

Marte Sollie og Ingvild Svendsen

**En økonometrisk studie av
arbeidstilbudet i Norge**

Rapporter

I denne serien publiseres statistiske analyser, metode- og modellbeskrivelser fra de enkelte forsknings- og statistikkområder. Også resultater av ulike enkeltundersøkelser publiseres her, oftest med utfyllende kommentarer og analyser.

Reports

This series contains statistical analyses and method and model descriptions from the different research and statistics areas. Results of various single surveys are also published here, usually with supplementary comments and analyses.

© Statistisk sentralbyrå, februar 2001
Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen,
vennligst oppgi Statistisk sentralbyrå som kilde.

ISBN 82-537-4907-4
ISSN 0806-2056

Emnegruppe

06.01. Yrkesdeltaking

Design: Enzo Finger Design
Trykk: Statistisk sentralbyrå

Standardtegn i tabeller	Symbols in tables	Symbol
Tall kan ikke forekomme	Category not applicable	.
Oppgave mangler	Data not available	..
Oppgave mangler foreløpig	Data not yet available	...
Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	:
Null	Nil	-
Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	Less than 0.5 of unit employed	0
Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	Less than 0.05 of unit employed	0,0
Foreløpig tall	Provisional or preliminary figure	*
Brudd i den loddrette serien	Break in the homogeneity of a vertical series	—
Brudd i den vannrette serien	Break in the homogeneity of a horizontal series	
Rettet siden forrige utgave	Revised since the previous issue	r

Sammendrag

Marte Sollie og Ingvild Svendsen

En økonometrisk studie av arbeidstilbudet i Norge

Rapporter 2001/7 • Statistisk sentralbyrå 2001

I denne rapporten gis det en gjennomgang av estimeringsresultatene på arbeidstilbudsfunksjoner for åtte ulike befolkningsgrupper: Ungdom 16-19 år, Ungdom 20-24 år, Menn 25-59 år, Menn 60-66 år, Kvinner 25-39 år, Kvinner 40-59 år, Kvinner 60-66 år og Pensjonister 70-74 år. Analysen er fortatt på aggregerte tidsserier og den avhengige variabelen er andelen yrkesaktive i de ulike befolkningsgruppene. Som yrkesaktiv regnes alle som tilbyr arbeid, uavhengig av om de er sysselsatte eller arbeidsledige. For hele befolkningen sett under ett har yrkesandelen vært stigende gjennom estimeringsperioden 1970-1997. Spesielt kvinners yrkesdeltaking har økt sterkt gjennom hele perioden. Vi finner at denne økningen kan henge sammen med variable som økende lønns- og utdanningsnivå. For gruppen Menn 60-66 år og Pensjonister 67-74 år har yrkesandelene vært fallende samtidig med at uføreraten og trygdeutbetalingene har økt. Det har ikke latt seg gjøre å forklare pensjonistenes frafall i arbeidslivet med økonomiske variable. For de andre gruppene har utviklingen vært mer stabil over tid. Resultatene viser en sammenheng mellom yrkesandelene til de fleste gruppene og tilstanden på arbeidsmarkedet, representert ved ledighetsraten. I perioder med høy ledighet er yrkesdeltakelsen lavere enn i perioder med lav ledighet.

Innhold

1. Innledning	11
2. Utviklingen i yrkesdeltaking fra 1970 til 1997	14
2.1. Endret gruppeinndeling i forhold til tidligere studier	16
2.2. Noen empiriske resultater	16
3. Teoretisk utgangspunkt	18
3.1. En enkel modell for arbeidstilbud	18
3.2. Skattesystemet	19
3.3. Familien som enhet	20
3.4. Tidsnyttingsteori	20
3.5. Tilpasning over livssyklusen og dynamiske arbeidstilbudsmodeller	21
3.6. Restriksjoner i arbeidsmarkedet	24
3.7. Kohort- og livsløpseffekter	25
4. Økonometrisk spesifikasjon	26
4.1. Behandling av uføre og intervall justering	27
4.2. Eksogenitet og identifikasjon	27
5. Resultater fra den økonometriske analysen på årsdata	29
5.1. Ungdom 16-19 år	29
5.2. Ungdom 20-24 år	32
5.3. Menn 25-59 år	33
5.4. Menn 60-66 år	35
5.5. Kvinner 25-39 år	37
5.6. Kvinner 40-59 år	39
5.7. Kvinner 60-66 år	41
5.8. Pensjonister 67-74 år	42
6. Virkningsberegninger	44
6.1. Enkeltrelasjoner	44
6.2. Skiftberegning i MODAG – økte offentlige utgifter og reduserte skatter	48
7. Resultater fra den økonometriske analysen på kvartalsdata	52
7.1. Ungdom 16-19 år	52
7.2. Ungdom 20-24 år	54
7.3. Menn 25-59 år	57
7.4. Menn 60-66 år	59
7.5. Kvinner 25-39 år	61
7.6. Kvinner 40-59 år	63
7.7. Kvinner 60-66 år	65
7.8. Pensjonister 67-74 år	67
8. Virkningsberegninger	69
Referanser	52
Vedlegg	
A. Datakilder og variabelforklaring	78
B. Makroer som genererer variable til bruk i arbeidstilbudsblokken i MODAG og KVARTS	80
C. Beregning av yrkesprosent for kvinner - ny aldersinndeling	88
Tidligere utgitt på emneområdet	93
De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter	94

Figurregister

2.	Utviklingen i yrkesdeltaking fra 1970 til 1997	
1.	Total yrkesandel. 1970 - 1997	14
2.	Yrkesandeler for ungdom og pensjonister.....	14
3.	Yrkesandeler for kvinner og menn	15
4.	Arbeidstilbud og etterspørsel etter arbeidskraft i MODAG og KVARTS	15
5.	Resultater fra den økonometriske analysen på årsdata	
5.	Yrkesandeler og andel under utdanning for Ungdom 16-19 år og ledighetsrate	30
6.	Yrkesandeler for Ungdom 16-19 år og disponibel reallønn for kvinner	30
7.	Ungdom 16-19 år. Observerte og estimerte verdier	30
8.	Ungdom 16-19 år. Observerte og simulerte yrkesandeler	31
9.	Ungdom 16-19 år. Rekursive plott	32
10.	Ungdom 16-19 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	31
11.	Yrkesandeler og andel under utdanning for Ungdom 20-24 år samt ledighetsrate	32
12.	Yrkesandeler for Ungdom 20-24 år, arbeidsmarkedsindikator og disponibel reallønn for kvinner	32
13.	Ungdom 20-24 år. Observerte og estimerte verdier	33
14.	Ungdom 20-24 år. Observerte og simulerte yrkesandeler	33
15.	Ungdom 20-24 år. Rekursive plott	33
16.	Ungdom 20-24 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	33
17.	Yrkesandeler for Menn 25-59 år, disponibel reallønn og ledighetsrate	34
18.	Menn 25-59 år. Observerte og estimerte verdier	34
19.	Menn 25-59 år. Observerte og simulerte yrkesandeler	35
20.	Menn 25-59 år. Rekursive plott	35
21.	Menn 25-59 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	35
22.	Yrkesandeler og uførate for Menn 60-66 år samt ledighetsrate	36
23.	Yrkesandeler for Menn 60-66 år og disponibel realtrygd	36
24.	Menn 60-66 år. Observerte og estimerte verdier	36
25.	Menn 60-66 år. Observerte og simulerte yrkesandeler	37
26.	Menn 60-66 år. Rekursive plott	37
27.	Menn 60-66 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	37
28.	Yrkesandeler, utdanningsnivå og antall barn per kvinne for Kvinner 25-39 år, samt disponibel reallønn for kvinner	37
29.	Yrkesandeler for Kvinner 25-39 år og ledighetsrate	38
30.	Kvinner 25-39 år. Observerte og estimerte verdier	38
31.	Kvinner 25-39 år. Observerte og simulerte yrkesandeler	38
32.	Kvinner 25-39 år. Rekursive plott	39
33.	Kvinner 25-39 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	39
34.	Yrkesandeler og uførate for Kvinner 40-59 år, samt ledighetsrate	39
35.	Yrkesandeler og utdanningsnivå for Kvinner 40-59 år, disponibel reallønn for kvinner og disponibel realårslønn per normalårsverk for menn	39
36.	Kvinner 40-59 år. Observerte og estimerte verdier	39
37.	Kvinner 40-59 år. Observerte og simulerte yrkesandeler	40
38.	Kvinner 40-59 år. Rekursive plott	40
39.	Kvinner 40-59 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	40
40.	Yrkesandeler og uførate for Kvinner 60-66 år, disponibel reallønn for kvinner og realdisponibel trygd ..	41
41.	Kvinner 60-66 år. Observerte og estimerte verdier	41
42.	Kvinner 60-66 år. Observerte og simulerte yrkesandeler	41
43.	Kvinner 60-66 år. Rekursive plott	42
44.	Kvinner 60-66 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	42
45.	Yrkesandeler for Pensjonister 67-74 år	42
46.	Pensjonister 67-74 år. Observerte og simulerte yrkesandeler 1976-1997. Framskrivning 1998-2007	43
47.	Pensjonister 67-74 år. Rekursive plott	43
48.	Pensjonister 67-74 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	43

6. Virkningsberegninger

49.	Ungdom 16-19 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent	46
50.	Ungdom 16-19 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett år) økning i forklaringsvariable med én prosent	46
51.	Ungdom 20-24 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent	46
52.	Ungdom 20-24 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett år) økning i forklaringsvariable med én prosent	46
53.	Menn 25-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent	46
54.	Menn 25-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett år) økning i forklaringsvariable med én prosent	46
55.	Menn 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent	47
56.	Menn 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosent ved en midlertidig (ett år) økning i forklaringsvariable med én prosent	47
57.	Kvinner 25-39 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent	47
58.	Kvinner 25-39 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett år) økning i forklaringsvariable med én prosent	47
59.	Kvinner 40-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent	47
60.	Kvinne 40-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett år) økning i forklaringsvariable med én prosent	47
61.	Kvinner 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent	48
62.	Kvinner 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett år) økning i forklaringsvariable med én prosent	48

7. Resultater fra den økonometriske analysen på kvartalsdata

63.	Yrkesandeler for Ungdom 16-19 år og ledighetsrate	53
64.	Yrkesandeler og andel under utdanning for Ungdom 16-19 år, samt disponibel realtimelønn for kvinner	53
65.	Ungdom 16-19 år. Observerte og estimerte verdier	54
66.	Ungdom 16-19 år. Observerte og simulerte yrkesandeler	54
67.	Ungdom 16-19 år. Rekursive plott	54
68.	Ungdom 16-19 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	54
69.	Ungdom 16-19 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	54
70.	Yrkesandeler og andel under utdanning for Ungdom 20-24 år, samt arbeidsmarkedsindikator og disponibel realtimelønn for kvinner	55
71.	Ungdom 20-24 år. Observerte og estimerte verdier	56
72.	Ungdom 20-24 år. Observerte og simulerte yrkesandeler	56
73.	Ungdom 20-24 år. Rekursive plott	56
74.	Ungdom 20-24 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	56
75.	Ungdom 20-24 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	56
76.	Yrkesandeler for Menn 25-59 år, uførerate menn 16-59 år, disponibel realtimelønn for menn og ledighetsrate	57
77.	Menn 25-59 år. Observerte og estimerte verdier	57
78.	Menn 25-59 år. Observerte og simulerte yrkesandeler	58
79.	Menn 25-59 år. Rekursive plott	59
80.	Menn 25-59 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	59
81.	Menn 25-59 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	59
82.	Yrkesandeler og uførerate for Menn 60-66 år samt disponibel realtimelønn for menn	59
83.	Menn 60-66 år. Observerte og estimerte verdier	60
84.	Menn 60-66 år. Observerte og simulerte yrkesandeler	60
85.	Menn 60-66 år. Rekursive plott	60
86.	Menn 60-66 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	61
87.	Menn 60-66 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	61
88.	Yrkesandeler og utdanningsnivå for Kvinner 25-39 år, samt disponibel realtimelønn for kvinner	61

89.	Yrkesandeler og antall barn per kvinne for kvinner 25-39 år, samt ledighetsrate	62
90.	Kvinner 25-39 år. Observerte og estimerte verdier	62
91.	Kvinner 25-39 år. Observerte og simulerte yrkesandeler	62
92.	Kvinner 25-39 år. Rekursive plott.....	63
93.	Kvinner 25-39 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik.....	63
94.	Yrkesandeler og uførerate for Kvinner 40-59 år, samt ledighetsrate	63
95.	Yrkesandeler og utdanningsnivå for Kvinner 40-59 år, disponibel reallønn for kvinner og disponibel realkvartalslønn per normalkvartalsverk for menn	63
96.	Kvinner 40-59 år. Observerte og estimerte verdier	64
97.	Kvinner 40-59 år. Observerte og simulerte yrkesandeler	64
98.	Kvinner 40-59 år. Rekursive plott.....	65
99.	Kvinner 40-59 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik.....	65
100.	Kvinner 40-59 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik.....	65
101.	Yrkesandeler og uførerate for Kvinner 60-66 år, disponibel reallønn for kvinner og realdisponibel trygd ..	65
102.	Kvinner 60-66 år. Observerte og estimerte verdier	66
103.	Kvinner 60-66 år. Observerte og simulerte yrkesandeler	66
104.	Kvinner 60-66 år. Rekursive plott.....	66
105.	Kvinner 60-66 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik.....	67
106.	Yrkesandeler for Pensjonister 67-74 år, ledighetsrate og utbetalt pensjon i forhold til lønnsnivået for menn ..	67
107.	Pensjonister 67-74 år. Observerte og estimerte verdier.....	68
108.	Pensjonister 67-74 år. Observerte og simulerte yrkesandeler 1975:1-1997:4. Fremskrivning 1998:1-2010:4...	68
109.	Pensjonister 67-74 år. Rekursive plott	68
110.	Pensjonister 67-74 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik	68

8. Virkningsberegninger

111.	Ungdom 16-19 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter skift	69
112.	Ungdom 16-19 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett kvartal) økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter sjokk.....	69
113.	Ungdom 20-24 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter skift	70
114.	Ungdom 20-24 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett kvartal) økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter sjokk.....	70
115.	Menn 25-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter skift	70
116.	Menn 25-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett kvartal) økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter sjokk.....	70
117.	Menn 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter skift	71
118.	Menn 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett kvartal) økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter sjokk.....	71
119.	Kvinner 25-39 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter skift	71
120.	Kvinner 25-39 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett kvartal) økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter sjokk.....	71
121.	Kvinner 40-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter skift	72
122.	Kvinner 40-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett kvartal) økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter sjokk.....	72
123.	Kvinner 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter skift	72
122.	Kvinner 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett kvartal) økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter sjokk.....	72

Vedlegg

C.1.	Antall sysselsatte kvinner, 25-66 år, etter ny og gammel inndeling	88
C.2.	Antall ledige kvinner, 25-66, år etter ny og gammel inndeling	89
C.3.	Totalt antall ledige	89
C.4.	Antall kvinner, 25-66 år, som tilbyr arbeid	90
C.5.	Antall arbeidsledige kvinner, 25-66 år, etter ny og gammel inndeling	90
C.6.	Antall arbeidsledige kvinner, 25-66 år, etter justeringen	91
C.7.	Antall sysselsatte kvinner, 25-66 år, før og etter avstemming mot MODAG	91
C.8.	Antall sysselsatte kvinner, 25-66 år, avstemt mot årsdata, ny og gammel inndeling	91

Tabellregister

5. Resultater fra den økonometriske analysen på årsdata

1.	Langtidselastisiteter i arbeidstilbudet. 1997. Årsdata.....	29
2.	Estimeringsresultater, Ungdom 16-19 år (1970 til 1997).....	30
3.	Statistiske observatorer og feilspesifikasjonstester, Ungdom 16-19 år (1970 til 1997).....	30
4.	Estimeringsresultater, Ungdom 20-24 år (1970 til 1997).....	32
5.	Statistiske observatorer og feilspesifikasjonstester, Ungdom 20-24 år (1970 til 1997).	32
6.	Estimeringsresultater, Menn 25-59 år (1971 to 1997).....	34
7.	Statistiske observatorer og feilspesifikasjonstester, Menn 25-59 år (1971 to 1997).	35
8.	Estimeringsresultater, Menn 60-66 år (1970 til 1997)..	36
9.	Statistiske observatorer og feilspesifikasjonstester, Menn 60-66 år (1970 til 1997).	36
10.	Estimeringsresultater, Kvinner 25-39 år (1973 til 1997).....	38
11.	Statistiske observatorer og feilspesifikasjonstester, Kvinner 25-39 år (1973 til 1997).....	38
12.	Estimeringsresultater, Kvinner 40-59 år (1973 til 1997).....	40
13.	Statistiske observatorer og feilspesifikasjonstester, Kvinner 40-59 år (1973 til 1997).....	40
14.	Estimeringsresultater, kvinner 60-66 år (1973 til 1997).	41
15.	Statistiske observatorer og feilspesifikasjonstester, Kvinner 60-66 år (1973 til 1997).....	42
16.	Estimeringsresultater, Pensjonister 67-74 år (1976 til 1997).	43
17.	Statistiske observatorer og feilspesifikasjonstester, Pensjonister 67-74 år (1976 til 1997).	43

6. Virkningsberegninger

18.	Absolutt avvik i yrkesprosent fra referansebanen. Et prosentpoengs økning av ledighetsraten	45
19.	Prosentvis avvik i yrkesprosent fra referansebanen. Én prosents økning av disponibel realtimelønn, totalt (menn 25-59) og disponibel realtimelønn for kvinner (kvinner, ungdom 16-19) eller trygd (menn 60-66)	45
20.	Prosentvis avvik i yrkesprosent fra referansebanen. En prosents økning av utdanningsandel (ungdom 16-19, 20-24), indikator for kvinnearbeidsplasser (ungdom 20-24), disponibel realtrygd og uførerater (menn 60-66).....	45
21.	Prosentvis avvik i yrkesprosent fra referansebanen. En prosents økning av utdanningsnivå (kvinner 25-39, 40-59), antall barn 0-3 år per kvinne (kvinner 25-39), årslønn for menn (kvinner 40-59), disponibel realtrygd og uføerate (kvinner 60-66)	45
22.	Prosentvis endring ved en permanent økning i offentlige utgifter på 10 mrd. kroner	49
23.	Prosentvis endring ved en permanent økning i offentlige utgifter på 10 mrd. kroner	49
24.	Absolutt endring ved en permanent økning i offentlige utgifter på 10 mrd. kroner	50
25.	Absolutt endring ved en permanent økning i offentlige utgifter på 10 mrd. kroner	50
26.	Prosentvis endring ved en permanent reduksjon i skatteinntekter på 10 mrd. kroner	50
27.	Prosentvis endring ved en permanent reduksjon i skatteinntekter på 10 mrd. kroner	51
28.	Absolutt endring ved en permanent reduksjon i skatteinntekter på 10 mrd. kroner	51
29.	Absolutt endring ved en permanent reduksjon i skatteinntekter på 10 mrd. kroner	51

