60-64		
Andel till. pensj.	0,23	0,31
Uførrerate	0,14	0,34
Sluttpoeng	2,2	2,6
Menn 65-66		
Andel till. pensj.	0,62	0,51
Uførrerate	0,22	0,47
Sluttpoeng	3,3	3,9
Kvinner 65-66		
Andel till. pensj.	0,17	0,25
Uførrerate	0,17	0,41
Sluttpoeng	2,1	2,5

Note til tabellen: Sluttpoeng er interpolert lineært mellom 1970 og 1990. Andel till. pensj. er andelen av befolkningen som har opptjent pensjonspoeng. For å finne andel av den ikke-uføre befolkningen som har tilleggspensjon nyttes formelen: $a/(1-uf_r)$. a er andel av samlet befolkning fra RTV, mens ufr er faktisk uførrerate for den aktuelle gruppen.

Den relevante variabelen å sammenligne pensjonen med, må uttrykke hva personen kunne tjene ved ikke å være uførepensjonist. For en person som i utgangspunktet lever av egen arbeidsinntekt er denne variabelen lønn pr. årsverk for den aldersgruppen og det kjønn vi ser på. Timelønn er mindre relevant her, siden fokus i denne analysen er den inntekten en kan få ved hhv. arbeid og trygd. I den perioden vi ser på har det vært 2 betydelige arbeidstidsforkortelser. Til dette arbeidet har vi bare hatt tilgjengelig nasjonalregnskapstall for lønn pr. årsverk i alt, dvs. menn og kvinner sett under ett. I databanken for MODAG (Lindquist og Sannes (1989)) er det imidlertid utarbeidet timelønnsseter for hhv. menn og kvinner i alt. Med utgangspunkt i disse variablene har jeg laget variable for lønn pr. årsverk for menn og kvinner, ved å forutsette at forholdet mellom manns- og kvinnelønn pr. årsverk er den samme som mellom timelønningene for hhv. menn og kvinner. Fra 1970 og fram til i dag har det vært en jevn økning i gjennomsnittlig lønn for kvinner i forhold til for menn, en økning fra 75 prosent i 1970 til vel 85 prosent i 1989.

Vedlegg B Skatteprosjenter¹

I den grad den enkelte oppfatter det som et valg å gå over på uføretrygd eller å fortsette å arbeide, er det klart at det er pensjon etter skatt i forhold til lønn etter skatt som er den relevante variabelen å se på (kompensasjonsgraden). Pensjonister har vært skattemessig begunstiget i forhold til lønnstakere ved at de har fått særfradrag på inntekten og også andre regler som medfører lavere skatt. Dette har bl.a. medført at inntekt opp til noe høyere enn minstepensjon har vært skattefri slik at en betydelig del av de nye uførepensjonistene har hatt gjennomsnittsskatt lik null. Samtidig har pensjonene økt mer enn lønnsinntektene, som på grunn av progresjonen i skattesystemet har trukket gjennomsnittsskatten for trygdede opp. Også reduksjoner i den skattemessige begunstigelsen av trygdede, særlig trygdede med tilleggspensjoner, har bidratt til økte skatter for trygdede i forhold til lønnstakere.

I dette arbeidet har jeg beregnet gjennomsnittlige gjennomsnittsskatteprosjenter for de ulike gruppene vha. SSBs modeller for pensjon og skatt. Modellen ODIN er brukt for 1980-tallet, og tall for skatteprosjenter for de trygdede for perioden 1970-1980 er beregnet vha. modellen MIFO (mikromodell for folketrygden, se Koren (1981)). MIFO regner ut skatteprosjenter for trygdede. Tall for 1970-tallet for lønnstakere er regnet ut ved modellen KFS. Skattereglene er også beskrevet i Gabrielsen (1992).

Følgende prosedyre er brukt:

1. Tall for gjennomsnittlig tilleggspensjon for de av de nye uførepensjonistene som får tilleggspensjon regnes ut ved formel 1.
2. Gjennomsnittsskatt for denne gruppen regnes ut av skattemodellene.
3. Gjennomsnittsskatt for hele gruppen regnes ut som gjennomsnittet av null (skatteprosjent for minstepensjonistene) og gjennomsnittsskatten for de med minstepensjon fra pkt. 2, med andelen minstepensjonister som vekt.
4. For lønnstakere antas at all lønnsinntekt er skattepliktig, slik at gjennomsnittsskatten for denne gruppen leses rett ut av skattemodellen, gitt gjennomsnittlig årslønn i det aktuelle året.

En kan merke seg at vi for uførepensjonistene ikke beregner skatteprosjenten med utgangspunkt i gjennomsnittlig pensjon i alt (sum av minstepensjon og tilleggspensjon), men beregner separate skatteprosjenter på minstepensjon (alltid lik null) og på tilleggspensjon. Grunnen er de store bunnfradragene i skattesystemet for trygdede, som i enkelte tilfeller medfører at ved bruk av gjennomsnittlig samlet pensjon blir den beregnede skattesatsen null fordi gjennomsnittlig samlet pensjon bare er litt høyere enn minstepensjonen i enkelte år. Dette til tross for at det er en del i gruppen som har så høy tilleggspensjon at de betaler skatt. Den valgte prosedyren gir derfor et bedre uttrykk for den gjennomsnittlige skatteprosjenten for gruppen.

Vi står da igjen med 12 skattesatser (tidsserier), 10 for de trygdede og to for lønnstakere (menn og kvinner). Vi regner bare med standardfradrag.

¹ Takk til Charlotte Koren for hjelp med beregninger for å regne ut skattesatser.

Kompensasjonsgraden (for en gruppe) er definert som

$$KG = (PN \cdot (1-tt)) / (W \cdot (1-tw))$$

hvor

PN	pensjonsbeløp
tt	skattesats trygdede
tw	skattesats lønnstakere
W	Årslønn lønnstakere

Av dette fremgår at det er forholdstallet

$$(1-tt)/(1-tw)$$

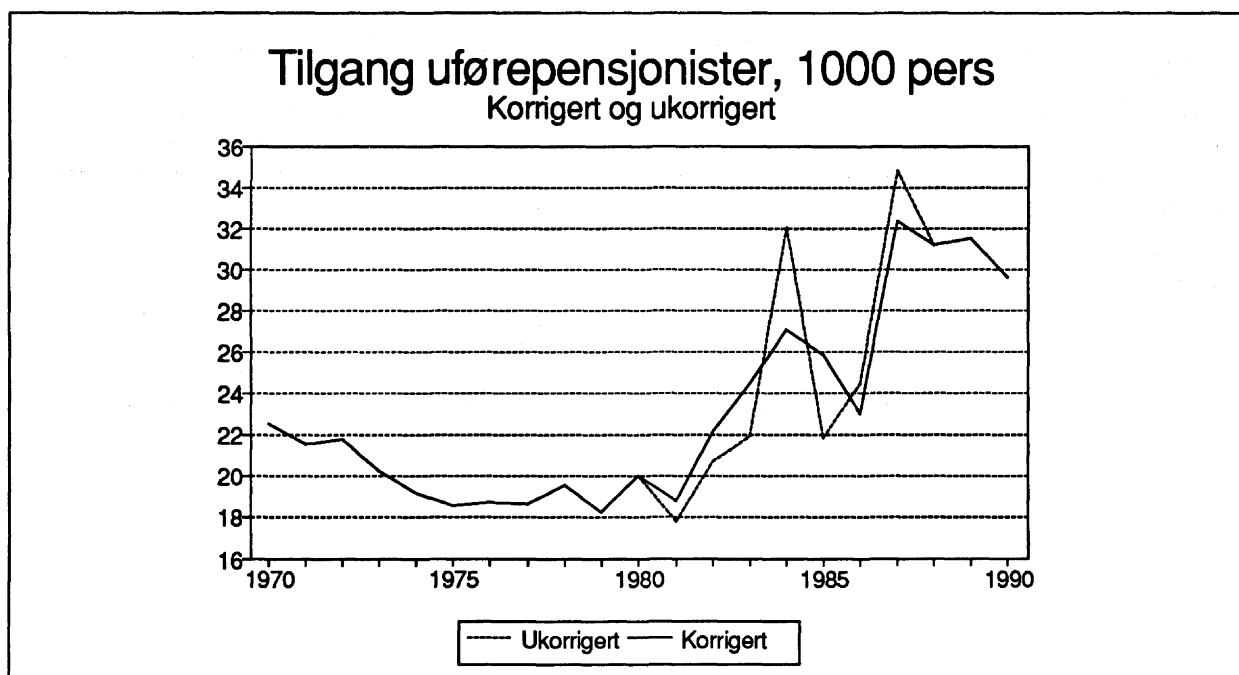
som er av betydning for om utviklingen kompensasjonsgrad etter skatt blir annerledes enn før skatt.

Vedlegg C Korrigerede tall for uføretilgang som følge av endringer i behandlingstid i trygdeetaten

De publiserte tallene for nye uførepensjonister i RTV's statistiske årbøker er i enkelte år betydelig påvirket av at det har vært store endringer i behandlingstiden av søknader. Bl.a. skyldtes den sterke tilgangen i 1984 at en sterkt reduserte ventelistene av søknader om uførepensjon. I NOU 1990: 17 Uførepensjon, er det noen grove anslag på hvor store disse endringene var i perioden for nye uførepensjonister under ett. Jeg har brukt disse til å korrigere tilgangstallene, og fordelt korreksjonene proporsjonalt på de enkelte grupper. Jeg har gjort følgende endringer i de årlige tilgangstallene (tusen personer):

1981: +1,0
1982: +1,5
1983: +2,5
1984: -5,0
1985: +4,0
1986: -1,5
1987: -2,5

De øvrige årene er ikke korrigeret. Dette medfører en sterkere økning i uføretilgangen i årene 1981-1983, og en noe lavere uføretilgang i årene 1986-1987, enn i de ukorrigerede tallene. Figur V2 viser korrigerede og ukorrigerede tall.



Figur V2

Vedlegg D Nøkkeltall for sykepengeutbetalinger fra Rikstrygdeverket

Tabell 1: Sykepengetilfeller 1987. Kilde RTV (1988), tab. 7.8

Alder	Menn	Kvinner	I alt
16-39	79551	95206	174757
40-49	31933	42780	74713
50-59	27202	31576	58778
60-66	20442	16906	37348
I alt	159128	186468	

Tabell 2: Sykepengedager pr. sykepengetilfelle 1987. Kilde: Som over

Alder	Menn	Kvinner
16-39	32,6	37,1
40-49	40,8	45,0
50-59	52,5	55,7
60-66	82,3	78,6

Tabell 3: Personer i arbeidsstyrken i 1987. 1000. Kilde: AKU (NOS arbeidsmarkedsstatistikk 1987/1988, tab 14)

Alder	Menn	Kvinner
16-39	659 (0,56)	534 (0,56)
40-49	262 (0,22)	215 (0,23)
50-59	165 (0,14)	135 (0,14)
60-66	93 (0,08)	66 (0,07)
I alt	1179 (1,00)	950 (1,00)

Vedlegg E Estimeringsresultater for arbeidstilbudsrelasjonene

Variabeldefinisjoner

AGK	Gjennomsnittsalder gifte kvinner
AUK	Gjennomsnittsalder ikke gifte kvinner
DAYP60	Dummyvariabel for endring i maksimal sammenhengende dagpengeperiode i 1984.
DPYP67	Dummyvariabel for nedsatt pensjonsalder fra 1973
NBEGK	Antall barn 0-6 år pr. gift kvinne
NNU _j	Andel under utdanning gruppe j. (j=16 (16-19 år) og 20 (20-24 år))
NUG	Gjennomsnittlig utdanningsnivå (år)
NVPL _j	Andel vernepliktige gruppe j. (j=16 (16-19 år) og 20 (20-24 år))
NWKI	Indikator for kvinnesysseting
PC99	Deflator privat konsum
TD	Disponibel stønad for trygdede
TG13	Gjennomsnittlig skattesats for lønnstakere med gjennomsnittlig industriarbeiderlønn og standardfradrag
UFR _j	Uførate, andel av befolkningen, gruppe j
UR	Ledighetsrate (AKU)
WW3	Timelønn industri
WWK	Timelønn kvinner
WWN3	Gjennomsnittlig lønn pr. normalårsverk i industrien
YP _j	Yrkesprosent målt som arbeidstilbud som andel av befolkningen, gruppe j.
YPXUF _j	Yrkesprosent definert som arbeidstilbud i forhold til ikke-ufør befolkning

Tabellene viser estimeringsresultatene, samt enkelte test-observatorer beregnet ved det økonometriske programmet "TEST" i programsystemet TROLL, se Bleivik (1991). Utskriften er tatt rett fra TROLL. "DEL" betyr her differensoperatoren Δ .