7. Resultater fra den økonometriske analysen på kvartalsdata

30.	Langtidselastisiteter i arbeidstilbudet. 1997. Kvartalsdata.....	52
31.	Estimeringsresultater, ungdom 16-19 år (1972:4 til 1997:4).	53
32.	Statistisk observatorer og feilpesifikasjonstester, Ungdom 16-19 år (1972:4 til 1997:4).	53
33.	Estimeringsresultater, ungdom 20-24 år (1973:2 til 1997:4)..	55

34.	Statistisk observatorer og feilspesifikasjonstester, Ungdom 20-24 år (1973:2 til 1997:4).	56
35.	Estimeringsresultater, Menn 25-59 år (1972:4 til 1997:4).	58
36.	Statistisk observatorer og feilspesifikasjonstester, Menn 25-59 år (1972:4 til 1997:4).	58
37.	Estimeringsresultater, Menn 60-66 år (1973:1 til 1997:4).	59
38.	Statistisk observatorer og feilspesifikasjonstester, Menn 60-66 år (1973:1 til 1997:4).	60
39.	Estimeringsresultater, Kvinner 25-39 år (1973:2 til 1997:4).	61
40.	Statistisk observatorer og feilspesifikasjonstester, Kvinner 25-39 år (1973:2 til 1997:4).	62
41.	Estimeringsresultater, Kvinner 40-59 år (1973:1 til 1997:4).	64
42.	Statistisk observatorer og feilspesifikasjonstester, Kvinner 40-59 år (1973:1 til 1997:4).	64
43.	Estimeringsresultater, Kvinner 60-66 år (1972:4 til 1997:4).	66
44.	Statistisk observatorer og feilspesifikasjonstester, Kvinner 60-66 år (1972:4 til 1997:4).	66
45.	Estimeringsresultater, Pensjonister 67-74 år (1975:1 til 1997:4).	67
46.	Statistisk observatorer og feilspesifikasjonstester, Pensjonister 67-74 år (1975:1 til 1997:4).	68

8. Virkningsberegninger

47.	Absolutte avvik i yrkesandelen fra referansebanen. Ett prosentpoengs varig økning i ledighetsraten.	73
48.	Prosentvis avvik i yrkesprosenten fra referansebanen. Én prosents varig økning i disponibel realtimelønn for menn (Menn 25-59 og 60-66 år) og disponibel realtimelønn for kvinner (Kvinner 25-36 og 60-66 år og ungdom 16-19 og 20-24 år) samt disponibel kvartalsinntekt for menn (Kvinner 40-59 år).	74
49.	Prosentvis avvik i yrkesprosent fra referansebanen. Én prosents varig økning i utdanningsandel og relativ arbeidsmarkedsindikator for kvinner (Ungdom 20-24 år), uførerater (Menn 25-59 og 60-66 år).	75
50.	Prosentvis avvik i yrkesprosent fra referansebanen. Én prosents varig økning i utdanningsnivå (Kvinner 25-39 og 40-59 år) samt uføerate og disponibel trygd i forhold til lønnsinntekt (Kvinner 60-66 år).	75

1. Innledning

Arbeidskraft er den viktigste innsatsfaktoren i det meste som produseres. I tillegg er inntekt fra arbeid en viktig faktor bak etterspørselen etter varer og tjenester. Studier av utviklingen i arbeidstilbudet vil dermed kunne si noe om utviklingen i både tilbudet og etterspørselen i økonomien. Gjennom skatte- og trygde-systemet omfordes inntekt fra de som jobber til de som ikke er i arbeid, både mellom generasjoner og mellom inntektsgrupper. Med en økende andel trygdede i befolkningen, vil forsørgeransvaret bli tyngre for de som er i jobb. Dersom myndighetene ønsker å reversere denne utviklingen, har de nytte av informasjon om faktorer som øker arbeidstilbudet. Denne studien tar sikte på å gi slik informasjon.

Ledighetsraten er et viktig mål på graden av ubalanse i arbeidsmarkedet, og er en sentral størrelse i lønnsdannelsen. Siden ledigheten er differansen mellom tilbud og etterspørsel etter arbeidskraft, har arbeidstilbudet stor betydning for arbeidsledighet og lønninger. Et viktig spørsmål i denne sammenheng er om arbeidstilbudet påvirkes av ledigheten. Dersom tilbudet avhenger positivt av presset i arbeidsmarkedet, noe som virker rimelig på bakgrunn av teori og empiri, vil dette dempe virkningene på lønningene av sjokk som påvirker ledigheten. Desto sterkere denne mekanismen er, jo lengre tid tar det før en konjunktur-oppgangen leder til et lønns- og prispress. Tilsvarende må en politikk som har en gitt endring i ledighetsraten som mål, doseres sterkere jo mer følsomt arbeidstilbudet er overfor ledigheten.

Sammensetningen av befolkningen på ulike aldersgrupper varierer over tid, og ettersom yrkesandelene varierer til dels kraftig mellom aldersgruppene kan endringer i befolkningssammensetningen være en selvstendig årsak til endringer i den aggregerte yrkesandelen, en såkalt livsløpseffekt. Over tid har det skjedd store endringer i flere av de gruppespesifikke yrkesandelene, både absolutt og relativt til hverandre. En stor del av disse endringene er kohorteffekter: Ettersom det skjer en utskiftning av kohorter innad i en gruppe, vil de yngste kohortenes forhold til arbeidsmarkedet gradvis få større betydning for gruppens yrkesandel. Vi har grunn til å tro at dette spesielt er

tilfelle for de helt yngste, de eldste og for kvinner generelt. Yrkesandelene for kvinner og menn er også ulike og har utviklet seg forskjellig.

I denne rapporten dokumenteres resultatet av en reestimering av arbeidstilbudsblokkene i de makro-økonometriske modellene MODAG og KVARTS. Disse modellene, som er svært like i oppbygging, er estimert på henholdsvis års- og kvartalsdata. Hovedstrukturen i arbeidstilbudsblokkene fra tidligere modellversjoner (se Lindquist m. fl. 1990 og Zakariassen 1994) er beholdt, men inndelingen av arbeidskraften i ulike demografiske grupper er endret. For hver enkelt gruppe modelleres yrkesandelene, mens antall personer i gruppen gis eksogent i modellen. Flere forhold tilsier at der er nødvendig å foreta en ny analyse av arbeidstilbudet. For det første har tilbakegående tidsserier for norsk økonomi blitt endret til dels betydelig som følge av hovedrevisjon av nasjonalregnskapet i 1995, i tillegg til at nye observasjoner er kommet til i forhold til det datamaterialet som er benyttet i tidligere studier. De nye dataene dekker en periode med relativt stor turbulens i det norske arbeidsmarkedet, kjennetegnet ved nedgangskonjunktoren ved inngangen til 1990-tallet og den påfølgende oppgangen. De tidligere modellversjonene fanget ikke opp de store svingningene i yrkesdeltakelsen i denne perioden.

For det andre er den tidligere inndelingen av kvinner i henhold til sivilstand ikke lenger like relevant. Kvinner ble tidligere delt inn i gifte og ugifte, men sammensetningen av disse gruppene er blitt mindre homogene sammenliknet med en inndeling av kvinner etter alder. Dette skyldes at ekteskapsmønsteret har endret seg, ved at gruppen ugifte består av stadig flere samboende med felles barn, samt at yrkesaktiviteten til gifte kvinner har økt betydelig. Skillet mellom gifte og ugifte kvinner var tidligere langt viktigere med hensyn til kvinners yrkesdeltaking enn hva det er i dag. Dette skillet har blitt visket ut både fordi yrkesdeltakelsen blant kvinner generelt har økt og fordi forskjellen i kjennetegnene mellom gifte og ugifte kvinner har blitt mindre. Spesielt er det sammensetningen av gruppen ugifte som har endret seg kraftig. Den tidligere

inndelingen blandet sammen livsløps- og kohort-effekter. Ettersom skillet mellom gifte og ugifte kvinner er mindre, spesielt etter at småbarnsperioden er tilbakelagt, blir utviklingen over livsløpet viktigere. Vi har derfor valgt å dele inn kvinner, uavhengig av sivilstand, etter alder for å fange opp ulike faser i livsløpet. Endringene over tid vil dermed i større grad være resultat av kohorteffekter, i tillegg til sykliske svingninger. Vi forsøker å fange opp kohorteffektene via blant annet endringer i kvinners utdanningsnivå.

Andelen av den arbeidsføre befolkningen som tilbyr arbeid, har vært stigende gjennom de siste 20-30 årene. Veksten synes imidlertid å variere i takt med det konjunkturrelle forløpet, noe som er i tråd med teoriene om utstøtningsmekanismer og "møtløse arbeidere" ("discouraged workers"). Ifølge den siste av disse teoriene vil en del personer la være å søke arbeid i perioder med høy ledighet, mens det i perioder hvor ledigheten går ned vil være en tilstrømming av personer som tilbyr arbeid. I perioder med økende ledighet vil i tillegg en del personer bli presset ut av arbeidsstyrken på grunn av høy alder, dårlig helse eller manglende kvalifikasjoner. En del av disse personene vil gå over på uføre- eller førtidspensjon.

Ifølge økonomisk teori vil en person tilby arbeid dersom markedslønnen overstiger reservasjonslønnen, der reservasjonslønnen blir bestemt av forhold som alternativ inntekt, søkekostnader og sosiale forhold. Vi modellerer yrkesprosenter, noe som innebærer at fokus ligger på det diskrete valget mellom å jobbe eller ikke å jobbe, og ikke hvor mange timer man ønsker å jobbe gitt at man ønsker å være yrkesaktiv. Ulike restriksjoner i arbeidslivet begrenser det sistnevnte valget, slik at for de fleste står valget mellom heltidsarbeid, deltidsarbeid (kort eller lang) og yrkespassivitet. Disse diskrete valgene har trolig større betydning for samlet arbeidstilbud enn den marginale avveiningen av hvorvidt man skal jobbe ytterligere en time gitt at man er i jobb. Fordelingen av de yrkesaktive på heltids- og deltidsarbeid varierer mellom de ulike gruppene ved at langt flere kvinner og ungdom under utdanning jobber deltid enn hva som er tilfelle blant voksne menn. Effekten av en økning i arbeidstilbudet på lønnsdannelsen vil derfor avhenge av hvilke grupper som øker sine yrkesandeler. Modellering av heltids- og deltidsarbeid, eventuelt antall timer den enkelte gruppe tilbyr i gjennomsnitt, kan være tema for senere studier.

Den yrkesaktive befolkningen er en svært sammensatt gruppe. Vi har derfor valgt å splitte opp yrkesbefolkningen i åtte ulike demografiske grupper. Disse gruppene er Ungdom 16-19 år, Ungdom 20-24 år, Menn 25-59 år, Menn 60-66 år, Kvinner 25-39 år, Kvinner 40-59 år, Kvinner 60-66 år og Pensjonister 67-74 år. Ved å disaggregere i henhold til alder, begrenser vi sannsynligheten for at endret gjennomsnittsalder

skal påvirke resultatene, samtidig som vi kan identifisere gruppespesifikke effekter og eventuelt også faktorer som ligger bak den trendmessige utviklingen for enkelte av gruppene. Effekten av endringer i lønn og ledighet vil trolig også variere mellom gruppene. I tillegg får vi utnyttet vår kunnskap om den demografiske utviklingen når modellen skal brukes i prognoseformål.

Analysen er utført på aggregerte tidsserier hvor yrkesandelen for en gitt befolkningsgruppe modelleres ved hjelp av gjennomsnittstall for lønn, skatt, utdanningsnivå og antall barn per kvinne i tillegg til ledighetsraten i makro. Data er hentet fra årlig og kvartalsvis Nasjonalregnskapsstatistikk og fra Statistisk sentralbyrås arbeidskraftundersøkelse (AKU). Angrepsvinkelen skiller seg skarpt fra den som er mest framtrædende i empiriske studier av arbeidstilbudet og som benytter mikroinformasjon hentet fra tverrsnitts- eller paneldatasett. Resultater fra en analyse av arbeidstilbudet på norske tverrsnittsdata er dokumentert i Aaberge m. fl. (1995, 1997). Fordelen ved mikrobaserte studier er at de er i stand til å fange opp heterogeniteten i befolkningen i en helt annen grad enn studier på aggregerte tidsserier. De vil også kunne analysere avhengigheten i tilpasningen mellom ektefeller, samt effekten av et relativt komplisert skattesystem. Det er imidlertid kun ved bruk av paneldata at vi kan skille mellom livsløps- og kohorteffekter. Denne type data er tilgjengelig kun i begrenset omfang. Tidsseriestudier har gode forutsetninger for å kunne si noe om forhold som varierer over tid, som f.eks. sykliske svingninger i økonomien, samt å analysere hvor raskt disse effektene slår ut i endret arbeidstilbud. Dette er viktig kunnskap når man skal vurdere effekten av sjokk og ulike politikkvalg. Analyser foretatt på de tre nevnte datatypene vil generelt lede til ulike resultater, etter som de i ulike grad er egnet til å skille mellom de ulike effektene. I denne rapporten presenterer vi resultatene fra en økonometrisk analyse av yrkesprosenter.

En rekke makroøkonomiske modeller inneholder relasjoner for yrkesprosenter estimert på aggregerte tidsseriedata. Vi nevner blant annet MONA (Danmarks Bank), ADAM (Danmarks Statistik), BOF5 (Finlands Bank), LBS- (London Business School) og HMT-modellen (Her Majesty's Treasury) (se blant annet Turner m. fl., 1989, Christensen og Knudsen, 1992 og Willman m. fl., 1998). Alle disse modellene inneholder en "møtløs arbeider-effekt", enten spesifisert via arbeidsledighetsraten eller sysselsettingsandeler. Modellene varierer med hensyn til aggregeringsnivå og hvordan de forklarer økningen i kvinners yrkesandel over tid. Ingen av modellene disaggregerer med hensyn på alder, men de to britiske modellene skiller med hensyn på kjønn. MONA, ADAM og LBS-modellen inkluderer et trendledd for å fange opp økt kvinnelig yrkesdeltaking, mens HMT-modellen benytter andre variable, blant annet en indikator for andelen av total

sysselsetting utenfor industrien. Modellene MONA, ADAM og BOF5 inneholder ingen signifikant effekt av lønninger på arbeidstilbudet, mens LBS- og HMT-modellen har positive lønnseffekter.

Resultatene fra estimeringen på års- og kvartalsdata er i hovedsak sammenfallende. Lønnsnivået og ledighetsraten har stor betydning for utviklingen i norsk økonomi, og fra økonomisk teori fremgår det at disse to størrelsene også er sentrale i beslutningen om å tilby arbeid. I tillegg er en rekke andre faktorer med på å påvirke arbeidstilbudet, men disse vil variere med alder og kjønn. Målet med estimeringen er å finne stabile effekter av de ulike forklaringsvariablene på yrkesprosentene.

På lang sikt har økt ledighet negativ effekt på arbeidstilbudet: Langtidselastisiteten på yrkesprosenten av en én prosent endring i ledigheten ligger på mellom null og -0,61 avhengig av aldersgruppe. Ledigheten har sterkest effekt for Ungdom 16-19 år. Det er ingen systematisk forskjell i effekten av økt ledighet for kvinner og menn.

Vi finner at økt realdisponibel timelønn har positiv effekt på arbeidstilbudet for fem av de åtte aldersgruppene. Langtidselastisiteten av yrkesprosenten med hensyn på lønna varierer mellom null og 1,06. Yrkesprosenten for Ungdom 16-19 år er spesielt følsom overfor endringer i lønn. Yrkesdeltakingen til Kvinner 60-66 år øker også relativt sterkt ved en lønnsøkning. Tilsvarende som for ledigheten er det ingen store ulikheter i økningen i menn og kvinners arbeidstilbud av økt lønn, bortsett fra for de eldste kvinnene.

Andre faktorer som har effekt på arbeidstilbudet varierer for de ulike gruppene. Blant de eldre aldersgruppene har disponibel realtrygd og uføreandelen effekt. Yrkesprosenten til Menn 60-66 år påvirkes av endringer i disponibel realtrygd og uføreraten. Arbeidstilbudet til Kvinner 60-66 år påvirkes også av uføreraten. Yrkesdeltakelsen til Menn 25-59 år faller når andelen uføre øker.

For Ungdom 20-25 år avhenger yrkesprosenten negativt av andelen under utdanning. I tillegg har en indikator for etterspørselen etter arbeidskraft, som et alternativ til ledighetsraten, positiv effekt på arbeidstilbudet til denne gruppen.

For Pensjonistene 67-74 år finner vi ingen effekt av de økonomiske variablene nevnt tidligere. En trend fanger opp fallet i yrkesdeltakelsen til denne gruppen.

Rapporten er organisert som følger. Etter en relativt summariske gjennomgang av utviklingen i arbeidstilbudet de siste 25 årene (kapittel 2), følger en oversikt over relevant teori i kapittel 3. Her gjennomgås statisk og dynamisk arbeidstilbudsteori og tidsnyttingsteori.

Videre diskuteres betydningen av det konjunkturelle forløpet på arbeidstilbudet, samt livsløps- og kohorteffekter. I kapittel 4 presenteres den økonometriske spesifikasjonen som ligger til grunn for estimeringen. I kapittel 5 presenteres resultatene fra estimeringen på årsdata, med virkningsberegninger i kapittel 6. Estimeringsresultatene på kvartalsdata er gjengitt i kapittel 7 og virkningsberegningene i kapittel 8.