1. Modell hvor yrkesprosjenter er målt som arbeidstilbud som andel av total befolkning.

Gifte kvinner 26-66 år:

$$\begin{aligned} \text{LOG}((0.1 + \text{YPGK})/(0.9 - \text{YPGK})) &= \text{YP.0GK} + \text{YP.WW0GK} \cdot \text{LOG}(\text{WWK} \cdot (1 - \text{TG13})/\text{PC99}) \\ &+ \text{YP.WN3GK} \cdot \text{LOG}(\text{WWN3} \cdot (1 - \text{TG13})/\text{PC99}) + \text{YP.KIGK} \cdot \text{LOG}(\text{NWKI}) + \text{YP.NBEGK} \\ &\cdot \text{LOG}(\text{NBEGK}) + \text{YP.AGK} \cdot \text{LOG}(\text{AGK}) \end{aligned}$$

Current restrictions: $\text{YP.WN3GK} + \text{YP.WW0GK} = 0$

RANGE: 1968 to 1990

RSQ = 0,997294

SER = 0,032413

SSR = 0,018911

DW(0) = 1,54432

Koeff.	Estimat	St.Avvik	T-verdi
YP.AGK	23,7636	2,99213	7,94205
YP.KIGK	2,15945	0,28537	7,56717
YP.NBEGK	-0,712678	0,242879	-2,93429
YP.WN3GK	-1,24189	0,51087	-2,43094
YP.WW0GK	1,24189	0,51087	2,43094
YP.0GK	-103,052	12,1838	-8,45808

	Verdi	1-Prob (Verdi)
Normalitet test:		
Bera-Jarque (Chi(2))	0,476827	0,787877
Funksjonsform:		
Reset test F(1,17)	14,1954	0,001534
Autokorrelasjon:		
LM F(1,17)	0,941668	0,345454
LM F(2,16)	0,833591	0,452503
Heteroskedastisitet:		
ARCH F(1,16)	0,507099	0,486652
ARCH F(4,10)	0,596077	0,673721

Ikke gifte kvinner 25-66 år:

$$\begin{aligned} \text{LOG}((0.1 + \text{YPUK})/(0.9 - \text{YPUK})) &= \text{YP.0UK} + \text{YP.WW0UK} \cdot \text{LOG}(\text{WWK} \cdot (1 - \text{TG13})/\text{PC99}) \\ &+ \text{YP.WW1UK} \cdot \text{LOG}(\text{WWK}(-1) \cdot (1 - \text{TG13}(-1))/\text{PC99}(-1)) + \text{YP.NUGUK} \cdot \text{LOG}(\text{NUG}) \\ &+ \text{YP.AUK} \cdot \text{LOG}(\text{AUK}) + \text{YP.UFUK} \cdot \text{LOG}(\text{UFRK1666}) \end{aligned}$$

Current restrictions: $\text{YP.WW0UK} = 0.26$ $\text{YP.WW1UK} = 0.14$

RANGE: 1968 to 1990

RSQ = 0,927704

SER = 0,095375

SSR = 0,17283

DW(0) = 1,60921

Koeff.	Estimat	St.Avvik	T-verdi
YP.AUK	6,82848	1,81509	3,76206
YP.NUGUK	16,6621	2,43254	6,8497
YP.UFUK	-1,35726	0,348188	-3,89808
YP.WW0UK	0,26	0,	NA
YP.WW1UK	0,14	0,	NA
YP.0UK	-67,234	12,0146	-5,596

	Verdi	1-Prob (Verdi)
Normalitet test:		
Bera-Jarque (Chi(2))	0,34241	0,842649
Funksjonsform:		
Reset test F(1,18)	2,04709	0,16963
Autokorrelasjon:		
LM F(1,18)	0,403491	0,533284
LM F(2,17)	0,197496	0,82264
Heteroskedastisitet:		
ARCH F(1,17)	0,460213	0,506655
ARCH F(4,11)	0,794395	0,55294

Menn 25-59 år:

$$\begin{aligned} \text{LOG}((0.03 + \text{YPM25})/(0.97 - \text{YPM25})) &= \text{YP.0M25} + \text{YP.WWM25} \cdot \text{LOG}(\text{WW3}(-1)) \\ &\cdot (1 - \text{TG13}(-1))/\text{PC99}(-1)) + \text{YP.URM25} \cdot \text{LOG}(\text{UR}) + \text{YP.UFM25} \\ &\cdot \text{LOG}(\text{UFRM1659}) + \text{YP.L125} \cdot \text{LOG}((0.03 + \text{YPM25}(-1))/0.97 - \text{YPM25}(-1)) \end{aligned}$$

RANGE: 1968 to 1990

RSQ = 0,532451

SER = 0,166445

SSR = 0,498671

DW(0) = 2,08206

Koeff.	Estimat	St.Avvik	T-verdi
YP.L125	0,436428	0,187105	2,33253
YP.UFM25	-0,392844	0,507726	-0,773732
YP.URM25	-0,301929	0,137225	-2,20024
YP.WWM25	0,640435	0,542012	1,18159
YP.0M25	-1,76049	3,71598	-0,473763

	Verdi	1-Prob(Verdi)
Normalitet test:		
Bera-Jarque (Chi(2))	0,880634	0,643832
Funksjonsform:		
Reset test F(1,17)	2,18107	0,158002
Autokorrelasjon:		
LM F(1,17)	0,088823	0,769291
LM F(2,16)	0,859523	0,442015
Heteroskedastisitet:		
ARCH F(1,16)	0,792682	0,386482
ARCH F(4,10)	0,712661	0,601841

Menn 60-66 år:

$$\text{LOG}((0.2 + \text{YPM60})/(0.8 - \text{YPM60})) = \text{YP.0M60} + \text{YP.URM60} \cdot \text{LOG}(\text{UR}) + \text{YP.DA60} \cdot \text{DAYP60} + \text{YP.UFM60} \cdot \text{LOG}(\text{UFRM6066})$$

RANGE: 1968 to 1990

RSQ = 0,942333

SER = 0,167977

SSR = 0,53611

DW(0) = 2,14701

Koeff.	Estimat	St.Avvik	T-verdi
YP.DA60	-0,716898	0,120907	-5,92933
YP.UFM60	-0,65143	0,2163	-3,01169
YP.URM60	-0,517782	0,142048	-3,64511
YP.0M60	2,26462	0,371978	6,08803