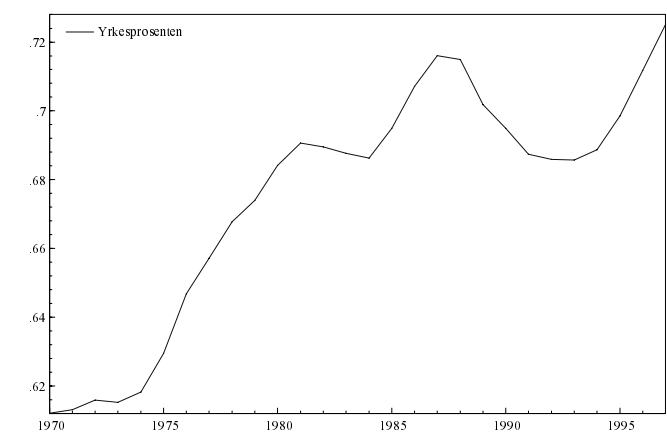
2. Utviklingen i yrkesdeltaking fra 1970 til 1997

I Norge har yrkesprosenten gjennomgående vist en stigende tendens de siste tiårene, jmf figur 1. Fra starten av 1970-tallet og fram til 1997 steg yrkesprosenten i Norge fra 62 til 73 prosent, avbrutt av en periode med avtakende yrkesdeltaking på slutten av 1980 og begynnelsen av 1990-tallet. Bak utviklingen i den totale yrkesprosenten skjuler det seg store variasjoner mellom ulike befolkningsgrupper illustrert ved figur 2 og 3.

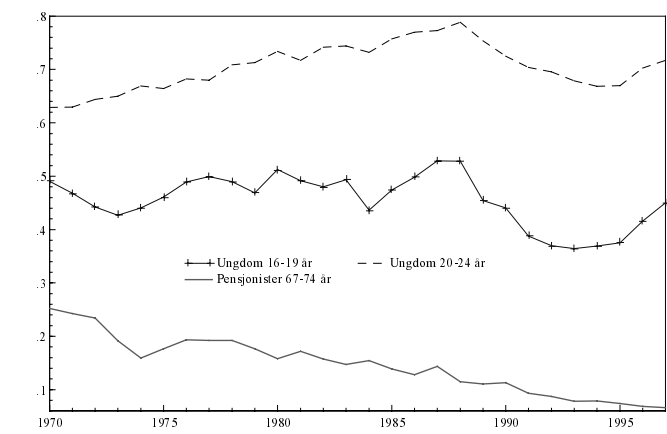
Arbeidstilbudet målt i antall personer avhenger av størrelsen på den arbeidsføre befolkningen (16-74 år), fordelingen av befolkningen på ulike grupper og yrkesprosenten for de ulike gruppene. Yrkesprosenten angir prosenten av en gitt befolkningsgruppe som deltar i arbeidsstyrken. Arbeidsstyrken består av sysselsatte og arbeidsledige fra 16 til og med 74 år. Ifølge AKU regnes en person som sysselsatt så fremt det utføres inntektsgivende arbeid minst én time per uke og som arbeidsledig hvis de er helt uten inntektsgivende arbeid og har søkt arbeid aktivt de siste fire ukene. I MODAG og KVARTS bestemmes yrkesprosentene via økonometrisk spesifiserte relasjoner mens størrelsen og sammensetningen av befolkningen gis eksogent. I figur 4 er sammenhengene innad i arbeidstilbudsblokken, samt de viktigste overgangene til andre deler av modellen skissert.

Fra figur 2 ser vi at yrkesprosentene for ungdom falt på 1990-tallet. Samtidig har andelen ungdom under utdanning steget. Individuer i den yngste ungdomsgruppen har utdanning som sin hovedaktivitet, men søker i tillegg deltids- og sesongjobber. Utdanning har etterhvert blitt en stadig viktigere aktivitet også for den noe eldre ungdommen, men disse ungdommene er mer aktive i arbeidsmarkedet enn 16-19-åringene. Ungdom over 20 år er i mindre grad enn ungdom under 20 år forsørget av sine foreldre, og begynner gradvis å stifte egen familie. Økningen i yrkesandeler blant 20-24-åringene fram mot 1980-tallet kan trolig tilskrives økt yrkesaktivitet i den kvinnelige halvdel av ungdomsgruppen. Arbeidstilbudet fra ungdom kan være relativt følsomt for svingninger i etterspørselen etter arbeidskraft, både fordi de har alternative forsørgelseskilder, har lav ansiennitet og til dels ikke har avsluttet sin

Figur 1. Total yrkesandel. 1970 - 1997



Figur 2. Yrkesandeler for ungdom og pensjonister



utdannelse. Betydningen av disse faktorene varierer mellom de to ungdomsgruppene. I Norge har vi sett en kraftig økning i andelen av ungdomskullene under utdanning i perioden med høy ledighet fra 1988 og fram til 1995. Utdanning kan i denne perioden ha framstått som en alternativ kilde til forsørgelse, i den grad man er kvalifisert for utdanningsstøtte, i tillegg til at alternativverdien av tid brukt til utdanning er lav for arbeidsledige personer, og da spesielt for ungdom som ofte ikke er berettiget til ledighetstrygd. Perioder med

høy ledighet kan også virke motiverende på å ta utdanning for å kunne stille sterkere på arbeidsmarkedet på noe lengre sikt.

Den største gruppen, Menn 25-59 år, favner over aldersgrupper med til dels ulik tilpasning. En del av de yngste i denne gruppen er under utdanning, mens det blant de eldste er en økende grad av uførepensjonister. Fra figur 3 ser vi at gruppen kan karakteriseres som arbeidslivets kjernetropp, med relative stabile sysselsettingsandeler på over 90 prosent hele perioden 1970 til 1997. Inntektsgivende arbeid er hovedaktiviteten for denne gruppen.

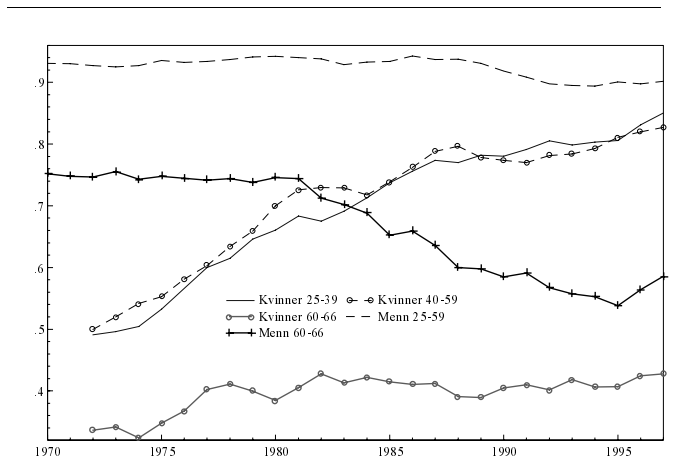
Yrkesprosentene for voksne kvinner og menn ligger på forskjellige nivåer, og har jamfør figur 3 hatt et svært ulikt forløp siden starten av 1970-tallet. Det er derfor naturlig å analysere voksne kvinner og menn hver for seg. Ser vi perioden 1970 til 1997 under ett, er det kvinnene som har bidratt mest til veksten i arbeidstilbudet. Forskjellen i yrkesprosent mellom kvinner og menn har således blitt redusert over tid.

Ulike livsfaser for voksne kvinner kan knyttes til etablering av egen familie og ansvar for mindreårige barn, perioden da barna i stadig større grad klarer seg selv og etter hvert flytter hjemmefra og til slutt egen aldring. Økonomien i husholdningen vil endre seg gjennom de ulike fasene. Vi har valgt å dele inn voksne kvinner i tre aldersgrupper som i stor grad avspeiler disse ulike livsfasene. De tre aldersgruppene er 25-39 år, 40-59 år og 60-66 år. Endringer over tid i yrkesprosentene for den enkelte aldersgruppe kan skyldes endret gjennomsnittsalder innad i gruppen, men vil i hovedsak være et resultat av kohorteffekter.

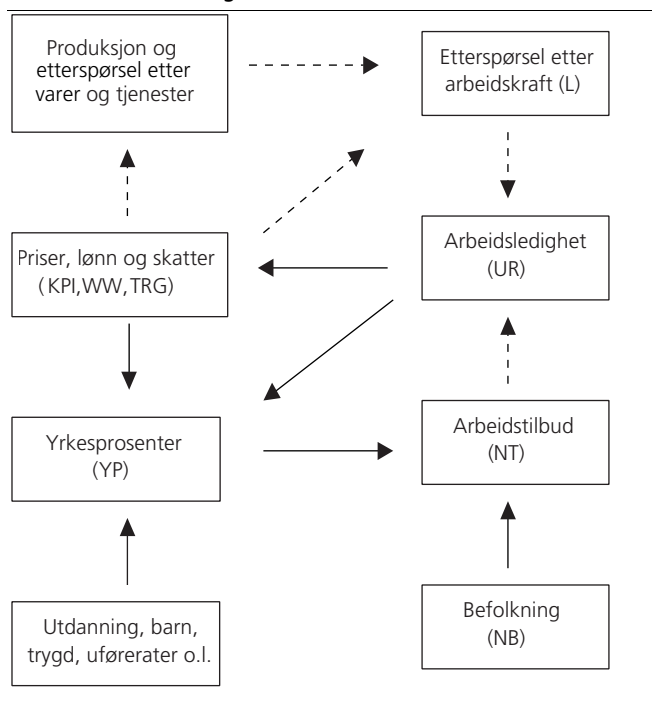
Fra figur 3 ser vi at kvinner mellom 25 og 60 år er de som klart har hatt størst økning i yrkesaktiviteten fra 1972 og frem til 1997. Dette forklares ofte med økningen i kvinners utdanningsnivå, reduserte fødselsrater i deler av perioden, barnehageutbygging, utvidet svangerskapspermisjon og vekst i antall arbeidsplasser innen helse-, omsorgs- og serviceyrker i samspill med den generelle endringen i synet på kvinners yrkesdeltaking. Ved å skille ut kvinner under 40 år som en egen gruppe, øker vi sannsynligheten for å kunne identifisere effekter av antall barn per kvinne, svangerskapspermisjonen og barnehagedekning. Kvinner i alderen 40-59 år kan være mer sensitive enn de yngre kvinnene overfor endringer i arbeidsmarkedet, både fordi en del av disse kvinnene skal etablere seg på nytt i arbeidslivet etter en periode som hjemmeværende, men også fordi de eldste i gruppen kan være utsatt for utstøtning.

Nedgangen i yrkesdeltakelsen blant den eldre delen av yrkesbefolkningen (60-74 år) har bidratt til å dempe veksten i den samlede yrkesprosenten. For menn 60-66 år ser vi fra figur 4 at yrkesdeltakelsen faller kraftig

Figur 3. Yrkesandeler for kvinner og menn



Figur 4. Arbeidstilbud og etterspørsel etter arbeidskraft i MODAG og KVARTS



gjennom 1980-tallet, noe som er sammenfallende med økende uføreandeler. På 1990-tallet spiller trolig økt førtidspensjonering en gradvis viktigere rolle. Holder vi den uføre befolkningen utenfor, sank yrkesprosenten for menn 60-66 år med om lag 10 prosentpoeng i løpet av 1972-1997. Avveiningen mellom arbeid og fritid endres trolig i favør av mer fritid etter som man blir eldre, samtidig som ulike typer førtidspensjon, alderstrygd og uføretrygd øker den potensielle arbeidsfrie inntekten. Den generelle inntektsveksten i samfunnet kan også ha gitt en negativ effekt på eldre personers arbeidstilbud.

Utviklingen over tid for 60-66 åringene er svært forskjellig for kvinner og menn. Trolig dekker de stabile yrkesprosentene for de eldre kvinnene, gjengitt i figur

3, over to motstridende effekter. Økt sysselsetting blant kvinner generelt har bidratt til å dra opp andelen, mens økende uførerater og økte muligheter for førtidspensjonering har hatt motsatt effekt.

Vi studerer Pensjonister 67-74 år under ett, uten å skille mellom kvinner og menn. Yrkesprosenten for denne gruppen er svært lav og avtakende, jamfør figur 2. For individer i denne gruppen er alderspensjon en rettighet og dermed en arbeidsfri inntekt, selv om den varierer avhengig av opptjeningen. Etter at ventetillegget falt bort i 1984, er det ikke mulig å oppnå større pensjonsutbetalinger ved å utsette avgangen til fylte 70 år. Noen individer vil allikevel velge å jobbe fordi verdien av fritid er mindre enn reservasjonslønnen.

2.1. Endret gruppeinndeling i forhold til tidligere studier

I tidligere studier av arbeidstilbudet på norske data har inndelingen av kvinner i alderen 25 til 66 år vært etter sivil status: gifte og ugifte. Sett i lys av kvinners yrkesadferd i starten av dataperioden, kan dette virke som en fornuftig inndeling ettersom en stor del av kvinnene hadde truffet sine beslutninger i forhold til yrkeskarriere i en tid da det å få barn var nær ensbetydende med å være gift og hjemmевærende. Det var heller ikke uvanlig å forbli hjemmевærende etter at barna var blitt eldre. På begynnelsen av 1970-tallet hadde gifte kvinner således langt lavere yrkesdeltakelse enn ugifte kvinner, cirka 40 prosent blant gifte kvinner og rundt 60 prosent blant ugifte kvinner. I dag stiller dette seg annerledes. Ekteskapeleg status er blitt en mindre klar indikasjon på hvorvidt man har barn og om man har mulighet for å bli forsørget av en partner. Dette gjelder spesielt blant yngre kvinner. I tillegg velger stadig flere kvinner å opprettholde kontakten med arbeidslivet samtidig som de har omsorg for mindreårige barn, og det er nå kun et fåtall kvinner som forblir hjemmевærende utover perioden med småbarn. Gifte kvinner har i dag om lag like stor yrkesdeltakelse som ugifte kvinner.

En viktig grunn til å gå bort i fra den tidligere inndelingen, er at sammensetningen innad i gruppen ugifte kvinner har endret seg kraftig siden starten av 1970-tallet. Mens den i utgangspunktet hovedsakelig besto av enker og kvinner som bodde alene, aldri hadde vært gift og heller ikke hadde ansvar for barn, består den på 1990-tallet i økende grad av enslige forsørgere og kvinner som er samboende, flere av disse med barn, i tillegg til de man tradisjonelt har tenkt på som ugifte. Økt gjennomsnittsalder ved familieetablering spiller også en viktig rolle. En typisk representant for gruppen ugifte kvinner er dermed en helt annen i dag enn for 30 år siden. Endringen i sammensetningen har skjedd gradvis, og har blant annet ført til at fordelingen over populasjonen av en rekke kjennetegn som alder, antall barn, og kilder til arbeidsfri inntekt ikke har ligget fast over tid, noe som kan lede til ustabile koeffisienter. Blant annet har gjennomsnitts-

alderen falt fra 50 år på starten av 1970-tallet til 40 år tidlig på 1990-tallet, mens gjennomsnittsalderen til gifte kvinner har beveget seg over et spenn på 1,5 år. Både kvinners ulike yrkesaktivitet over livsfasene og de store endringene i kvinners tilpasning til arbeidsmarkedet gjør at en analyse av gruppen 25-66 år har gitt en sterk sammenblanding av livsfase- og korhorteffekter.

2.2. Noen empiriske resultater

Det finnes en bred internasjonal litteratur med resultater fra empiriske analyser av sammenhengen mellom lønn og arbeidstilbud. De fleste analysene er foretatt på mikrodata, og fokus er ofte på voksne menn og gifte kvinner. Arbeidstilbudet i disse studiene måles som regel i timer. Et hovedresultat er relativt små ukompenserte lønnselastisiteter¹ for menns arbeidstilbud, og større for gifte kvinners. Oppsummering av tidlige resultater for amerikanske og britiske menn er gitt i Pencavel (1986), mens Killingsworth og Heckman (1986) oppsummerer studier av kvinners arbeidstilbud. De tidlige resultatene for kvinners arbeidstilbud spriker til dels kraftig. Dette kan dels ha sammenheng med at de metodiske problemene er store når man analyserer kvinners arbeidstilbud, blant annet som følge av at langt flere kvinner enn menn har valgt å ikke tilby arbeid. Nyere studier referert i OECD (1995) viser mindre variasjon i resultatene, men bekrefter forøvrig resultatene i tidligere studier. De antyder en ukompensert elastisitet for gifte kvinners arbeidstilbud på om lag 0,5, mens enslige mødres elastisitet ligger noe høyere. Med utgangspunkt i en oversikt over ulike mikrobaserte studier referert i Blundell og MaCurdy (1999), kan vi anslå gifte menns ukompenserte lønnselastisitet til i underkant av 0,1 og til 0,6 for gifte kvinner.

Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995) og Aaberge, Colombino og Strøm (1997) inneholder estimerte lønnselastisiteter for gifte norske kvinner og menn basert på tverrsnittsdata fra henholdsvis 1979 og 1986. De estimerte elastisitetene er relativt høye, og kan være noe overvurderte av datamessige årsaker ifølge forfatterne. De ukompenserte lønnselastisitetene for henholdsvis kvinner og menn er 0,92 og 0,31 beregnet på 1986-dataene. Elastisitetene beregnet på 1979-dataene er høyere, noe som delvis kan tilskrives at inntekten og yrkesdeltakingen var høyere i 1986 enn i 1979. Et viktig resultat i disse to studiene, er at elastisitetene avtar med inntekten. Kornstad og Thoresen (1998) benytter norske data fra 1995, og finner en lønnselastisitet for gifte kvinner på 0,4.

¹ Den ukompenserte lønnselastisiteten angir den prosentvise endringen i arbeidstilbudet ved en én prosents økning i lønna og omfatter både substitusjons- og inntektseffekten. I litteraturen benyttes også den inntektskompenserte lønnselastisiteten som kun fanger opp substitusjonseffekten av en lønnsøkning.