	Verdi	1-Prob(Verdi)
Normalitet test:		
Bera-Jarque (Chi(2))	0,668091	0,716021
Funksjonsform:		
Reset test F(1,18)	0,672518	0,422902
Autokorrelasjon:		
LM F(1,18)	0,157613	0,696032
LM F(2,17)	1,27949	0,30365
Heteroskedastisitet:		
ARCH F(1,17)	0,218109	0,646414
ARCH F(4,11)	0,231281	0,915039

Alle 67 og over:

$$\begin{aligned} \text{LOG}((0.3 + \text{YP67})/(0.7 - \text{YP67})) &= \text{YP.067} + \text{YP.TD67} \cdot \text{LOG}(\text{TD}(-1)/(\text{WWN3}(-1) \\ &\cdot (1 - \text{TG13}(-1)))) + \text{YP.UR67} \cdot \text{LOG}(0.5 \cdot \text{UR} + 0.5 \cdot \text{UR}(-1)) \\ &+ \text{YP.DP67} \cdot \text{DPYP67} + \text{YP.L167} \cdot \text{LOG}((0.3 + \text{YP67}(-1))/0.7 - \text{YP67}(-1)) \end{aligned}$$

RANGE: 1968 to 1990

RSQ = 0,93163

SER = 0,054168

SSR = 0,052814

DW(0) = 1,61917

Koeff.	Estimat	St.Avvik	T-verdi
YP.DP67	-0,115168	0,059858	-1,92404
YP.L167	0,480807	0,169492	2,83675
YP.TD67	-0,116663	0,119773	-0,974029
YP.UR67	-0,113177	0,058031	-1,95029
YP.067	0,046265	0,099665	0,4642

	Verdi	1-Prob(Verdi)
Normalitet test:		
Bera-Jarque (Chi(2))	0,583053	0,747122
Funksjonsform:		
Reset test F(1,17)	0,190607	0,667906
Autokorrelasjon:		
LM F(1,17)	0,933286	0,347554
LM F(2,16)	0,514513	0,607353
Heteroskedastisitet:		
ARCH F(1,16)	0,41175	0,530169
ARCH F(4,10)	0,237595	0,910726

Alle 16-19 år, under utdanning:

$$\text{LOG}(YPU16/(1 - YPU16)) = YP.0U16 + YP.WWU16 \cdot \text{LOG}(WW3 \cdot (1 - TG13)/PC99) + YP.KIU16 \cdot \text{LOG}(NWKI)$$

RANGE: 1972 to 1990

RSQ = 0,955699

SER = 0,110282

SSR = 0,194593

DW(0) = 1,78201

Koeff.	Estimat	St.Avvik	T-verdi
YP.KIU16	2,5415	0,418881	6,06735
YP.WWU16	0,944629	0,577813	1,63483
YP.0U16	-21,8286	1,11704	-19,5415

	Verdi	1-Prob(Verdi)
Normalitet test:		
Bera-Jarque (Chi(2))	2,04076	0,360458
Funksjonsform:		
Reset test F(1,15)	0,479889	0,499058
Autokorrelasjon:		
LM F(1,15)	0,062066	0,806639
LM F(2,14)	1,84282	0,194783
Heteroskedastisitet:		
ARCH F(1,14)	0,001701	0,967684
ARCH F(4,8)	0,124822	0,969369

Alle 16-19 år, ikke under utdanning:

$$\begin{aligned}
 & DEL(1:LOG((0.02 + YP116)/(0.98 - YP116))) = YP.O116 + YP.UI16 \cdot DEL(1:LOG(UR)) \\
 & + YP.LI16 \cdot LOG((0.02 + YP116(-1))/(0.98 - YP116(-1))) + YP.LWI16 \cdot LOG(WWN3(-1)) \\
 & \cdot (1 - TG13(-1))/PC99(-1))
 \end{aligned}$$

RANGE: 1973 TO 1990

RSQ = 0,639099

SER = 0,736573

SSR = 7,59556

DW(0) = 2,15843

Koeff.	Estimat	St.Avvik	T-verdi
YP.LI16	-1,12735	0,246731	-4,56915
YP.LWI16	3,14263	2,43564	1,29027
YP.UI16	-1,10485	0,836305	-1,32111
YP.O116	-12,1572	11,3499	-1,07113

	Verdi	1-Prob(Verdi)
Normalitet test:		
Bera-Jarque (Chi(2))	18,2104	0,000111
Funksjonsform:		
Reset test F(1,13)	3,88274	0,070462
Autokorrelasjon:		
LM F(1,13)	1,02742	0,32926
LM F(2,12)	0,478728	0,630912
Heteroskedastisitet:		
ARCH F(1,12)	0,000311	0,98622
ARCH F(4,6)	0,077358	0,986495

Alle 20-24 år:

$$\text{LOG}((0.1 + \text{YP20} - \text{NVPL20}) / (0.9 - \text{YP20} - \text{NVPL20})) = \text{YP.020} + \text{YP.KI20} \cdot \text{LOG}(\text{NWKI}) + \text{YP.NNU20} \cdot \text{LOG}(\text{NNU20})$$

RANGE: 1968 to 1990

RSQ = 0,946008

SER = 0,115528

SSR = 0,266936

DW(0) = 1,5752

Koeff.	Estimat	St.Avvik	T-verdi
YP.KI20	3,23016	0,339986	9,50085
YP.NNU20	-1,59373	0,545796	-2,92
YP.020	-21,6031	3,02186	-7,14896

	Verdi	1-Prob(Verdi)
Normalitet test:		
Bera-Jarque (Chi(2))	0,99663	0,607554
Funksjonsform:		
Reset test F(1,19)	11,1903	0,0034
Autokorrelasjon:		
LM F(1,19)	0,966089	0,338009
LM F(2,18)	0,459523	0,638792
Heteroskedastisitet:		
ARCH F(1,18)	0,246661	0,625447
ARCH F(4,12)	0,404625	0,80184

2. Modell hvor yrkesprosjenter er målt som andel av ikke-ufør befolkning.

Ikke gifte kvinner 25-66 år:

$$DEL(1:LOG((0.05 + YPXUFUK)/0.95 - YPXUFUK)) = YP.UK0 + YP.UK1 \cdot DEL(1:LOG(NWKI)) + YP.UK2 \cdot LOG((0.05 + YPXUFUK(-1))/(0.95 - YPXUFUK(-1))) + YP.UK4 \cdot LOG(NWKI(-1))$$