Aaberge m. fl. (1995, 1997) beregner også lønnselastisiteter med hensyn på det diskrete valget om yrkesdeltaking. For kvinner finner de en elastisitet på 0,37, mens de for menn beregner en elastisitet på 0,17 (1986-data). I aggregerte makrostudier vil det ofte være vanskelig å identifisere effekten av både egen og ektefelles lønn, ettersom manns- og kvinnelønner beveger seg relativt parallelt over tid. Med utgangspunkt i mikrostudiene kan vi anslå effekten på kvinners (menns) yrkesdeltaking av en samtidig økning i både manns- og kvinnelønner som differansen mellom egen lønnselastisitet og krysselastisiteten. Denne nettoelastisiteten kan i Aaberge m. fl. (1997) anslås til 0,25 og 0,14 for henholdsvis kvinner og menn.

Tidligere studier av arbeidstilbudet i Norge basert på aggregerte tidsseriedata, finner små lønnselastisiteter for menns yrkesdeltaking. I Lindquist m. fl. (1990), Bowitz (1992) og Zakariassen (1994) splittes befolkningen opp i syv demografiske grupper avhengig av kjønn, alder og sivilstand. I disse studiene ligger lønnselastisiteten for voksne menn (25-59 år) i intervallet 0,02-0,06. De to førstnevnte studiene finner en effekt av kvinnelønn relativt til mannlønn på gifte kvinners yrkesprosenter på om lag 0,2, mens Zakariassen ikke finner lønnseffekter for denne gruppen. Alle de tre studiene har imidlertid problemer med å identifisere lønnseffekter på kvinners yrkesprosenter på grunn av multikollinearitet i data. Estimaten på lønnselastisiteten for ugifte kvinner ligger mellom 0,07 og 0,18. Både Lindquist m. fl. og Zakariassen rapporterer relativt høye lønnselastisiteter for den yngste ungdomsgruppen (16-19 år), i størrelsesorden 0,5-0,7. For de to eldste gruppene (menn 60-66 år og pensjonister 67-74 år) finner de to sistnevnte studiene signifikante og negative effekter av trygdenivået på disse gruppenes yrkesandeler.

Effekten av skattesystemet og metoder for hvordan kompleksiteten i skattesystemet kan ivaretas, er et svært viktig tema i arbeidstilbudsanalyser basert på mikrodata. Dette temaet er bredt dekket i Blundell og MaCurdy (1999). Blant studier på norske data kan nevnes Aaberge, Colombino og Strøm (1997), Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995) og Aarbu og Thoresen (1997). En konklusjon man kan trekke av disse arbeidene er at den norske skattereformen i 1992 hadde relativt små effekter på arbeidstilbudet. En viktig grunn for dette, er at reformen i første rekke reduserte marginalskatten for høyinntektsgrupper som har et relativt uelastisk arbeidstilbud.

3. Teoretisk utgangspunkt

Bak det totale tilbudet av arbeidskraft i en økonomi, ligger summen av enkeltaktørens beslutning om yrkesaktivitet, og hvis de ønsker å tilby sin arbeidskraft – hvor mye de tilbyr. I dette kapittelet gis en kort oversikt over teorier for arbeidstilbud. For en grundigere gjennomgang viser vi til Killingsworth (1983), Pencavel (1986), Killingsworth og Heckman (1986) og Blundell og MaCurdy (1999).

I den enkle, statiske modellen for arbeidstilbud, som først presenteres, foretar aktøren en avveining mellom arbeid og fritid, mens forhold som for eksempel time-lønn, utdanningsnivå, familiesituasjon og overføringer fra private og det offentlige betraktes som gitte størrelser og upåvirket av aktørens valg. Modellen er ikke egnet til å forklare hvordan aktørens tilpasninger på en rekke områder som for eksempel utdanning, yrkeskarriere og familieetablering gjensidig påvirker hverandre over tid. I løpet av den perioden vi studerer har det skjedd store endringer på disse områdene, og disse endringene kan bidra til å forklare utviklingen i arbeidstilbudet for grupper av befolkningen. Kapittelet inneholder derfor også en gjennomgang av momenter fra dynamiske arbeidstilbudmodeller og modeller som studerer beslutninger innad i familien. Deretter diskuteres det hvordan situasjonen på arbeidsmarkedet kan føre til at enkelte aktører støtes ut av markedet, mens andre ikke finner det verdt å søke arbeid.

3.1. En enkel modell for arbeidstilbud

Den enkle, statiske arbeidstilbudsteorien tar utgangspunkt i en aktør som på et gitt tidspunkt maksimerer sin nytte av konsum, C , og fritid, F , gitt en budsjettbetingelse og en grense for hvor mye tid som maksimalt kan brukes på inntektsgivende arbeid, T (se likning (1)). Aktørens nytte representeres ved en nyttefunksjon med standard egenskaper, der konsum og fritid inngår som argumenter; $U = U(F, C, Z)$ ². Z er en vektor av ulike variable som kan påvirke aktørens

avveining mellom konsum og fritid. Variable som kan inngå i Z er blant annet utdanningsnivå, egen helse, antall barn man har omsorg for og deres alder og om man har tilgang på barnehageplass. Betydningen av disse faktorene diskuteres i avsnittene 3.2-3.5

$$\begin{aligned} & \text{Max } U(F, C, Z) \quad \text{m.h.p. } F \text{ og } C \text{ gitt} \\ (1) \quad & (a) \quad p \cdot C - W(1-t) \cdot H - y_0 \leq 0, \\ & (b) \quad F + H = T, \\ & (c) \quad 0 \leq H \leq T \end{aligned}$$

Budsjettbetingelsen (a) begrenser verdien av konsumet, $p \cdot C$, til summen av disponibel lønnsinntekt, $W(1-t) \cdot H$ og en arbeidsfri inntekt, y_0 . p er prisen på konsumvarer, W er nominell timelønn, t er en skattesats på arbeidsinntekt og H er antall timer brukt til inntektsgivende arbeid. Ettersom aktøren har positiv grensenytte av både konsum og fritid, vil budsjettbetingelsen oppfylles med likhet. Den arbeidsfrie inntekten kan blant annet avhenge av ektefelle eller foreldres inntekt, offentlige overføringer og stønader som barnetrygd, kontantstøtte, alders- og uførepensjon, bidrag til aleneforeldre, og netto avkastning på egen formue. Det følger av (a) og (b) at prisen på fritid er lik den lønnen man gir avkall på når man har fri; $W(1-t)$. Den gitte tidsrammen, T , kan gis forskjellige definisjoner hvor ytterpunktene vil være henholdsvis antall timer i perioden og det maksimale antall timer man har lov til å jobbe i løpet av perioden. For vårt formål er det tilstrekkelig å anta at aktøren ikke selv kontrollerer denne størrelsen.

Innenfor rammene (a)-(c) velger aktøren den sammensetningen av fritid og konsum som maksimerer nyttefunksjonen. En optimal, indre tilpasning innebærer at forholdet mellom grensenytten av henholdsvis fritid og konsum er lik disponibel realtimelønn, og aktøren vil fordele sin tidsramme på arbeid og fritid slik at dette oppfylles.

$$(2) \quad \frac{U'_F(F, C, Z)}{U'_C(F, C, Z)} = \frac{W(1-t)}{p} = w$$

² Vi antar at følgende krav til nyttefunksjonen er oppfylt:

$$\begin{aligned} U'_F(F, C, Z) &= \partial U(F, C, Z) / \partial F > 0, \quad \partial^2 U(F, C, Z) / \partial F^2 < 0, \\ U'_C(F, C, Z) &= \partial U(F, C, Z) / \partial C > 0, \quad \partial^2 U(F, C, Z) / \partial C^2 < 0, \\ U(F, C, Z) &\text{ er kvasikonkav i } F \text{ og } C. \end{aligned}$$

To hjørneløsninger, hvor den disponible tidsrammen benyttes til enten fritid eller arbeid, er mulige. Hvis forholdet mellom grensenyttene i tilpasningspunktet er større enn disponibel reallønn, innebærer det at $H = 0$ og at aktøren ikke tilbyr arbeid. I det motsatte tilfellet er forholdet mellom grensenyttene mindre enn w og $H = T$.

Forholdet mellom grensenyttene i (2) kalles skyggeprisen på fritid, r . Skyggeprisen på fritid vil generelt avhenge av F , C og Z . Ved å løse budsjettbetingelsen med hensyn på C og sette inn uttrykkene for grensenyttene, får vi at skyggeprisen i tillegg til å avhenge av F og av variablene som inngår i Z , avhenger av den totale tidsrammen, reallønn og arbeidsfri inntekt, gitt at budsjettbetingelsen er oppfylt. Gjennom funksjonsformen $r(\cdot)$ avhenger skyggeprisen også av aktørens preferanser for forbruk og fritid.

$$(3) \quad r = r\left(F, \frac{W(1-t)(T-F) + y_0}{p}, Z\right)$$

En optimal, indre tilpasning er kjennetegnet ved at skyggeprisen på fritid er lik kjøpekraften av å jobbe ytterligere én time.

En aktørs reservasjonslønn r_0 er definert som skyggeprisen på fritid når hele den disponible tidsrammen brukes til fritid ($H = 0$), se (4). Hvis lønnen som tilbys i arbeidsmarkedet er lavere enn eller lik aktørens reservasjonslønn velger aktøren å ikke tilby arbeid. Aktøren tilbyr arbeid dersom disponibel reallønn overstiger reservasjonslønnen.

$$(4) \quad \begin{aligned} r_0 = r(T, y_0/p, Z) &\geq w \Rightarrow H = 0 \\ r_0 = r(T, y_0/p, Z) &< w \Rightarrow H > 0 \end{aligned}$$

Forholdet mellom disponibel reallønn og reservasjonslønn er sentralt for hvorvidt en aktør tilbyr arbeid, mens forholdet mellom disponibel reallønn og skyggeprisen på fritid avgjør hvor mye arbeid aktøren i så fall ønsker å tilby.

I denne modellen avhenger arbeidstilbudet av disponibel reallønn, arbeidsfri inntekt, aktørens preferanser over konsum og fritid og kjennetegnene spesifisert i Z . Endringer i disse størrelsene vil, gitt en indre løsning, påvirke aktørens tilpasning. Øker den arbeidsfrie inntekten ønsker aktøren mer av både konsum og fritid, i det vi antar at disse godene er normale. Ettersom fritiden øker, må arbeidstilbudet gå ned. Vi har her å gjøre med en ren inntektseffekt. Økt arbeidsfri inntekt kan føre til at reservasjonslønnen øker til et nivå over den disponible reallønnen og aktøren trekker seg ut av arbeidsmarkedet. For aktører som i utgangspunktet ikke tilbyr arbeid, har en økning i den arbeidsfrie inntekten ingen effekt på arbeidstilbudet, mens vi kan få en positiv etterspørsel etter fritid fra

aktører som før brukte hele den disponible tidsrammen til arbeid.

Vi får en tilsvarende inntektseffekt for aktører som i utgangspunktet tilbyr arbeid når den disponible reallønnen øker. I tillegg gir lønnsøkningen en substitusjonseffekt som trekker i retning av redusert fritid og økt konsum. Substitusjonseffekten skyldes at fritid er blitt relativt dyrere i form av tapte konsummuligheter. Aktørene vil derfor substituere seg bort fra denne varen og over mot varer som er blitt relativt billigere her konsum. Som følge av de to motstridende effektene på arbeidstilbudet, er totalvirkningen av økt disponibel reallønn usikker med hensyn på antall timer som tilbys. Imidlertid vil lønnsøkningen føre til at enkelte som i utgangspunktet ikke tilbyr arbeid, blir stilt overfor en disponibel reallønn som overstiger reservasjonslønnen. Disse vil dermed tilby arbeidskraft.

Vi kan foreløpig konkludere med at økt arbeidsfri inntekt fører til redusert arbeidstilbud, både i form av antall aktører og i form av antall timer. En økning i disponibel reallønn, enten ved økt lønnsats eller redusert skatt på arbeidsinntekt, har en usikker effekt på antall timeverk som tilbys, men vil gi en økning i antall yrkesaktive aktører.

Ettersom reservasjonslønnen er den laveste disponible reallønnen aktøren vil tilby arbeid til, kan sannsynligheten for hvorvidt en aktør vil tilby arbeid settes lik sannsynligheten for at disponibel reallønn skal overskride reservasjonslønnen.

$$(5) \quad P(H > 0) = P(w > r_0)$$

Den enkle statiske arbeidstilbudsmodellen beskrevet i dette avsnittet kan utvides i flere retninger. De viktigste utvidelsene går i retning dynamiske modeller og modeller som tar hensyn til kompleksiteten i skattesystemet eller avhengigheten innad i familien. Tidsnyttingsteorien gir oss også viktige bidrag. Vi kommer nærmere inn på elementer fra disse teoriene i avsnitt 3.2-3.5.

3.2. Skattesystemet

I den enkle arbeidstilbudsmodellen i avsnitt 3.1 forutsettes det et svært enkelt skattesystem ettersom det kun inngår en skattesats som er uavhengig av arbeidsinnsats og lønnsnivå. I realiteten vil de fleste skattesystemer være langt mer kompliserte enn dette. Et viktig kjennetegn ved det norske skattesystemet er progressiviteten som er innført via klasse- og minstefradrag og stigende marginalsattesats ved økende inntektsnivåer. En-inntektsfamilier eller familier hvor den ene parten har lav arbeidsinntekt skattes i klasse 2, med blant annet høyere klassefradrag og høyere inntektsnivå for innfasing av toppskatt. I tillegg kan skattesystemet i kombinasjon med overføringer til yrkespassive (arbeidsledighetstrygd, kontantstøtte,

uføretrygd) og regler for avkorting av trygd mot arbeidsinntekt, gi høy reell marginalsatt for enkelte (ofte lavinntekts-) grupper.

Marginalskattesatsen er den interessante satsen når man vurderer hvorvidt det er optimalt å tilby ytterligere en time arbeid. Det er således denne satsen som inngår i uttrykket for disponibel realtimelønn i standard arbeidstilbudsmodeller. Normalt vil gjennomsnittskattesatsen avvike fra marginalsattesatsen. Effekten av dette på den disponible inntekten kan fanges opp via begrepet virtuell inntekt, som i tillegg til den arbeidsfrie inntekten fanger opp avviket mellom marginal- og gjennomsnittsskatt for det aktuelle inntektssegmentet. Virtuell inntekt erstatter arbeidsfri inntekt i individets budsjettbetingelse. En endring i skattesystemet som gir økt marginalsatt, men uendret gjennomsnittsskatt, fører til høyere virtuell inntekt. Dette virker isolert sett dempende på arbeidstilbudet.

Skattesystemet i Norge er svært komplekst, og det har skjedd store endringer i løpet av den perioden vi studerer. Dette gjelder blant annet forholdet mellom gjennomsnitt- og marginalsattesatser, adgang til å trekke fra gjeldsrenter, og bruk av felles likning mellom ektefeller. Økonometrisk analyse basert på aggregerte tidsserier gir små muligheter til å belyse den fulle effekten av skattesystemet på arbeidstilbudet. Vi har valgt å benytte gjennomsnittsskatten framfor marginalsattesatsen fordi vi finner det rimelig at den førstnevnte av disse satsene har størst betydning for det diskrete jobb-valget, mens marginalsattesatsen primært har betydning for det marginale valget med hensyn på antall timer som tilbys. Underveis i estimeringene har vi gjort forsøk med å inkludere forholdet mellom marginal- og gjennomsnittskattesatsen i relasjonene. Via dette leddet har vi testet hvilken av de to satsene som har størst forklaringskraft, samt hvorvidt forholdet mellom de to har en selvstendig effekt. Begrepet virtuell inntekt antyder at en slik effekt kan være til stede. I våre analyser blir denne effekten insigifikant.

3.3. Familien som enhet

I den enkle modellen vi har beskrevet over, framstår individet som en isolert beslutningsenhet. Dette blir en noe snever innfallsvinkel ettersom en stor del av befolkningen tilhører forbruksenheter på mer enn ett individ. Innen en slik enhet vil aktørens tilpasning i forhold til fritid, arbeidstilbud og konsum både påvirke og være påvirket av øvrige medlemmers valg. Disse valgene treffes enten simultant, ved å maksimere en felles nyttefunksjon, som et resultat av forhandlingsløsninger, eller sekvensielt, ved at en eller flere aktører foretar sine valg gitt tilpasningen til en eller flere av de øvrige medlemmene.

Et eksempel på et sekvensielt valg vil være ungdom som helt eller delvis blir forsørget av sine foreldre, eller

gifte kvinner som tar ektefellens tilpasning i arbeidsmarkedet som gitt. Dette tilfellet kan analyseres innenfor den enkle modellen ved å la deler av foreldrenes eller ektefellens inntekt inngå i den arbeidsfrie inntekten. Gitt dette beløpet bestemmer ungdommen/kvinnen hvorvidt hun vil jobbe, og i tilfelle hvor mye.

For to voksne parter i en husholdning vil konsummulighetene være påvirket ikke bare av egen, men også av den andres inntekt. Nyten av fritid vil ofte være påvirket av partnerens tidsbruk, både i form av noen å tilbringe fritiden med og i forhold til fordeling av husarbeid og omsorgsoppgaver. Vi kan tenke oss ulike forklaringsmodeller.

En forholdsvis enkel tilnærming er å anta at familien er beslutningsenheten (se f.eks. Ashenfelter og Heckman, 1974) og at den maksimerer en felles nyttefunksjon med hensyn på enkeltmedlemmenes fritid og familiens konsum av varer. Budsjettbetingelsen avhenger blant annet av alle medlemmenes arbeidsinntekt. Denne modellen gir symmetriske kryss-substitusjonseffekter hvis begge jobber, slik at en inntektskompensert endring i mannens lønn har den samme effekten på kvinnens arbeidstilbud som en tilsvarende endring i kvinnens lønn har på mannens tilbud. Dette resultatet står i motsetning til empiriske resultater som viser at kvinners arbeidstilbud avhenger negativt av menns disponible reallønn, mens man ikke finner tilsvarende effekter av kvinnelønnen på menns arbeidstilbud. "Familie-nytte modellen" har også blitt kritisert for å gi en mangelfull forklaring på hvordan familien når fram til en felles nyttefunksjon.

Innen den spillteoretiske tilnærmingen (se f.eks. McElroy og Horney, 1981) betraktes partene som individer med separate nyttefunksjoner. Partenes arbeidstilbud og fordeling av felles ressurser er et resultat av et spill dem imellom. Disse modellen gir som regel indirekte og usymmetriske inntektseffekter fra den enes disponible reallønn på den andres arbeidstilbud. Innen spillteoretiske modeller vil ofte resultatet for den enkelte avhenge av partenes styrkeforhold. I den grad styrkeforholdet avhenger av relative lønnsforskjeller innad i familien vil forhold som påvirker potensiell markedslønn, som f.eks. utdanningsnivå, arbeidserfaring og tilgang på aktuelle arbeidsplasser ha betydning på den enkeltes tilpasning. Disse forholdene kan også påvirke resultatet via andre kanaler. I tillegg kan den enkelte partens nyttevurdering av tid brukt i hjemmet ha betydning.

3.4. Tidsnyttningsteori

Tidsnyttningsteorien skriver seg tilbake til Becker (1965). Teorien gir ikke vesentlig andre resultater med hensyn på arbeidstilbudet enn standard arbeidstilbudsmodeller, men har sin styrke i at den fokuserer på verdien av tid brukt utenfor markedet. Videre tilbyr modellen et rammeverk for å analysere avveiningen

mellom markedsbaserte og ikke-markedsbaserte løsninger. Utgangspunktet i tidsnyttingsteorien er at aktørene produserer grunnleggende goder som inngår i nyttefunksjonen, ved å sammenkoble fysiske goder og tidsbruk. De grunnleggende godene varierer i forhold til hvor tidsintensive og vareintensive de er. Teorien setter dermed fokus på den verdien fritid har i form av å inngå i produksjon av goder; som f.eks. husarbeid og omsorgsarbeid. Antar man at kvinner har større grenseproduktivitet enn menn i produksjonen utenfor markedet (i hjemmet), impliserer teorien at kvinner vil tilby mindre arbeid utenfor hjemmet, og ha et mer elastisk arbeidstilbud med hensyn på egen lønn, gitt at hun ikke har høyere lønn enn han.

Videre peker teorien på at tidsintensive og vareintensive goder kan være nære substitutter og at økt disponibel realtimelønn kan gi en substitusjon fra tidsintensive over mot vareintensive goder. En økning i kvinners lønnsnivå vil derfor typisk kunne gi økt arbeidstilbud og større etterspørsel etter markedsbaserte løsninger som betalt hjelp i huset, barnepass og bruk av hel- og halvfabrikata. Til dette bør det føyes at eksistensen av vareintensive substitutter til tidsintensive varer kan være en forutsetning for kvinners arbeidstilbud og at vi trolig står overfor et gjensidig påvirkningsforhold. Økt etterspørsel etter markedsbaserte løsninger grunnet kvinners yrkesdeltaking framtvinger et tilbud, samtidig som det økte tilbudet ytterligere muliggjør kvinners yrkesdeltaking.

Utviklingen i husholdningsteknologi innebærer at mange ikke-markedsbaserte goder kan produseres med mindre innsats av tid og at godet dermed er blitt relativt billigere når vi tar hensyn til tidsbruken. Dette gir en positiv inntektseffekt som isolert sett fører til økt arbeidstilbud, mens substitusjonseffekten trekker i motsatt retning. Den positive inntektseffekten vil trolig være avgjørende hvis man antar en sterkt avtakende grensenytte av husarbeid. Tidsnyttingsteorien underbygger dermed en positiv sammenheng mellom utviklingen i husholdningsteknologi og kvinners arbeidstilbud.

Det gode mange opplever ved å ha barn, er typisk tidsintensivt. Selv om det finnes markedsbaserte løsninger til deler av omsorgsansvaret, er selve gleden ved samværet avhengig av tid. Grensenytten av fritid vil derfor trolig avhenge positivt av antall barn. Skyggeprisen på fritid og reservasjonslønnen vil øke, alt annet likt.

Dette trekker i retning redusert arbeidstilbud fra yrkesaktive, enten ved å jobbe færre timer eller ved å trekke seg helt ut av arbeidsmarkedet. På den andre siden krever det å ha barn også et visst vareforbruk. Antall barn øker dermed grensenytten av konsum og vi får en effekt i retning økt arbeidstilbud. Det antas ofte at barn går fra å være tidsintensive i sine første år, til gradvis å bli mer vareintensive. Den negative effekten på arbeidstilbudet kommer derfor trolig når barna er små,

og impliserer at arbeidstilbudet fra kvinner gradvis øker når barna har nådd en viss alder.

Store relative lønnsforskjeller fører til store forskjeller i prisen på fritid, eller for å bruke terminologien fra Beckers tidsnyttingsteori; forskjeller i prisen på tidsintensivt konsum. Gitt nivået på familiens forbruk av tidsintensivt konsum, vil ulikheter i lønn gi et lavere tilbud av arbeid fra den av partene som står overfor den laveste timelønnen. Antar vi at tidsintensivt konsum øker med antall barn i familien og at kvinner i de fleste parforhold har lavest disponibel realtimelønn, vil kvinners arbeidstilbud avta med antall barn.

En økning i en av partenes disponible realtimelønn har ulike effekter. For familien som helhet har det en usikker effekt ettersom inntektseffekten trekker i retning av økt etterspørsel etter fritid mens substitusjonseffekten trekker i motsatt retning. Når det gjelder fordelingen av arbeid og fritid innad i parforholdet, er prisen på tidsintensivt konsum blitt relativt rimeligere for den av partene som ikke har fått økt lønn. Denne parten har trolig også fått økt sin arbeidsfrie inntekt. Et mulig resultat er dermed at den som står overfor uendret lønn jobber mindre, eventuelt trekker seg ut av arbeidsmarkedet, mens den andre parten øker sitt arbeidstilbud. På den andre siden kan økte lønnsforskjeller påvirke forhandlingsstyrken i et parforhold, og føre til at den som har fått økt sin lønn tar ut hele økningen i fritid hvis denne parten ønsker det.

3.5. Tilpasning over livssyklusen og dynamiske arbeidstilbudsmodeller

I dynamiske arbeidstilbudsmodeller antar man at aktørene på et gitt tidspunkt fatter en beslutning om hvor mye arbeid som skal tilbys i dag og i alle framtidige perioder. Nyttefunksjonen som maksimeres avhenger av konsum og fritid i alle periodene, i likhet med budsjettbetingelsen som avhenger av summen av neddiskonterte forventede inntekter og konsumutgifter i alle periodene i tillegg til initial formue. Et viktig resultat i de helt enkle dynamiske arbeidstilbudsmodellene som forutsetter at lønnen er eksogen, er at reservasjonslønnen i en gitt periode avhenger av forventede inntekter i alle perioder via marginalnyttens av formue. En lønnsøkning i en vilkårlig valgt periode reduserer den marginale nytten av formue og hever dermed reservasjonslønnen slik at sannsynligheten for å delta i arbeidsstyrken isolert sett reduseres i alle perioder.

Man kan også operere med intertemporale arbeidstilbudsmodeller der lønnen bestemmes endogen, f.eks. som en funksjon av utdanning og/eller ansiennitet. Inntektsprofilen over hele livsløpet vil dermed avhenge av valg man gjør tidlig i livet med hensyn på utdanning, etablering av en yrkeskarriere, avbrudd i forbindelse med barnefødsler og omsorgsperioder samt når disse hendelsene inntreffer i forhold til hverandre. Antar man at aktøren har rasjonelle forventninger, er

det i prinsippet mulig å finne en optimal bane for utdanning, fertilitet og yrkesdeltaking som maksimerer den intertemporale nyttefunksjonen med hensyn på konsum og fritid. Selv om forutsetningen om rasjonelle forventninger er høyst diskutabel, ikke minst i denne sammenhengen, er det nyttig å diskutere de nevnte hendelsene i en intertemporal kontekst. Resonnementene må bli relativt partielle ettersom intertemporale arbeidstilbudsmodeller raskt blir vanskelige å håndtere.

3.5.1. Utdanning

Innen dynamiske arbeidstilbudsmodeller er optimal utdanningslengde en funksjon av blant annet forventede utgifter og inntekter som kan tilskrives utdanningen. Mens man er under utdanning representerer utdanning et inntektsbortfall, samtidig som utdanning vil påvirke yrkesmuligheter og lønnsprofil senere i livet. Gjennomsnittlig lengde på ønsket utdanning vil øke med forventet nettogevinst av å ta utdanning.

Forventninger og planer om egen yrkesaktivitet over hele livsløpet vil påvirke gevinsten av utdanning. Økt kvinnelig yrkesdeltaking sammen med en endring i den alminnelige holdningen til kvinners yrkesaktivitet og likestilling mellom kjønnene, fører trolig til at yngre kvinner i økende grad regner med lengre perioder som yrkesaktiv. Dette kan stimulere flere til å ta utdanning, men også til å ta lengre utdanning.

Aktørens utdanning kan påvirke avveiningen mellom arbeid og fritid senere i livet. Den disponible realtime-lønnen man står overfor i markedet vil generelt øke med utdanningens lengde. Inntekts- og substitusjonseffekten vil imidlertid trekke i hver sin retning med hensyn på arbeidstilbudet. Flere forhold taler for at reservasjonslønnen avhenger negativt av utdanningsnivået. For det første kan nyttestrukturen påvirkes både fordi man ønsker å bruke tilegnede kunnskaper og fordi jobbkarakteristika kan variere med utdanningsnivået. I tillegg vil tilbakebetaling av et eventuelt utdanningslån redusere den arbeidsfrie inntekten, og dermed reservasjonslønnen.

Effekten av kvinners utdanningsnivå har vært analysert i tidligere norske tidsseriestudier (Lindquist m. fl. 1990, Bowitz 1992 og Zakariassen 1994), på henholdsvis gifte og ugifte kvinners arbeidstilbud. Man har ikke funnet noen signifikant effekt av utdanning på gifte kvinners arbeidstilbud. En årsak til dette er trolig at utdanningsvariabelen er sterkt korrelert med en annen forklaringsvariabel, indikatoren for antall "kvinnearbeidsplasser". Den sistnevnte variabelen inngår signifikant i relasjonene i de tre nevnte studiene. For ugifte kvinner finner både Lindquist m. fl. og Bowitz en signifikant positiv effekt av økt utdanningsnivå. Resultatene som presenteres senere i denne rapporten viser en signifikant positiv effekt av økt utdanningsnivå på

arbeidstilbudet fra alle kvinner i alderen 25-39 år og 40-59 år.

Utdanning som tidsaktivitet konkurrerer med tid brukt til inntektsgivende arbeid på et gitt tidspunkt og resulterer i at aktøren enten er yrkespassiv eller tilbyr færre timer arbeid enn hun ellers ville gjort. I hvilken grad ungdom under utdanning tilbyr arbeid, avhenger blant annet av hvor mye de mottar i økonomisk støtte. Økt utdanningsstøtte i form av forsørgelse, stipendier, rentesubsidiering, subsidierte boliger etc. kan føre til at færre under utdanning ønsker inntektsgivende arbeid. Ved delvis å kompensere for inntektsbortfallet, har utdanningsstøtten også en positiv effekt på hvor stor andel av ungdomskullene som på et gitt tidspunkt er under utdanning. Hvis antall elev- og studieplasser er rasjonert vil økt tilbud av plasser kunne redusere ungdoms arbeidstilbud.

Tidligere studier på norske tidsserier (Lindquist m. fl. 1990, Zakariassen 1994) finner en klar negativ effekt av økt tilgang på elevplasser på arbeidstilbudet i gruppene 16-19 år og 20-24 år, mens utdanningsstøtten ikke inngår i de foretrukne relasjonene.

3.5.2. Fertilitet og omsorg for barn

Kontroll over egen fertilitet har ført til at kvinner i stor grad kan planlegge familiestørrelse og tidspunkt for fødsler. Disse beslutningene kan studeres i en intertemporal kontekst. Tidspunktet for barnefødsler og antall barn har konsekvenser for forventet neddis-kontert inntekt hvis fødslene fører til avbrudd i yrkeskarrieren eller påvirker mulighetene for å ta utdanning. Flere forhold kan påvirke avveiningen mellom yrkesaktivitet, utdanning og familiestørrelse.

Unge kvinner som forventer seg et liv som yrkesaktiv kan finne det optimalt å fullføre en utdanning før eventuelle barnefødsler. En del kvinner vil også velge å etablere seg i arbeidslivet før de blir mødre. Den økende alderen på førstegangsfødende er blant annet blitt forklart ved at unge kvinner velger lengre utdanning enn før (Kravdal 1994). Utsettelse av tidspunktet for første barnefødsel kan igjen bidra til å redusere fertiliteten av rent biologiske årsaker. Går vi et skritt videre, impliserer tidsnyttingsteorien at nedgangen i antall barn per kvinne isolert sett bidrar til å øke kvinners arbeidstilbud.

Sammenhengen mellom utdanning, yrkesaktivitet og fertilitet avhenger blant annet av muligheten for å kombinere yrkesaktivitet med omsorg for barn. Forhold som har bidratt til å gjøre denne kombinasjonen enklere i Norge i løpet av de 25 årene vi studerer er utvidelsen av ordninger for svangerskaps- og omsorgspermisjon, utbygging av subsidierte barnehageplasser og heldagstilbud i skolen for de yngste skolebarna. Dette kan blant annet være viktige signaler til yngre kvinner som vurderer ulike typer utdanning, ettersom

det viser at forholdene legges til rette for å kombinere roller. Lengre svangerskapspermisjoner med høy grad av inntektskompensasjon fører trolig til at en større andel av kvinnene går tilbake til sin tidligere jobb når permisjonen er slutt ettersom barna på det aktuelle tidspunktet er eldre enn de ville vært uten forlengelse av permisjonen. I tillegg vil lovbestemt rett til ulønnet permisjon med full jobbsikkerhet i forbindelse med omsorg for mindreårige barn hindre at kontakten med arbeidslivet brytes for de som ønsker lengre permisjon. Nettopp muligheten for å gå tilbake til tidligere arbeidsplass kan være viktig for at kvinner gjenopptar arbeidet etter endt permisjon. Rønsen og Sundstrøm (1996) finner at kvinner i Norge og Sverige med rett til betalt svangerskapspermisjon i kombinasjon med full jobbsikkerhet vender raskere tilbake til arbeidslivet etter barnefødsler enn kvinner som ikke har disse rettighetene.

Tidligere norske tidsseriestudier (Lindquist m. fl. 1990, Bowitz 1992 og Zakariassen 1994) finner en klar negativ effekt av antall mindreårige barn på gifte kvinners arbeidstilbud mens økt barnehagedekning ikke har signifikant effekt. I denne rapporten finner vi en tilsvarende effekt av antall barn på arbeidstilbud fra kvinner mellom 25 og 40 år.

Kvinnens fertilitet, utdanningsnivå og arbeidstilbud står trolig i et gjensidig påvirkningsforhold til hverandre. De fleste kvinner i aldersgruppen 25-39 år har trolig fattet de viktigste avgjørelsene angående utdanning. For disse kvinnene kan imidlertid økt yrkesdeltaking tenkes å føre til lavere fertilitet samtidig som den lavere fertiliteten muliggjør større yrkesdeltaking. Det trenger imidlertid ikke være selve yrkesdeltakingen som påvirker fertiliteten, men kvinners utdanningsnivå i sammenheng med endrede holdninger som samtidig påvirker yrkesdeltaking og fertilitet. Et økt utdanningsnivå kan endre avveiningen mellom arbeid og fritid fordi man ønsker å benytte utdanningen. I denne sammenhengen kan også ønsket familiestørrelse bli endret.

Det antas ofte at økt barnehagedekning og forlenget svangerskapspermisjon har en positiv effekt på kvinners arbeidstilbud. Dette undersøkes i Svendsen (1999), som konkluderer med at man ikke finner signifikante effekter ved bruk av aggregerte tidsserier. Ut i fra resonnementet over kan man alternativt forvente at disse utvidelsene demper en eventuell negativ effekt av utdanning på fertiliteten. Dette synet støttes av Kravdal (1996) og Rønsen (1998) som i mikrobaserte studier på norske data finner en positiv effekt av barnehagedekning og svangerskapspermisjon på sannsynligheten for å få barn nummer to og/eller tre.

3.5.3. Pensjonering

Avveiningen mellom arbeid og fritid ligger ikke fast over tid. For de fleste aktører vil de helsemessige

følgene av å bli eldre heve reservasjonslønnen og skyggeprisen på fritid. Kroniske sykdommer har en tilsvarende effekt. For en aktør med nedsatt arbeids-evne vil den potensielle økningen i arbeidsfri inntekt som uførepensjonen representerer også bidra til å heve reservasjonslønnen. Forholdet mellom uførepensjon og lønn kan derfor ha betydning for hvor mange som søker uførepensjon. En økning i en offentlig eller privat alderspensjon hever den arbeidsfrie inntekten for dem som har krav på dette.

Vi skal i hovedsak konsentrere oss om alderspensjonering, som reiser to viktige spørsmål i forhold til arbeidstilbudet. Hva bestemmer pensjonerings-tidspunktet og i hvilken grad vil pensjonister tilby arbeid?

Til tross for at en rekke regler påvirker pensjonerings-beslutningen, er det den enkelte som fatter den endelige beslutningen om å trekke seg ut av arbeidsstyrken. Man kan for det første velge å trekke seg ut når som helst i løpet av yrkeskarrieren, samtidig som man kan ta seg inntektsgivende arbeid som pensjonist. Beslutningen om pensjoneringstidspunkt i intertemporale arbeidstilbudsmodeller er relativt analogt til avveiningen mellom konsum og fritid i en statisk arbeidstilbudsmodell. Lar vi pensjonering være ensbetydende med opphør av arbeidsinntekt, vil neddiskontert formue avhenge negativt av alder ved pensjonering. Nettotapet vil avhenge av i hvor stor grad pensjonsinntekter oppveier tapet av arbeidsinntekt. Endringen i neddiskontert formue er en viktig parameter i beregning av prisen for en marginal økning i antall forventede perioder som pensjonist.

Økt neddiskontert formue som følge av for eksempel økt timelønn eller økte pensjonsytelser per periode kan gi seg utslag i et ønske om mer fritid over livsløpet. Avhengig av hvordan man forventer at man vil verdsette fritid på ulike tidspunkter, kan man velge å ta ut ekstra fritid i form av redusert pensjonsalder. Isolert sett kan dette gi en negativ sammenheng mellom lønnsnivå og alder ved pensjonering. Økonomisk vekst kan således føre til et press i retning av redusert pensjonsalder. En eventuell korrelasjon mellom grenseoffer av arbeid og lønnsnivå kan imidlertid endre denne sammenhengen på individnivå.