RANGE: 1968 to 1990

RSQ = 0,445052

SER = 0,095072

SSR = 0,171735

DW(0) = 2,17941

Koeff.	Estimat	St.Avvik	T-verdi
YP.UK0	-7,57441	2,54057	-2,98138
YP.UK1	3,93986	1,36563	2,88502
YP.UK2	-0,612739	0,204305	-2,99914
YP.UK4	1,29823	0,434995	2,98448

	Verdi	1-Prob(Verdi)
Normalitet test:		
Bera-Jarque (Chi(2))	0,736638	0,691896
Funksjonsform:		
Reset test F(1,18)	1,0968	0,30883
Autokorrelasjon:		
LM F(1,18)	0,715221	0,408818
LM F(2,17)	1,01473	0,383434
Heteroskedastisitet:		
ARCH F(1,17)	0,019063	0,891808
ARCH F(4,11)	0,421074	0,790354

Gifte kvinner 25-66 år:

$$\begin{aligned}
 & DEL(1:LOG((0.5 + YPXUFGK)/(0.95 - YPXUFGK))) = YP.GK0 + YP.GK1 \cdot DEL(1:LOG(NWKI)) \\
 & + YP.GK2 \cdot LOG((0.05 + YPXUFGK(-1))/(0.95 - YPXUFGK(-1))) + YP.GK3 \cdot LOG(AGK(-1)) \\
 & + YP.GK4 \cdot LOG(NWKI(-1)) + YP.GK5 \cdot LOG(NBEGK(-1))
 \end{aligned}$$

RANGE: 1968 to 1990

RSQ = 0,84806

SER = 0,023783

SSR = 0,009616

DW(0) = 2,16277

Koeff.	Estimat	St.Avvik	T-verdi
YP.GK0	-71,7171	16,4245	-4,36647
YP.GK1	2,14171	0,431851	4,95937
YP.GK2	-0,426306	0,112499	-3,78941
YP.GK3	16,0913	3,72881	4,31539
YP.GK4	1,68396	0,382787	4,39921
YP.GK5	-0,220736	0,178618	-1,2358

	Verdi	1-Prob(Verdi)
Normalitet test:		
Bera-Jarque (Chi(2))	1,18727	0,552316
Funksjonsform:		
Reset test F(1,16)	9,32005	0,007592
Autokorrelasjon:		
LM F(1,16)	0,405157	0,533439
LM F(2,15)	0,603042	0,559885
Heteroskedastisitet:		
ARCH F(1,15)	0,164618	0,690668
ARCH F(4,9)	0,350078	0,837717

Menn 25-59 år:

$$\begin{aligned}
 & DEL(1:LOG(YPXUFM25/(1 - YPXUFM25))) = YP.M250 + YP.M252 \\
 & \cdot LOG(YPXUFM25(-1)/(1 - YPXUFM25(-1))) + YP.M253 \cdot LOG(UR(-1)) \\
 & + YP.M254 \cdot LOG(WW(-1) \cdot (1 - TG13(-1))/PC99(-1))
 \end{aligned}$$

RANGE: 1968 to 1990

RSQ = 0,365601

SER = 0,197823

SSR = 0,743547

DW(0) = 2,05083

Koeff.	Estimat	St.Avvik	T-verdi
YP.M250	-1,18787	1,5547	-0,764054
YP.M252	-0,59973	0,187348	-3,20116
YP.M253	-0,30619	0,179908	-1,70193
YP.M254	0,874972	0,486553	1,79831

	Verdi	1-Prob(Verdi)
Normalitet test:		
Bera-Jarque (Chi(2))	0,482955	0,785466
Funksjonsform:		
Reset test F(1,18)	0,057788	0,812743
Autokorrelasjon:		
LM F(1,18)	0,067134	0,798496
LM F(2,17)	0,833847	0,451383
Heteroskedastisitet:		
ARCH F(1,17)	0,313376	0,582918
ARCH F(4,11)	0,582293	0,681928

Menn 60-66 år:

$$\begin{aligned}
 DEL(1:LOG(YPXUFM60/(1-YPXUFM60))) &= YP.M600 + YP.M601 \cdot DEL(1:LOG(UR)) \\
 + YP.M602 \cdot LOG(YPXUFM60(-1)/(1 - YPXUFM60(-1))) &+ YP.M603 \cdot LOG(UR(-1)) \\
 + YP.M604 \cdot LOG(WW(-) \cdot (1 - TG13(-1))/PC99(-1)) &+ YP.M605 \cdot DAYP60(-1)
 \end{aligned}$$

RANGE: 1968 to 1990

RSQ = 0,38765

SER = 0,847649

SSR = 12,2147

DW(0) = 1,74315

Koeff.	Estimat	St.Avvik	T-verdi
YP.M600	-22,3426	10,0827	-2,21593
YP.M601	-1,18311	0,949794	-1,24565
YP.M602	-0,590835	0,193541	-3,05277
YP.M603	-1,38324	0,847259	-1,6326
YP.M604	6,30816	2,68083	2,35306
YP.M605	-1,16133	0,695377	-1,67007

	Verdi	1-Prob(Verdi)
Normalitet test:		
Bera-Jarque (Chi(2))	2,16482	0,338778
Funksjonsform:		
Reset test F(1,16)	0,988373	0,334939
Autokorrelasjon:		
LM F(1,16)	0,664855	0,426823
LM F(2,15)	0,906718	0,424875
Heteroskedastisitet:		
ARCH F(1,15)	0,00242	0,961414
ARCH F(4,9)	0,403905	0,801499