Endringer i pensjoneringstidspunktet har to motstridende effekter på pensjonsformuen, definert som neddiskontert verdi av alle framtidige pensjonsutbetalinger. Mens utbetalingene per periode som pensjonist kan øke med antall yrkesaktive år før pensjonering, vil økt pensjoneringsalder redusere antall år man kan forvente å motta pensjonsinntekt. Fortegnet på den totale effekten avhenger av pensjonssystemet. I det norske systemet vil de siste årene som yrkesaktiv bidra til å øke pensjonsutbetalingene for enkelte aktører på grunn av besteårsregelen og krav

om 40 års yrkesdeltaking for full opptjening av tilleggspensjon. Fra 1973 har man kunnet ta ut alderspensjon fra folketrygden ved fylte 67 år mens poengopptjeningen avsluttes ved fylte 70 år. Fram til 1984 kunne man uavhengig av opptjeningsreglene, øke sine årlige utbetalinger som pensjonist ved å vente med å ta ut pensjon til man fylte 70 år, det såkalte ventetillegget. For arbeidstakere som tar ut AFP beregnes utbetalt pensjon etter fylte 67 år som om de hadde vært yrkesaktive helt fram til dette tidspunktet. Denne formen for førtidspensjonering innebærer dermed at man ikke taper noe i form av utbetalt pensjon per periode. Man får imidlertid flere år med utbetalinger slik at neddiskontert pensjonsformue øker. Dette må veies mot tapet av lønnsinntekter.

Ulike regler i skattesystemet og regler for behovsprøving av pensjonsutbetalinger mot annen inntekt, kan redusere nettogevinsten av inntektsgivende arbeid for mottakere av alders- og uførepensjon. Disse reglene er blitt endret i løpet av den perioden vi studerer. Generelt gjelder det imidlertid at aktører som mottar uføre- eller alderspensjon har lov til å motta inntekt fra inntektsgivende arbeid innenfor visse rammer uten avkorting i pensjonsytelsen. En aktørs reservasjonslønn vil stige i det han eller hun begynner å motta pensjon, og sannsynligheten for at aktøren tilbyr arbeid vil reduseres. Mange uførepensjonister mottar imidlertid kun trygd for delvis uførhet og for disse vil økningen i reservasjonslønnen være tilsvarende lavere enn hvis de var blitt helt uføre.

3.6. Restriksjoner i arbeidsmarkedet

Til nå har vi fokusert på de valg enkelt aktører står overfor - skal jeg tilby arbeid, og i så fall, hvor mye? Det er imidlertid ikke gitt at aktører etter å ha bestemt seg for å søke jobb, mottar et passende jobbtilbud. Tilsvarende kan sysselsatte aktører miste jobben. Gitt at en aktør som er uten inntektsgivende arbeid aktivt søker jobb, regnes han eller hun fortsatt som en del av arbeidsstyrken. Spørsmålet vi stiller i dette avsnittet er hvorvidt situasjonen på arbeidsmarkedet kan påvirke søkeaktiviteten og dermed arbeidstilbudet målt i antall aktører som er sysselsatt eller aktivt søker arbeid.

Det er to forhold som ofte trekkes fram – utstøtnings-effekter og effekten av "motløse arbeidere" (discouraged workers), se Eaton og Quandt (1983) og Turner m. fl. (1989).

I søketeorien antas det at aktører som vurderer å (fortsatt) søke jobb, blant flere forhold, vurderer sannsynligheten for å motta et akseptabelt jobbtilbud. Overskrider forventet kostnad ved fortsatt søking den forventede gevinsten, vil aktøren avslutte søkingen og trekke seg ut av arbeidsstyrken. Sannsynligheten for suksess påvirkes trolig negativt av ledighetsraten. Når ledigheten øker, vil dermed en del aktører trekke seg ut av arbeidsstyrken, eventuelt utsette å gå inn i den.

Denne mekanismen er kjent som effekten av "motløse arbeidere". Under oppgangskonjunkturer kan den motsatte effekten oppstå. Aktører som tidligere har vurdert egne sjanser på arbeidsmarkedet som for små, finner det verdt å begynne å søke jobb.

"Motløs arbeider-effekten" slår trolig ulikt ut for ulike aldersgrupper fordi gruppene har ulike kilder til alternativ forsørgelse og ulike muligheter i arbeidsmarkedet. Et typisk kjennetegn ved ungdom er at de har lav utdanning og/eller liten jobberfaring - forhold som gjør at de stiller relativt svakt i arbeidsmarkedet. De fleste kan bli forsørget av familie, samtidig som de har relativt lave faste utgifter. Dette er forhold som gjør ungdom særlig utsatt for "motløs arbeider-effekten".

Flere forhold taler for at avveiningen mellom utdanning og yrkesaktivitet på et gitt tidspunkt avhenger av situasjonen på arbeidsmarkedet. Økt ledighet kan redusere det potensielle inntektsbortfallet ved å ta utdanning og redusere alternativverdien av tid, ettersom sannsynligheten for å motta et jobbtilbud er lav. For ungdom som i langt mindre grad enn andre grupper er berettiget til ledighetstrygd, kan utdanningsstøtte representere en alternativ inntektskilde. Spørsmålet er hvorvidt mengden utdanning over livsløpet påvirkes, eller om det kun er tidspunktet for når en velger å ta utdanningen som forskyves. I tillegg vil kapasiteten i utdanningssystemet spille en rolle. Det er ikke gitt at denne kapasiteten øker i takt med aktørers ønske om å ta utdanning, selv om myndighetene kan tenkes å øke kapasiteten som en del av sin arbeidsmarkedspolitik.

Situasjonen på arbeidsmarkedet kan påvirke tidspunktet for når en kvinne velger å få barn, f.eks. ved å framskynde tidspunktet i perioder med høy ledighet og utsette det når jobbmulighetene er gode. For yngre kvinner, som ofte har opparbeidet seg lave eller ingen rettigheter til arbeidsledighetstrygd, kan barnefødsler framstå som en alternativ inntektskilde på grunn av ulike støtteordninger. Nivået på ledigheten kan også ha betydning for når kvinner, som har vært hjemmeverende, velger å gjenoppta sin yrkeskarriere. Tidspunktet kan bli utsatt i perioder med høy ledighet, samtidig som voksne kvinner kan være en viktig reserve for arbeidsmarkedet i perioder med sterkt press.

Utsøtning er en annen mekanisme som kan gjøre seg gjeldende med økt styrke i perioder med høy ledighet. Aktører med høy alder og/eller svak helse vil ha større problemer enn andre med å skaffe seg jobb når ledigheten er høy, samtidig som de kan være mer utsatt for oppsigelser. En del eldre aktører kan i tillegg føle seg presset til å gå frivillig ved varsel om innskrenkninger hvis de har mulighet for å motta uføretrygd eller førtidspensjon. Andelen uføre er størst i de eldre års-

klassene. Utover biologiske forklaringer, kan dette være en konsekvens av at aktører som nærmer seg slutten av sin yrkeskarriere, trolig får innvilget uførepensjon relativt enklere enn yngre aktører. Innvilgning av uføretrygd skjer i utgangspunktet etter medisinske kriterier, men en del studier indikerer at arbeidsmarkedssituasjonen også har betydning. Bowitz (1997) finner en positiv sammenheng mellom nivået på ledigheten og antall uføretrygdede.

Tidsseriestudier er spesielt egnet til å fange opp sykliske effekter på arbeidstilbudet, og ledighetsraten inngår som en sentral forklaringsfaktor i tidligere norske arbeider, spesielt for voksne menns arbeidstilbud. I den grad variabelen inngår for flere grupper antyder resultatene at effekten av endringer i ledighetsraten er størst for de yngste og de eldste.

Manglende samsvar mellom egne kvalifikasjoner og type jobber som tilbys kan for enkelte aktører framstå som en ytterligere restriksjon. Framveksten av såkalte kvinnearbeidsplasser innen helse- og sosialsektoren og privat tjenesteyting har vært benyttet som forklaringsfaktor for både ungdom og kvinners arbeidstilbud i tidligere studier på norske tidsseriedata. Indikatoren for kvinnearbeidsplasser fanger delvis også opp de sykliske variasjonene i etterspørselen etter arbeidskraft. I den grad flere typer jobber blir tilgjengelige for kvinner på grunn av økt utdanningsnivå, kan betydningen av denne indikatoren bli redusert.

3.7. Kohort- og livsløpseffekter

En del av endringene i aggregerte yrkesandeler over tid kan tilskrives kohort- og livsløpseffekter. For et enkelt individ vil forholdet til arbeidsmarkedet endre seg over livsløpet. I den grad sammensetningen av individer i ulike livsfaser endrer seg i populasjonen man studerer, kan den aggregerte yrkesprosenten endres som følge av slike livsløpseffekter.

De ulike kohortene som på et gitt tidspunkt utgjør populasjonen har ikke nødvendigvis den samme tilpasningen til arbeidslivet gjennom de ulike livsfasene. Småbarnsmødre på 1990-tallet er langt mer yrkesaktive enn småbarnsmødre på 1970-tallet, og det er få kvinner som i dag er hjemmeværende etter at barna er blitt store. Endringene i kvinners yrkesprosent over tid, er derfor trolig i stor grad et resultat av at yngre kohorter erstatter de eldre kohortene i populasjonen, såkalte kohorteffekter. Tilsvarende tar dagens ungdom i gjennomsnitt lengre utdanning enn ungdom på 1970-tallet, noe som har betydning for utviklingen i yrkesandeler for ungdom.

En aggregering over mange aldersgrupper gjør det vanskelig å isolere kohort- og livsløpseffekter, særlig i den grad forklaringsvariable fanger opp begge effektene, eventuelt med ulikt fortegn. En del forklaringsvariable har kun betydning i enkelte livsfaser. Effekten

av disse variablene blir oftere insignifikant når man aggregerer over mange grupper. Dette gjelder blant annet effekten av antall barn per kvinne. Ytterligere andre variable kan ha motsatt effekt på ulike stadier i livet, slik at den aggregerte effekten blir eliminert. Et eksempel på dette er utdanningsvariable som har en negativ effekt på arbeidstilbudet fra ungdom, men en positiv effekt på voksne kvinners arbeidstilbud.

Bruk av aggregerte tidsseriedata gjør det i utgangspunktet vanskelig å skille mellom livsløps- og kohorteffekter. Ved å dele den yrkesaktive befolkningen inn i ulike aldersgrupper kan vi et stykke på vei kontrollere for livsløpseffekter. Vi opererer med åtte grupper; ungdom 16-19 år og 20-24 år, menn 25-59 år og 60-66 år, kvinner 25-39 år, 40-59 år og 60-66 år, og pensjonister 67-74 år.

4. Økonometrisk spesifisering

Yrkesandelene måler hvor stor andel av en gitt befolkningsgruppe som tilbyr arbeid, og er således summen av hver enkelts beslutning om å tilby arbeid. I kapittel 3.1 viste vi at sannsynligheten for at en aktør vil tilby arbeid er lik sannsynligheten for at aktørens timelønn overstiger eller er lik reservasjonslønnen. Dette er gjengitt i første del av likning (6).

Vektoren X' i (6) er unionen av to sett variable som forklarer henholdsvis den disponible realtimelønnen (W) aktøren tilbys og reservasjonslønnen (R_0). Variable som kan inngå i de to settene er blant annet alder, kjønn, kilder til arbeidsfri inntekt, utdanningsnivå og antall mindreårige barn. Antas restleddene som inngår i de to bakenforliggende modellene for W og R_0 å være uavhengige og normalfordelte, vil φ være den kumulative sannsynlighetsfunksjonen til normalfordelingen.

$$(6) \quad P(H \geq 0) = P(W \geq R_0) = \varphi(X' \alpha^*) \approx F(X' \alpha^*) \\ = \frac{e^{X' \alpha^*}}{1 + e^{X' \alpha^*}}$$

Probit-modellen kan tilnærmes med en logistisk fordeling, gitt at vi ikke befinner oss for langt ute i halene til fordelingen. Dette er vist i siste halvdel av (6).

Yrkesandelen i periode t for befolkningsgruppe i (YP_{it}) framkommer ved å aggregere over de individuelle sannsynlighetene for å tilby arbeid. Vi antar at yrkesandelen kan formuleres som vist i (7).

$$(7) \quad YP_{it} = \frac{e^{X'_{it} \alpha}}{1 + e^{X'_{it} \alpha}}$$

Makroparametrene som inngår i vektoren α vil være proporsjonale med tilsvarende mikroparametre i α^* -vektoren³. Proporsjonalitetsfaktoren avhenger av spredningen i fordelingen av $X' \alpha^*$ på populasjonen. Kun i det spesielle tilfellet at $X' \alpha^*$ er lik for alle, vil α være identisk med α^* . For øvrig vil α gå mot null når

spredningen øker, gitt verdien på α^* . En viktig konsekvens av sammenhengen mellom α^* og α , er at makroparameteren α vil endres over tid hvis det skjer en endring i sammensetningen av populasjonen.

Den logistiske funksjonen er monotont stigende og sikrer at sannsynlighetene beveger seg mellom grensene 0 og 1. Valget av modell sikrer oss dermed at yrkesprosentene holder seg innenfor intervallet $<0,1>$. Dette er en fordel ettersom den tallfestede versjonen av modellen skal inngå i en makroøkonometrisk modell som blant annet benyttes til framskrivninger.

Ved logaritmisk transformasjon og enkel manipulasjon av likning (7), kommer vi frem til (8). Vi har også lagt til et stokastisk restledd, v_{it} , som fanger opp effekter av målefeil i YP_{it} og avvik mellom vår modell og den data-genererende prosessen.

$$(8) \quad \ln p_{it} = \ln \left(\frac{YP_{it}}{1 - YP_{it}} \right) = X'_{it} \alpha + v_{it}$$

Vi antar at sammenhengen mellom yrkesprosenten og de ulike forklaringsfaktorer i relasjon (8) gjelder på lang sikt, men ikke nødvendigvis på kort sikt ettersom tilpasning til endrede forhold ofte tar tid. Estimeringen av arbeidstilbudsrelasjonene baserer seg derfor på feiljusteringsmodeller, også kalt likevektsjusteringsmodeller (**E**quilibrium **C**orrection **M**odels).

$$(9) \quad d \ln p_{it} = \beta_{i0} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=0}^J \beta_{ikj} dx_{ik,t-j} \\ + \sum_{j=1}^J \lambda_j d \ln p_{i,t-j} + \delta_i \left[\ln p_{i,t-1} - \sum_{k=1}^K \alpha_{ik} dx_{ik,t-1} \right] + u_{it},$$

hvor $d \ln p_t = \ln p_t - \ln p_{t-1}$, $dx_{ik,t} = x_{ik,t} - x_{ik,t-1}$,

$x_{ik,t} = \ln(X_{ik,t})$

K : Antall forklaringsvariable,

J : Maksimalt antall lag

$-1 \leq \delta_i \leq 0$

u_{it} er et stokastisk restledd, avledet fra v_{it} .

³ Overgangen fra mikro til makro er nærmere drøftet i Lindquist m. fl. (1990).

Forklaringsvariablene i (9) inngår på logaritmisk form, ettersom dette er tilfellet for de fleste variablene i de estimerte relasjonene.

Ifølge (9) er endringen i yrkesprosenten fra en periode til en annen et resultat av avviket fra langtidsløsningen og av kortsiktige endringer i forklaringsvariablene. Feiljusteringskoeffisienten, δ_j , angir hvor mye av avviket som justeres i periode t. Tilpasningen mot den nye langtidsløsningen går fortere jo større δ_j er.

Med utgangspunkt i relasjonene (8) og (9) får vi følgende uttrykk for elastisiteten av yrkesprosenten med hensyn på en enkelt forklaringsfaktor:

$$El_{x_k} YP_{it} = (1 - YP_{it}) \alpha_{ik},$$

når x_{kt} inngår på logaritmisk form

(10)

$$El_{x_k} YP_{it} = (1 - YP_{it}) x_{kt} \alpha_{ik},$$

når x_{kt} inngår lineært

Av (10) ser vi at elastisitetene avhenger av nivået på yrkesandelene og avtar når andelen nærmer seg den øvre grensen. Lar vi forklaringsfaktoren inngå direkte og ikke på logaritmisk form, vil i tillegg elastisiteten øke med nivået på denne faktoren. For en variabel som for eksempel ledigheten, vil en slik spesifisering innebære at utstøtningseffekten og effekten av "motløse arbeidere" forsterkes ved økende ledighetsnivå.

4.1. Behandling av uføre og intervalljustering

For den voksne delen av befolkningen har vi testet en alternativ modell som beskriver arbeidstilbudet som andel av den ikke-uføre delen av befolkningen. Vi antar da implisitt at uføre personer ikke tilbyr arbeid. Dette er en tilnærming, ettersom det er mulig å ha uføregrad under 100 prosent, og fordi personer med 100 prosent uførepensjon har lov til å motta inntekt opp til en gitt beløpsgrense uten at uførepensjonen reduseres. Modellen er vist i (11), hvor UFR_j er uføreraten for befolkningsgruppe j.

$$\ln y_{pxuf_{it}} = \ln \left(\frac{\gamma_i + YPXUF_{it}}{(1 - \gamma_i) - YPXUF_{it}} \right) = X'_{it} \alpha_i + v_{it},$$

(11)

$$\text{der } YPXUF_{it} = \frac{YP_{it}}{1 - UFR_j}$$

I (11) har vi tillegg foretatt en justering av intervallet yrkesprosentene kan bevege seg innenfor, fra $<0,1>$ til $<-\gamma_i, 1-\gamma_i>$. Når den uføre delen av befolkningen ekskluderes, vil yrkesandelen blant visse grupper bli svært nær én. Ved å justere intervallet unngår man at simulerte yrkesprosenten i modellframkjøringer beveger seg nær maksimalgrensen. Valg av γ_i baserer seg på historisk observerte maksimalverdier for $YPXUF_{it}$.

Denne modellspesifikasjonen gir oss følgende uttrykk for elastisitetene når forklaringsvariablen inngår på logaritmisk form:

(12)

$$El_{x_k} YP_{it} = El_{x_k} YPXUF_{it} = \left(1 - \frac{\gamma_i}{YPXUF_{it}} \right) \cdot (1 - \gamma_i - YPXUF_{it}) \alpha_{ik}$$

Den praktiske konsekvensen for grupper med høye yrkesprosenten er at deres yrkesprosenten beveger seg asymptotisk mot en grense mindre enn en. For grupper med lave yrkesprosenten, er det imidlertid en reell fare for at simulerte yrkesprosenten kan bli negative ved modellsimuleringer. Vi har derfor, til forskjell fra tidligere versjoner av arbeidstilbudsblokken i MODAG, kun foretatt justering av intervallet for grupper med høye yrkesprosenten, det vil si Menn 25-59 år, Kvinner 25-39 år og 40-59 år når vi regner eksklusive uføre.

For Menn 25-59 år benyttes uføreraten for menn mellom 16-59 år ($UFRM1659$), og for Kvinner 25-39 år uføreraten for kvinner mellom 16-39 år ($UFRK1639$). Ettersom hovedtyngden av de uføre befinner seg øverst i disse to aldersintervallene, antar vi at de to ratene er gode tilnæringer til de faktiske uføreratene for de to gruppene. For Kvinner 40-59 år brukes uføreraten for tilsvarende aldersgruppe.

I MODAG har vi valgt å legge inn relasjoner for yrkesandelen for hele populasjonen inklusive uføre. Dette valget er basert på føynings- og stabilitetsegenskaper til de estimerte relasjonene. Gjennomgående ble disse egenskapene forverret når vi ekskluderte uføre.

4.2. Eksogenitet og identifikasjon

Relasjon (9) er en betinget modell hvor endringen i yrkesandelen for en gitt befolkningsgruppe er betinget med hensyn på verdien til variable som inngår på høyresiden. Sentrale forklaringsfaktorer er lønnsnivå og ledighetsraten. Disse variablene inngår sammen med arbeidstilbudet i en større simultan modell for arbeidsmarkedet. Vår modellformulering er basert på en faktoriserings av den simultane modellen, som ikke er spesifisert, i en betinget modell for YP_{it} gitt X'_i og i en marginal modell for X'_i hvor YP_{it} ikke inngår. Gitt at X'_i er svakt eksogen for parametrene i den betingede modellen for YP_{it} er faktoriseringsen gyldig. Gyldigheten avhenger blant annet av at kjennskap til verdien på parametre i den marginale modellen ikke gir oss noe informasjon om hvilke verdier parametre i den betingede modellen kan variere over, og vice versa. Hvis dette ikke er oppfylt, vil inferens basert på minste kvadraters metode på relasjon (9) ikke lenger være gyldig og estimatorene er ikke nødvendigvis konsistente (se Engle m. fl. 1983). Andre estimeringsmetoder, som for eksempel en instrument variabel metode eller simultan estimering av hele systemet, bør benyttes.

Det er sannsynligvis det aggregerte arbeidstilbudet målt i antall personer, eventuelt timeverk, som inngår i bestemmelsen av ledighet og lønn i den simultane modellen, mens våre modellerte variable er disaggregerte yrkesandeler. Simultaniteten mellom disaggregerte yrkesandeler på den ene siden og lønnsnivå og aggregert ledighetsrate på den andre siden, er trolig mindre enn tilsvarende simultanitet når aggregerte yrkesandeler benyttes. I den grad samtidig daterte variable benyttes som forklaringsvariable, har vi allikevel brukt instrument variabel metoden som sikrer konsistente og forventningsrette estimatorer. På bakgrunn av empiriske funn inneholder for øvrig de fleste relasjonene som presenteres i denne rapporten, kun predeterminerte variable på høyresiden, for eksempel lønn og ledighet i tidligere perioder.

Studerer man yrkesaktiviteten på et gitt tidspunkt, kan antall barn og utdanningsnivå i samme periode betraktes som gitte størrelser, slik at krav til svak eksogenitet er oppfylt. Når man, som det gjøres i denne rapporten, ser på yrkesaktivitet over tid, bør man ideelt sett studere tilpasningen med hensyn på utdanning, antall barn og yrkesandeler til Kvinner 25-39 år simultant. Beslutningen om yrkesdeltaking er et valg man står overfor kontinuerlig, og antall barn og utdanning vil være sentrale faktorer som påvirker dette valget. Valg av antall barn og utdanning er i stor grad ikke-reverserbare valg man foretar et begrenset antall ganger i løpet av et liv, og vil framstå som gitte størrelser når man på et hvert tidspunkt tar stilling til sin yrkesaktivitet. Dessuten benytter vi også her stort sett tilbakedaterte verdier.

De valgene yngre kvinner tar med hensyn på utdanning og antall barn, er påvirket av hvilke holdninger det er i samfunnet i forhold til kvinners yrkesdeltaking. Holdninger er vanskelig å måle, og det finnes ikke data som måler utviklingen i holdninger over tid. Yrkesprosentene for ulike kvinnegrupper kan tenkes å avspeile en del av disse holdningene, slik at yngre kvinner i økende grad prioriterer utdanning med påfølgende yrkesaktivitet når yrkesandelene for kvinner øker. I så fall vil tidligere verdier av YP påvirke X' , slik at X' ikke er sterkt eksogen (se Engle m. fl. 1983). Det er derfor grunn til å være varsom med å foreta framskrivninger av yrkesprosentene basert på prognoser for utdanningsnivået. Ettersom MODAG og KVARTS ikke inneholder egne relasjoner for utdanningsnivå, bør man ta hensyn til den mulige tilbakevirkningen fra yrkesandelene når man gir eksogene anslag på utdanningsnivå.

I en markedsmodell vil lønn og sysselsetting bli bestemt i et samspill mellom tilbud- og etterspørsel etter arbeidskraft. Gitt at det ikke skjer eksogene skift verken i tilbuds- eller etterspørselskurven vil vi kun observere verdiene på lønn og sysselsetting som gjelder i markedsklaringspunktet, og vi vil ikke være i stand

til å identifisere de to kurvene. I praksis vil eksogene skift i etterspørselen etter arbeidskraft bidra til identifikasjon av tilbudskurven. Dette kan for eksempel være forårsaket av endringer i produktivitet, produsent-spesifikke skatte- og avgiftssatser eller markedsforhold. Tregheter i tilpasningen vil også bidra til identifikasjon. I tillegg tilsier institusjonelle forhold i norsk arbeidsliv, samt empiriske studier av arbeidsmarkedet, at en ren markedsmodell gir en for enkel beskrivelse av det norske arbeidsmarkedet og at markedene ofte ikke klarer til det gjeldende lønnsnivået. Alle disse forholdene bidrar til å redusere betydningen av identifikasjonsproblemet.

5. Resultater fra den økonometriske analysen på årsdata

I dette kapitlet presenteres resultatene av den økonometriske analysen av årsdata. Arbeidstilbudsblokken i MODAG er basert på disse resultatene. Den valgte gruppeinndelingen følger av diskusjonen i tidligere kapitler. Figur 4 skisserer sammenhengene innad i arbeidstilbudsblokken, samt de viktigste overgangene til andre deler av MODAG og KVARTS.

Langtidselastisitetene for de ulike gruppene er oppsummert i tabell 1. Elastisitetene varierer over tid og avtar med nivået på yrkesprosentene. Elastisiteten for Ungdom 16-19 år og Kvinner 40-59 år av yrkesprosenten med hensyn på arbeidsledighetsraten avhenger også av nivået på ledigheten. Elastisitetene er beregnet med utgangspunkt i yrkesprosent og ledighetsrate (4,06) i 1997.

I kapittel 6 vises resultatene av virkningsberegninger på enkeltrelasjonene. Variabeldefinisjoner er gitt i Vedlegg A. Data er hentet fra Nasjonalregnskapet, Arbeidskraftregnskapet (AKU) og Befolkningsstatistikken. Se dessuten vedlegg B.

For menn, ungdom og pensjonister har vi benyttet data⁴ for perioden 1968-97, mens vi for kvinner kun har hatt tilgjengelige data tilbake til 1972. Ettersom relasjonene inneholder tilbakedaterte variable, vil estimeringene starte mellom 1970 og 1973. For Pensjonister 67-74 år starter vi først estimeringene i 1976.

5.1. Ungdom 16-19 år

I forkant av den perioden vi studerer skjedde det store endringer i den yngste ungdommens forhold til arbeidsmarkedet. Mens rundt 70 prosent deltok i arbeidsstyrken på starten av 1960-tallet, falt yrkesandelen kraftig fram mot 1970 og har variert mellom 43 og 53 prosent gjennom 1970- og 1980-tallet. Samtidig har andelen under utdanning økt fra 45 prosent midt på 1960-tallet til en topp på 84 prosent i 1993-95. Deretter har andelen falt noe. Utdanning har dermed blitt den primære aktiviteten for størstedelen av ungdommen mellom 16 og 19 år.

Økt tilbøyelighet til å ta utdanning kan føre til at ungdom trekker seg ut av arbeidsmarkedet og at yrkesprosenten dermed reduseres. Velger de isteden å

Tabell 1. Langtidselastisiteter i arbeidstilbudet. 1997. Årsdata

	Ungdom		Menn		Kvinner		Alle	
	16-19 år	20-24 år	25-59 år	60-66 år	25-39 år	40-59 år	60-66 år	67-74 år
Yrkesprosent 1997	0,45	0,73 ¹⁾	0,90	0,59	0,85	0,83	0,43	0,07
Elastisitet m.h.p.: ³⁾								
Ledighetsraten	-0,61		-0,09	-0,30	-0,03	-0,16		
Arb.markedsindikator		0,44						
Disponibel reallønn	0,87		0,11		0,08	0,14	0,85	
Disponibel realtrygd				-1,00				
Andel under utdanning		-0,25						
Antall barn					-0,08			
Utdanningsnivå					0,09	0,12		
Uføreandel							-0,29	
Trend ²⁾								-7

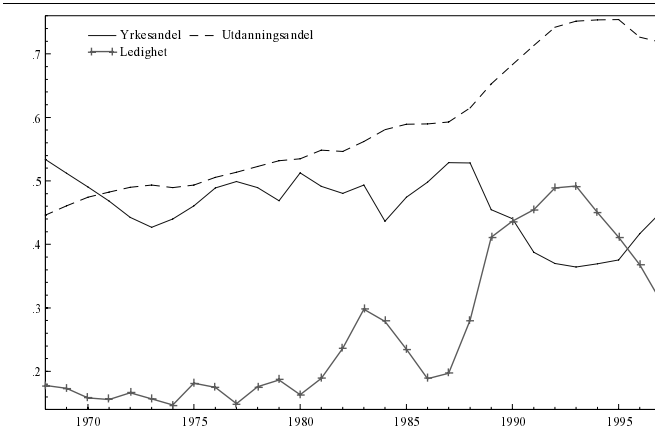
¹⁾ Yrkesprosent inkluderer vernepliktige.

²⁾ Tallet angir den trendmessige nedgang i yrkesprosenten per år med utgangspunkt i yrkesprosenten for 1997.

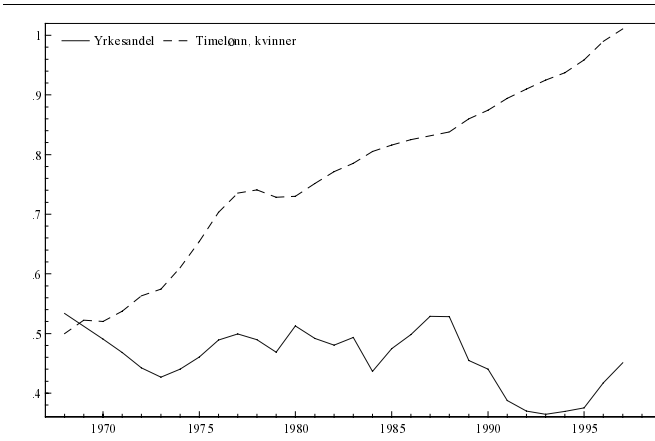
³⁾ Ledighetsraten, UR, Arbeidsmarkedsindikatoren, NWKI, Disponibel realtimelønn, WTG (menn), WKTG (kvinner), Andel under utdanning, NNU20, Antall barn, NBK03, Gjennomsnittlig utdanningsnivå, UHG1.

⁴⁾ Data for perioden før 1968 er tilgjengelig, men blir ikke benyttet i estimeringen. Enkelte hovedtrekk fra denne perioden blir imidlertid kommentert i teksten.

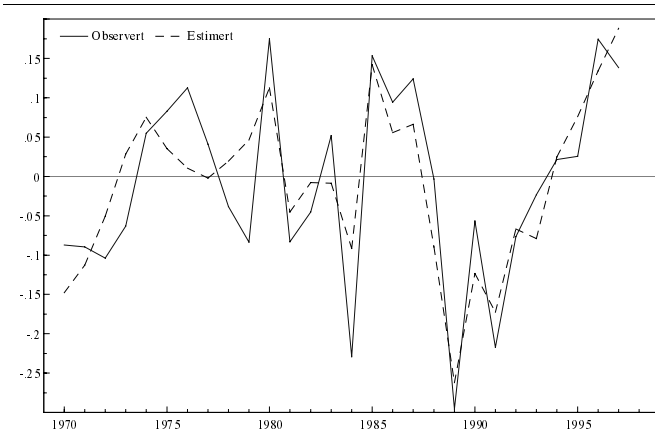
Figur 5. Yrkesandeler og andel under utdanning (justert skala) for Ungdom 16-19 år og ledighetsrate (justert skala)



Figur 6. Yrkesandeler for Ungdom 16-19 år og disponibel realtimelønn for kvinner (justert skala)



Figur 7. Ungdom 16-19 år. Observerte og estimerte verdier for dlyp16



kombinere utdanning med deltidsarbeid, vil ikke yrkesprosenten påvirkes. Data tyder på at den største effekten på yrkesandelene kom på 1960-tallet og at en relativt stor andel deretter har kombinert arbeid og utdanning. I den grad ungdom står overfor valget mellom utdanning og yrkesaktivitet, vil trolig den lønna de kan oppnå i markedet samt mulighetene for å få jobb være viktig for

Tabell 2. Estimeringsresultater, ungdom 16-19 år (1970 til 1997). Venstresidevariabel: dlyp16. Minste kvadraters metode

Variabel	Estimat	St.avvik	T-verdi
Konstant	-2,013	0,529	-3,809
$dlyp16_{t-1}$	-0,354	0,186	-1,905
$lyp16_{t-1}$	-0,336	0,099	-3,387
$lwktg_{t-1}$	0,533	0,133	4,012
UR_t	-0,092	0,019	-4,800
$dlnnu16_{t-1}$	-2,038	1,179	-1,728

Tabell 3. Statistisk observatorer og feilspesifikasjonstester, ungdom 16-19 år (1970 til 1997). Signifikanssannsynlighet i []

Observator/Test	Testverdi	[Sign.ssh]
R^2	0,724	
SER	0,0707	
RSS	0,1098	
DW	2,04	
Autokorrelasjon: AR 1-2	0,39	[,68]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	0,32	[,58]
Normalitet: Norm	1,93	[,38]
Heteroskedastisitet: χ^2	0,38	[,93]
Feilspesifikasjon av funksjonsform: RESET	0,13	[,72]

avgjørelsen. I tillegg kan kapasiteten innen utdannings-systemet være av betydning. De første to faktorene vil også være viktige for ungdom under utdanning som vurderer å tilby deltidsarbeid. Figur 5 tyder på at både yrkesandelen og andelen ungdom under utdanning svinger i takt med utviklingen i arbeidsmarkedet, her representert med ledighetsraten. En eventuell samvariasjon med lønnsnivået er vanskeligere å stadfeste ved en ren figurbetragtning (se figur 6).

Vi har ikke data for ungdoms potensielle lønn i arbeidsmarkedet, men har valgt å bruke disponibel realtimelønn for kvinner som en tilnærming (WKTG). Skattesatsen som benyttes er gjennomsnittsskattesatsen, både fordi vi kun ser på valget mellom å arbeide eller ikke, og fordi de fleste ungdommer tjener såpass lite at den marginalsattesatsen de står overfor ligger nærmere gjennomsnitt- enn marginalsattesatsen beregnet for alle lønnstakere.

Ulike variable er vurdert med hensyn på forholdene i arbeidsmarkedet, blant annet arbeidsledighetsraten, vakanseraten og en arbeidsmarkedsindikator⁵ for kvinner. Den siste ble forsøkt fordi ungdom i hovedsak søker jobber med lave formelle krav til utdanning. Ettersom kvinner tradisjonelt har vært overrepresentert i disse jobbene, vil arbeidsmarkedsindikatoren for kvinner også gi en god indikasjon på utviklingen i arbeidsmarkedet for ungdom.

Estimeringsresultatene er presentert i tabell 2. Små bokstaver er benyttet for variable på logaritmisk form, i tillegg til at de er gitt prefikset "l"; $lwktg = \ln(WKTG)$, et cetera. Prefikset "d" angir første ordens differansen til en variabel; $dlyp16_t = lyp16_t - lyp16_{t-1}$, et cetera. For øvrig

⁵ Se nærmere beskrivelse av denne variabelen i vedlegg B.

viser vi til Vedlegg A for ytterligere variabelforklaring. I den valgte spesifikasjonen inngår arbeidsledighetsraten i inneværende periode og lagget disponibel realtimelønn for kvinner i langtidsløsningen, med elastisiteter på henholdsvis -1,15 og 1,09. Den sterke ledighetseffekten henger trolig sammen med at Ungdom 16-19 år er en marginal gruppe i arbeidsmarkedet som tilbyr arbeid når mulighetene for å få jobb er gode, og holder seg utenfor arbeidsstyrken i nedgangsperioder. I tillegg impliserer vår generelle modellutforming høye elastisiteter ved lave yrkesandeler. I modellsimuleringer med kontinuerlig vekst i reallønnsnivået vil imidlertid de høye lønnselastisiteten føre til en relativt rask økning i yrkesprosenten for denne gruppen. Dette er spesielt viktig å være oppmerksom på når modellen simuleres over en relativt lang tidshorison.