Referanser

- Abrahamsen, B. (1988):** 1980-årenes uførepensjonister. Rapport 88:10 fra Institutt for samfunnsforskning.
- Amundsen, E. (1988):** Individuelle faktorer ved rekruttering til uførepensjonsordningen. Rapporter 88/16 fra Statistisk sentralbyrå.
- Bleivik, K.G. (1991):** TEST - An interactive programme to test econometric equations/models. Notat, Norges Bank.
- Bårdsen, G. (1989):** Estimation of long run coefficients in error correction models. Oxford bulletin of economics and statistics, vol. 51, no. 2, 345-350
- Campbell, J. and P. Perron (1991):** "What macroeconomists should learn about unit roots". Econometric research program, Research memorandum no 360. Princeton University.
- Dahl, S.Å. og T. Colbjørnsen (1991):** Trygdens virkning på bedrifters nedbemanning. Artikkel i A. Hatland (red): Trygd som fortjent, Ad Notam, Oslo.
- Disney, R. og S. Webb (1991):** Why are there so many long term sick in Britain? Economic Journal, vol. 101, 252-262.
- Disney, R. og S. Webb (1990):** Why social security expenditure in the 1980's has risen faster than expected: the role of unemployment. Fiscal studies, vol. 11, 1-21.
- Engle, R. og C. Granger (1987):** Co-integration and error correction. Representation, estimation and testing. Econometrica, vol. 55, 251-276.
- Engle, R.F. (1982):** Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of United Kingdom inflation. Econometrica, vol. 50, 987-1008.
- Gabrielsen, I (1992):** Det norske skattesystemet 1992. Sosiale og økonomiske studier, 79 fra Statistisk sentralbyrå.
- Grünfeld, B., Noreik, K og Sundby, P. (1990):** Notat om uførepensjonsordningen. Vedlegg til NOU 1990:17 Uførepensjon.
- Hatland, A. (1984):** Folketrygdens framtid. Universitetsforlaget, Oslo.
- Hansteinslid, H. (1988):** Trygd og økonomi. En modell for studiet av endringer i uføreandeler. Arbeidsnotat nr. 4/88 fra Institutt for økonomi, Universitetet i Bergen.
- Johansen, L. (1982):** Arbeidsløsheten lettere opp enn ned? Sosialøkonomen nr. 10, 29-40.
- Johnston, J.(1984):** Econometric methods. Mc Graw Hill, Singapore.

- Kiviet, J.F. (1980):** On the rigour of some misspecification tests for modelling dynamic relationships. *Review of economic studies*. LIII, 241-261.
- Koren, C. (1979):** NAFO makromodell for folketrygden. Rapport 79/6 fra Statistisk sentralbyrå.
- Koren, C. (1981):** MIFO, en modell for analyse av folketrygdens alderspensjon. Artikler 125 fra Statistisk sentralbyrå.
- Lindquist, K.G., L. Sannes og N.M. Stølen (1989):** Arbeidstilbudet i MODAG. Rapporter 90/4 fra Statistisk sentralbyrå.
- Lindquist, K.G. og L. Sannes (1989):** Befolkningsdata etter kjønn, alder og ekteskapelig status. Interne notater 89/32 fra Statistisk sentralbyrå.
- Molho, I. (1989):** A disaggregate model of flows onto invalidity benefit. *Applied economics* vol. 21, 237-250.
- Noreik, K. (1988):** Vedtak om uførepensjon i tre fylkesnemder. Artikkel i Kjørstad, A. (red, 1988): I uførepensjonens og sosialhjelpens gråsoner.
- NOU 1990:8:** Regulering av Folketrygdens grunnbeløp.
- NOU 1990:16:** Økonomisk sosialhjelp.
- NOU 1990:17:** Uførepensjon.
- NOU 1990:23:** Sykelønnsordningen.
- Parsons, D.O. (1991):** Self-screening in targeted public transfer programs. *Journal of political economy*, vol. 99, 41, 859-876.
- Piachaud, D. (1986):** Disability, retirement and unemployment of older men. *Journal of social policy*, vol. 15, 145-162.
- Stølen, N.M. (1990):** Is there a NAIRU in Norway? Discussion paper no. 56 fra Statistisk sentralbyrå.
- Westin, S. (1988):** Unemployment and health. Tapir, Trondheim.
- Øie, O.E. (1990):** Utredning om trygderettskjennelser og uførepensjon. Vedlegg 4 til NOU 1990:17 Uførepensjon.

Utkommet i serien sosiale og økonomiske studier (SØS)

Issued in the series Social and Economic Studies (SES)

ISSN 0085-4344 (t.o.m. nr. 63)

ISSN 0801-3845

* Utsolgt Out of sale

- | | | | |
|--------|--|--------|--|
| Nr. 8* | Tore Thonestad: Produksjonsstruktur, import og sysselsetting <i>Structure of Production, Imports and Employment.</i> 1959-129s. 5,50 kr | Nr. 19 | Hermod Skånland: Det norske kredittmarked siden 1900 <i>The Norwegian Credit Market since 1900.</i> 395s. 11 kr |
| - 9 | Kryssløpsanalyse av produksjon og innsats i norske næringer 1954 <i>Input-Output Analysis of Norwegian Industries.</i> 1960-614s. 10 kr | - 20 | Det norske skattesystemet 1967 <i>The Norwegian System of Taxation.</i> 1968-146s. 9 kr |
| - 10 | Dødeligheten og dens årsaker i Norge 1856 - 1955 <i>Trend of Mortality and Causes of Death in Norway.</i> 1962-246s. 8,50 kr | - 21 | Vidar Ringstad: Estimating Production Functions and Technical Change from Micro Data. An Exploratory Study of Individual Establishment Time-Series from Norwegian Mining and Manufacturing 1959 - 1967 <i>Estimering av produktfunksjoner og tekniske endringer fra mikro data. Analyser på grunnlag av tidsrekker for individuelle bedrifter fra norsk bergverk og industri.</i> 1971-226s. 9 kr ISBN 82-537-0014-8 |
| - 11 | Idar Møglestue: Kriminalitet og sosial bakgrunn <i>Crimes and Social Background.</i> 1962-194s. 7 kr | - 22 | Tormod Andreassen: Forsvarets virkninger på norsk økonomi <i>The Impact of the Defence on the Norwegian Economy.</i> 1972-141s. 9 kr ISBN 82-537-0149-7 |
| - 12 | Norges økonomi etter krigen <i>The Norwegian Post-War Economy.</i> 1965-437s. 15 kr | - 23 | Vidar Ringstad: Prisutvikling og prisatferd i 1960-årene En presentasjon og analyse av nasjonalregnskapets prisdata 1961 - 1969 <i>The Development and Behaviour of Prices in the 1960's Presentation and Analysis of the Price-Data of the Norwegian National Accounts.</i> 1974-478s. 15 kr ISBN 82-537-0279-5 |
| - 13 | Ekteskap, fødsler og vandringer i Norge 1856 - 1960 <i>Marriages, Births and Migrations in Norway.</i> 1965-221s. 9 kr | - 24* | Det norske skattesystemet I Direkte skatter 1974 <i>The Norwegian System of Taxation I Direct Taxes.</i> 1974-139s. 9 kr ISBN 82-537-0399-6 |
| - 14* | Arthur Stonehill: Foreign Ownership in Norwegian Enterprises <i>Utenlandske eierinteresser i norske bedrifter.</i> 1965-213s. 12 kr | - 25* | Friluftsliv, idrett og mosjon <i>Outdoor Recreation, Sport and Exercise.</i> 1975-114s. 8 kr ISBN 82-537-0469-0 |
| - 15 | Progressiviteten i skattesystemet 1960 <i>Statistical Tax Incidence Investigation.</i> 1966-95s. 7 kr | - 26 | Nasjonalregnskap, modeller og analyse En artikkelsamling til Odd Aukrusts 60-årsdag <i>National Accounts, Models and Analysis to Odd Aukrust in Honour of his Sixtieth Birthday.</i> 1975-320s. 13 kr ISBN 82-537-0530-1 |
| - 16* | Langtidslinjer i norsk økonomi 1955-1960 <i>Trends in Norwegian Economy.</i> 1966-150s. 8 kr | | |
| - 17 | Julie E. Backer, Øystein Aagenæs: Dødelighet blant spedbarn i Norge 1901-1963 <i>Infant Mortality in Norway.</i> 1966-74s. 7 kr | | |
| - 18* | Tor Fr. Rasmussen: Storbyutvikling og arbeidsreiser En undersøkelse av pendling, befolkningsutvikling, næringsliv og urbanisering i Oslo-området <i>Metropolitan Growth, Commuting and Urbanization in the Oslo Area.</i> 1966-298s. 12 kr | | |

- Nr. 27 Den representative undersøgelsesmetode *The Representative Method of Statistical Surveys*. 1976-64s. 8 kr ISBN 82-537-0538-7
- 28 Statistisk Sentralbyrå 100 år 1876-1976 *Central Bureau of Statistics 100 Years*. 1976-128s. 9 kr ISBN 82-537-0557-3
- 29 Statistisk Sentralbyrås 100-årsjubileum Prolog og taler ved festmøtet i Universitetets aula 11. juni 1976 *Central Bureau of Statistics Prologue and Addresses at the Centenary Celebration, University Hall*. 1976-32s. 7 kr ISBN 82-537-0637-5
- 30 Inntekts- og forbruksbeskatning fra et fordelingssynspunkt - En modell for empirisk analyse *Taxation of Income and Consumption from a Distributional Point of View - A Model for Empirical Analysis*. 1976-148s. 9 kr ISBN 82-537-0647-2
- 31* Det norske skattesystemet II Indirekte skatter og offentlige trygdeordninger 1976 *The Norwegian System of Taxation II Indirect Taxes and Social Security Schemes*. 1977-124s. 13 kr ISBN 82-537-0713-4
- 32 Inntekt og forbruk for funksjonshemmede *Income and Consumer Expenditure of Disabled Persons*. 1977-166s. 13,00 kr ISBN 82-537-0732-0
- 33 Prinsipper og metoder for Statistisk Sentralbyrås utvalgsundersøkelser *Sampling Methods Applied by the Central Bureau of Statistics of Norway*. 1977-105s. 11 kr ISBN 82-537-0771-1
- 35 Flyttemotivundersøkelsen 1972 *Survey of Migration Motives*. 1978-233s. 15 kr ISBN 82-537-0783-5
- 36 Kjell Wettergren: Konjunkturbølger fra utlandet i norsk økonomi *International Cycles in Norwegian Economy*. 1979-141s. 13 kr ISBN 82-537-0910-2
- 37 Sigurd Høst: Norske lytter- og seervaner *Radio Listening and Television Viewing in Norway*. 1979-216s. 13 kr ISBN 82-537-0931-5
- Nr. 38* Erik Biørn: Analyse av investeringsatferd Problemer, metoder og resultater *Analysing Investment Behaviour Problems, Methods and Results*. 1979-91s. 13 kr ISBN 82-537-0952-8
- 39 Olav Ljones: Kvinners yrkesdeltaking i Norge *Female Labour Activity in Norway*. 1979-162s. 13 kr ISBN 82-537-0961-7
- 40 Erik Hernæs: Framskrivning av befolkningens utdanning til år 2000 *Projections of the Education Characteristics of the Population to the Year 2000*. 1979-112s. 13 kr ISBN 82-537-0998-6
- 41 Tove L. Mordal: Nordmenns feriereiser *Holiday Trips by Norwegians*. 1979-222s. 13 kr ISBN 82-537-0999-4
- 42 Erik Biørn: Analyse av sammenhengen mellom forbruk, inntekt og formue i norske husholdninger *Analysing the Relationship between Consumption, Income and Wealth in Norwegian Households*. 1980-95s. 13 kr ISBN 82-537-1012-7
- 43 Olav Bjerkholt, Svein Longva: MODIS IV A Model for Economic Analysis and National Planning *MODIS IV Modell for økonomisk analyse og nasjonal planlegging*. 1980-189s. 13 kr ISBN 82-537-1014-3
- 44 Olaf Foss: Holdninger og atferd på arbeidsmarkedet *Attitudes and Behaviour in the Labour Market*. 1980-223s. 15 kr ISBN 82-537-1186-7
- 45 Erling Joar Fløttum: Nasjonalregnskapet i Norge System og beregningsmetoder *National Accounts of Norway System and Methods of Estimation*. 1980-313s. 18 kr ISBN 82-537-1191-3
- 46 Arne Støttrup Andersen, Jan E. Kristiansen, Odd Skarstad, Hans P. Wilse: Inntektsfordeling og levekår *Income Distribution and Level of Living*. 1980-263s. 15 kr ISBN 82-537-1195-6

- Nr. 47 Bjørg Moen: Fruktbarhetsutvikling og fruktbarhetsteorier Norge i et internasjonalt perspektiv *Trends and Theories in Fertility Norway in an International Context*. 1981-120s. 15 kr ISBN 82-537-1236-7
- 48 Lasse Fridstrøm: Framskrivning av arbeidsstyrken 1979 - 2000 *Labour Force Projections*. 1981-109s. 15 kr ISBN 82-537-1556-0
- 49 Turid Noack, Lars Østby: Fruktbarhet blant norske kvinner Resultater fra Fruktbarhetsundersøkelsen 1977 *Fertility among Norwegian Women Results from the Fertility Survey*. 1981-349s. 20 kr ISBN 82-537-1621-4
- 50 Erik Stordahl: Flyttemønstre Norge 1971 - 1974 *Patterns of Migration Norway*. 1982-238s. 20 kr ISBN 82-537-1709-1
- 51 Per O. Aamodt: Utdanning og sosial bakgrunn *Education and Social Background*. 1982-210s. 15 kr ISBN 82-537-1759-8
- 52 Erik Biørn, Eilev S. Jansen: Econometrics of Incomplete Cross-Section/Time-Series Data: Consumer Demand in Norwegian Households 1975 - 1977 *Økonometrisk analyse av ufullstendige tverrsnitts-/tidsseriedata: Konsumetterspørselen i norske husholdninger*. 1982-307s. 20 kr ISBN 82-537-1782-2
- 53 Olav Bjerkholt, Svein Longva, Øystein Olsen, Steinar Strøm: Analysis of Supply and Demand of Electricity in the Norwegian Economy *Analyse av tilbud og etterspørsel etter elektrisitet i norsk økonomi*. 1983-334s. 20 kr ISBN 82-537-1815-2
- 54 Henry Valen, Bernt O. Aardal: Et valg i perspektiv En studie av Stortingsvalget 1981. 1983-285s. 24 kr ISBN 82-537-1932-9
- 55 Anne L. Ellingsæter, Gunvor Iversen: Endringer i kvinners arbeidsmarkeds-tilpasninger *Changes in Women's Employment Patterns*. 1984-371s. 24 kr ISBN 82-537-2039-4
- Nr. 56 Helge Brunborg: An Economic Model of Fertility, Sex and Contraception *En økonomisk modell for fruktbarhet, seksuell aktivitet og prevensjonsbruk*. 1984-334s. 24 kr ISBN 82-537-2094-7
- 57 Susan Lingsom: Uformell omsorg for syke og eldre *Informal Care of Sick and Elderly*. 1984-265s. 24 kr ISBN 82-537-2101-3
- 58 Lasse Fridstrøm: Individual Labour Supply in Norway *Individenes tilbud av arbeidskraft*. 1984-177s. 24 kr ISBN 82-537-2114-5
- 59 Petter Jakob Bjerve: Økonomi, befolknings spørsmål og statistikk Utvalgte arbeider av Petter Jakob Bjerve *Economy, Population Issues and Statistics Selected works by Petter Jakob Bjerve*. 1985-431s. 50 kr ISBN 82-537-2236-2
- 60 Erik Hernæs: Framskrivning av befolkningens utdanning Revidert modell *Projections of the Educational Characteristics of the Population A Revised Model*. 1985-95s. 25 kr ISBN 82-537-2296-6
- 61 Tiril Vogt: Vannkvalitet og helse Analyse av en mulig sammenheng mellom aluminium i drikkevann og aldersdemens *Water Quality and Health Study of a Possible Relation between Aluminium in Drinking Water and Dementia*. 1986-77s. 30 kr ISBN 82-537-2370-9
- 62 Lars B. Kristofersen: Dødelighet blant yrkesaktive Sosiale ulikheter i 1970-årene *Mortality by Occupation Social Differences in the 1970s*. 1986- 54s. 40 kr ISBN 82-537-2398-9
- 63 Liv Anne Støren: Levekår blant utenlandske statsborgere 1983 *Living Conditions among Foreign Citizens*. 1987-299s. 55 kr ISBN 82-537-2432-2
- 64 Marit Wårum: Tidsbruk og aktivitet i nærmiljø *Neighbourhood Activity and the Use of Time*. 1987-91s. 45 kr ISBN 82-537-2534-5

- Nr. 65 Knut H. Alfsen, Torstein Bye, Lorents Lorentsen: *Natural Resource Accounting and Analysis The Norwegian Experience 1978 - 1986 Naturressursregnskap og analyser Norske erfaringer.* 1987-71s. 40 kr ISBN 82-537-2560-4
- 66 Liv Grøtvedt: *Støy og helse Analyse av støyopplevelser i Norge Noise and Health Study on Noise Annoyance in Norway.* 1988-71s. 45 kr ISBN 82-537-2574-4
- 67 Modeling Demand for Natural Gas A Review of Various Approaches *Etterspørsel etter naturgass En oversikt over ulike modellopplegg.* 1988-81s. 40 kr ISBN 82-537-2665-1
- 68 Miljøstatistikk 1988 *Naturressurser og miljø Environmental Statistics Natural Resources and the Environment.* 1988-291s. 70 kr ISBN 82-537-2664-3
- 69 Bernt Aardal, Henry Valen: *Velgere, partier og politisk avstand.* 1989-329s. 125 kr ISBN 82-537-2762-3
- 70 Sosialt utsyn 1989 *Social Survey.* 1989-230s. 125 kr ISBN 82-537-2776-3
- 71 Anne Lise Ellingsæter: *Normalisering av deltidsarbeidet En analyse av endring i kvinners yrkesaktivitet og arbeidstid i 80-årene Normalization of Part-Time Work A Study of Women's Employment and Working Time Patterns in the 1980s.* 1989-127s. 75 kr ISBN 82-537-2779-8
- Nr. 72 Dag Album: *Individ, arbeid og inntekt En fordelingsanalyse Individuals, Jobs and Earnings A study of Distribution.* 1989-198s. 85 kr ISBN 82-537-2850-6
- 73 Kjell Arne Brekke, Asbjørn Torvanger (red.): *Vitskapsfilosofi og økonomisk teori Philosophy of Science and Economic Theory.* 1990-315s. 115 kr ISBN 82-537-2857-3
- 74 Henry Valen, Bernt Aardal, Gunnar Vogt: *Endring og kontinuitet Stortingsvalget 1989.* 1990-172s. 100 kr ISBN 82-537-2963-4
- 75 Odd Aukrust: *Økonomisk forskning og debatt. Utvalgte artikler 1942-1989* 1990-383s. 125 kr ISBN 82-537-2984-7
- 76 Gustav Haraldsen, Hege Kitterød: *Døgnet rundt Tidsbruk og tidsorganisering 1970-90 Tidsnyttingsundersøkelsene.* 1992-185s. 189 kr ISBN 82-537-3639-8
- 77 Jan-Erik Lystad: *Norsk hotellnæring 1950-1990.* 1992-174s. 115 kr ISBN 82-537-3677-0
- 78 Olav Ljones, Bjørg Moen, Lars Østby (red.): *Mennesker og modeller Livsløp og kryssløp.* 1992-336s. 165 kr ISBN 82-537-3699-1
- 79 Inger Gabrielsen: *Det norske skattesystemet 1992 The Norwegian Tax System.* 1992-175s. 115 kr ISBN 82-537-3728-9