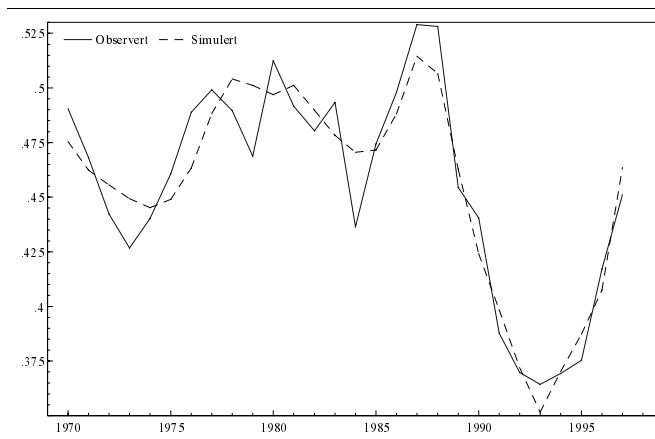
På kort sikt vil yrkesprosenten for Ungdom 16-19 år reduseres når utdanningsandelen (*NNU16*) øker. Nivået på denne variabelen ble ikke signifikant under estimering, noe som kan reflektere samvariasjon mellom utdanningsfrekvenser og ledighet. Feiljusteringskoeffisienten (*lyp16_{t-1}*) er signifikant og impliserer en relativt langsom tilpasning mot ny likevekt ved endringer i lønn og/eller arbeidsledighet. Ved et varig skift i lønn eller ledighet, vil 75 prosent av endringen i yrkesprosenten være realisert i løpet av 4-5 år. I tillegg inneholder relasjonen en negativ koeffisient for lagget endring i den avhengige variabelen (*dlyp16_{t-1}*) som er noe større i tallverdi enn feiljusteringskoeffisienten. Dette gir et noe hakkete forløp på kort sikt når relasjonen er utsatt for sjokk. Effektene av skift på enkeltrelasjonene er illustrert i kapittel 6 figur 49 og 50.

Ledigheten inngår med nivået i inneværende periode. Dette skaper trolig ikke et simultanitetsproblem etter som ungdom i den aktuelle aldersgruppen utgjør en svært liten andel av den totale ledigheten.

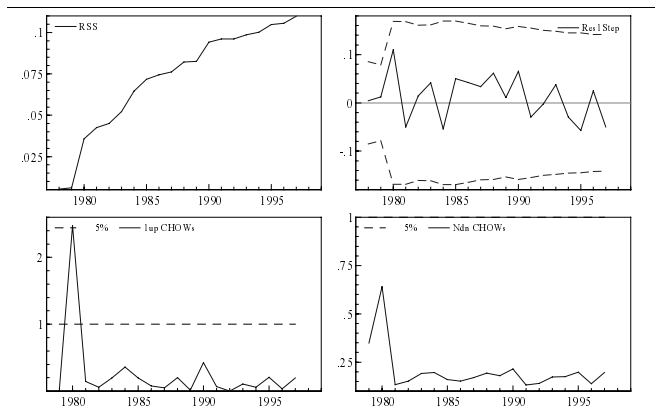
I tabell 3 rapporteres verdien på ulike testobservatorer og resultatet av tester av restleddsforutsetninger og for generell feilspekifikasjon. Følgende observatorer rapporteres: R^2 , standardavviket til residualene (SER), summen av kvadrerte residualer (RSS) og Durbin-Watson test for autokorrelasjon (DW). Til sist følger resultatet av feilspekifikasjonstestene; autokorrelerte restledd (AR), heteroskedastisitet (ARCH og X_i^2), normalfordelte restledd (Norm), samt en mer generell test for feilspekifisert funksjonsform (RESET).⁶ Ifølge testene kan vi ikke forkaste de ulike hypotesene om fravær av feilspekifikasjon. Simulerte og observerte verdier av henholdsvis *dlyp16* og yrkesprosentene på nivå (*YP1619*) i figurene 7 og 8, viser at relasjonen føyer rimelig bra, særlig de siste ti årene av estimeringsperioden. De rekursive koeffisientestimatene er relativt stabile over tid (se figur 10), og relasjonen passerer de rekursive chow-testene (se figur 9) med unntak av en

⁶ Nærmere beskrivelse av de ulike observatorene og testene finnes blant annet i Doornik og Hendry (1997).

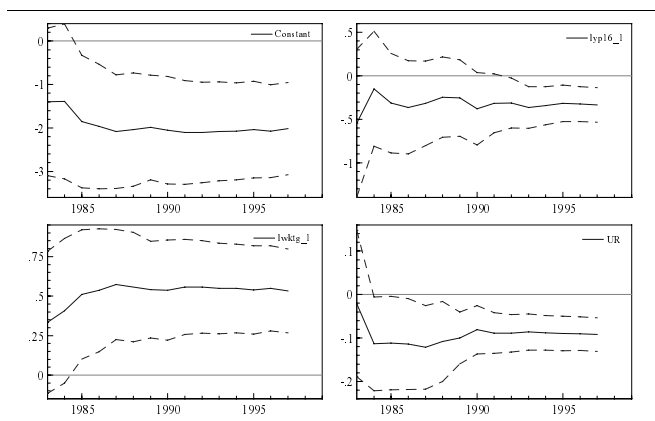
Figur 8. Ungdom 16-19 år. Observerte og simulerte yrkesandeler



Figur 9. Ungdom 16-19 år. Rekursive plott

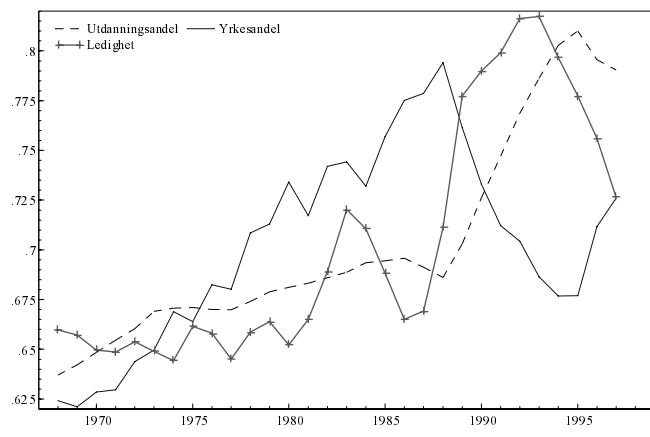


Figur 10. Ungdom 16-19 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik

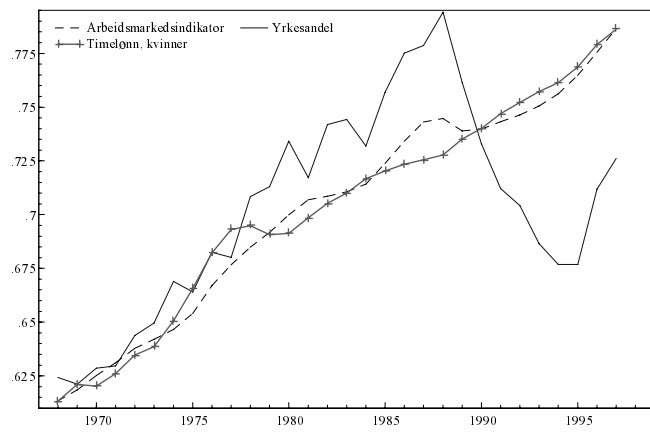


periode tidlig i estimeringsperioden. Resultatet av to ulike Chow-tester vises, se Chow (1960). Begge tar utgangspunkt i modellen estimert på data over perioden $0, \dots, t$. I "1 up CHOWs" testes dette resultatet mot resultatet når modellen estimeres på data over perioden $0, \dots, t+1$, mens man i "Ndn CHOWs" tester i forhold til resultatet når det estimeres over perioden $t+1, \dots, T$. I figur 15 vises resultatet av disse to testene når man lar t varieres over $t = q, \dots, T$; q er antall observasjoner som er nødvendig for å kunne estimere modellen.

Figur 11. Yrkesandeler og andel under utdanning (justert skala) for Ungdom 20-24 år samt ledighetsrate (justert skala)



Figur 12. Yrkesandeler for Ungdom 20-24 år, arbeidsmarkedsindikator (justert skala) og disponibel realtimelønn for kvinner (justert skala)



Tabell 4. Estimeringsresultater, Ungdom 20-24 år (1970 til 1997). Venstresidevariabel: $dlyp20_t$. Minste kvadraters metode

Variable	Estimat	St.avvik	T-verdi
Konstant	-9,890	2,422	-4,084
$lyp20_{t-1}$	-0,856	0,177	-4,841
$lnnu20_{t-1}$	-0,803	0,202	-3,982
$lnwki_{t-1}$	1,405	0,338	4,156
$dlnnu20_t$	-1,625	0,209	-7,792
D86	0,112	0,044	2,522

5.2. Ungdom 20-24 år

For mange ungdommer mellom 20 og 25 år er utdanning en hovedaktivitet, men andelen er mindre enn for de noe yngre ungdommene (se figur 11). Andelen under utdanning steg jevnt fra rundt 15 prosent tidlig på 1960-tallet til 22 prosent i 1986. Spesielt på 1960- og 1970-tallet ble effekten på yrkesandelene av økende utdanningsandeler motvirket av at stadig flere kvinner i denne aldersgruppen valgte å være yrkesaktive framfor hjemmeværende. Etter en periode med relativt stabile yrkesandeler på rundt 63 prosent gjennom 1960-tallet, steg yrkesandelen til 79 prosent i 1988, det høyeste nivået for den perioden vi studerer. Ledigheten

Tabell 5. Statistiske observatorer og feilspesifikasjonstester, Ungdom 20-24 år (1970 til 1997). Signifikanssannsynlighet i []

Observator/Test	Testverdi	[Sign.ssh.]
R^2	0,804	
SER	0,0416	
RSS	0,0381	
DW	2,25	
Autokorrelasjon: AR 1- 2	0,99	[,39]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	0,55	[,47]
Normalitet: Norm	4,21	[,12]
Heteroskedastisitet: χ^2	0,36	[,93]
Feilspesifikasjon av funksjonsform: RESET	0,01	[,92]

var samtidig på et svært lavt nivå. I den påfølgende perioden steg ledigheten kraftig og vi fikk en tilsvarende oppgang i andelen under utdanning mens yrkesandelen ble redusert til 68 prosent i 1994-95. I de siste årene har dette bildet på nytt blitt reversert.

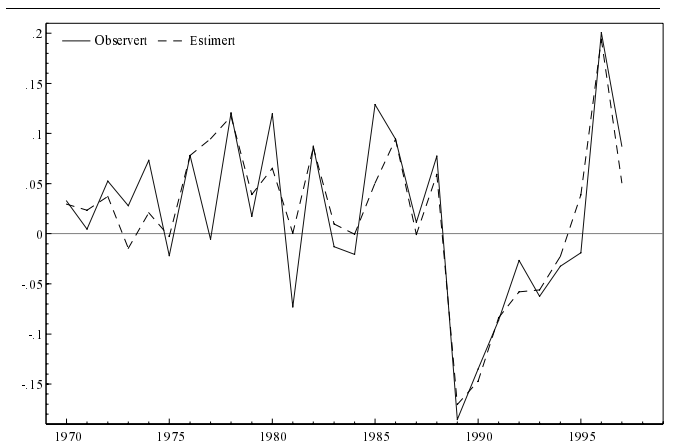
I utgangspunktet har vi undersøkt effekten av de samme variablene som for Ungdom 16-19 år – disponibel realtimelønn for kvinner, andelen under utdanning og ulike variable som beskriver situasjonen i arbeidsmarkedet og (se figurene 11 og 12). Begrunnelsen for valg av variable er i hovedsak den samme som for den yngre ungdommen, men et tilleggsmoment kommer inn. Yrkesprosenten for gruppen steg kraftig fram mot høykonjunkturen på slutten av 1980-tallet, noe som delvis skyldes endringen i yngre kvinners yrkestilbøyelighet.

En del av denne aldersgruppen vil være inne til første gangstjeneste. I AKU regnes disse som sysselsatte. Vernepliktige står imidlertid ikke overfor valget om hvorvidt de skal tilby arbeid. Vi ønsker å forklare yrkesprosenten for ungdom eksklusive andelen vernepliktige og benytter derfor en korrigering av yrkesprosenten for ungdom fra 20 til 24 år. Likning (13) erstatter (8) for denne gruppen. $NVPL20$ er andelen vernepliktige i aldersgruppen 20-24 år.

$$(13) \quad lyp20_t = \ln \left(\frac{YP20_t - NVPL20_t}{1 - YP20_t + NVPL20_t} \right) = X'_{20t} \alpha_{20} + v20_t$$

Flere av forklaringsvariablene utvikler seg parallelt gjennom estimeringsperioden, slik at vi har hatt problemer med multikollinearitet under estimeringen (se figur 12). Multikollinearitet mellom arbeidsmarkedsindikatoren ($NWKI$) og lønnsvariabelen, har gjort det vanskelig å inkludere begge variablene i relasjonen. To ulike spesifikasjoner ble til slutt vurdert opp mot hverandre. I den foretrukne relasjonen inngår utdanningsandelen og arbeidsmarkedsindikatoren i langtidsløsningen, mens den alternative relasjonen har lønnsvariabelen og arbeidsledigheten i sin langtidsløsning. Føyningen er bedre for den valgte relasjonen i tillegg til at denne relasjonen har rask tilpasning til

Figur 13. Ungdom 20-24 år. Observerte og estimerte verdier for $dlyp_{20}$



avvik fra likevekt, i motsetning til den alternative relasjonen som fram til slutten av 1980-tallet har insignifikant feiljusteringskoeffisienten. Den valgte relasjonen passerer de ulike testene for feilspesifikasjon og brudd på restleddsforutsetninger (tabell 5). Det er verdt å merke seg at t -verdien for koeffisienten for $dlnnu_{20}$, trolig er overvurdert som følge av simultanitet mellom yrkesdeltakelse og utdanningsstilbøyelighet.

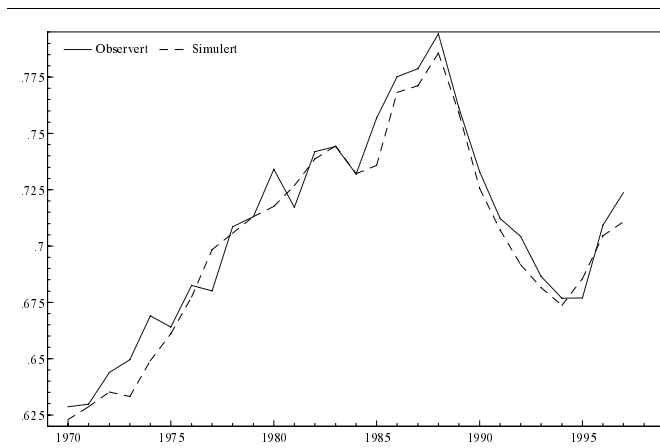
Den foretrukne relasjonen gir en elastisitet på 0,44 med hensyn på arbeidsmarkedsindikatoren, og -0,25 med hensyn på utdanningsandelen. Tilpasningen tilbake mot ny likevekt går raskt. Ny likevekt er nådd etter tre år. Effektene av et sjokk uttømmes like raskt.

Figur 13 og 14 viser at relasjonen følger utviklingen i yrkesprosenten for Ungdom 20-24 år bra gjennom estimeringsperioden. Som vist i figurene skjer det relativt store endringer i yrkesprosenten gjennom den perioden vi studerer, spesielt i siste halvdel av perioden. Til tross for at den valgte relasjonen følger disse svingningene, er de rekursive koeffisientestimatene ustabile rundt 1986-87 (figur 16). Dette faller sammen med den hittil høyeste yrkesandelen for denne gruppen, etterfulgt av et kraftig fall i andelen. Ustabiliteten er blitt noe bedre ved bruk av en dummy i 1986 (D86). De rekursive Chow-testene, som tester om det samlede settet av parametre i modellen er konstante, er insignifikante (figur 15).

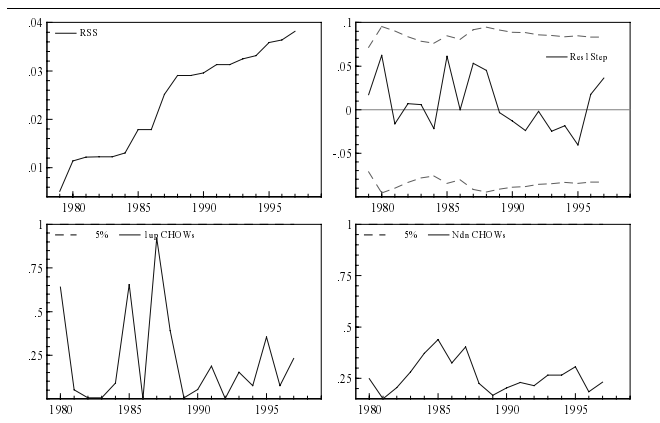
5.3. Menn 25-59 år

Menn mellom 25 og 60 år er den gruppen med høyest yrkesandeler gjennom hele estimeringsperioden. Arbeidstilbudet deres, målt ved yrkesandelene, har i tillegg variert relativt lite i forhold til arbeidstilbudet til andre grupper. Figur 17 viser utviklingen i yrkesandelene, disponibel reallønn og ledighetsraten gjennom estimeringsperioden. I 1970 lå yrkesprosenten på 93. Yrkesandelen viste en oppadgående men variable, trend fram mot starten av 1980-tallet. I deler av denne perioden var det en relativt kraftig vekst i disponibel reallønn (1973-77). Gjennom 1980-tallet holdt yrkesprosentene seg på om lag 94 prosent

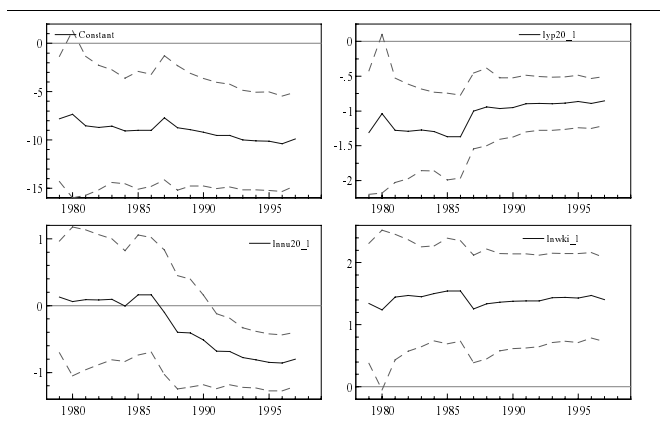
Figur 14. Ungdom 20-24 år. Observerte og simulerte yrkesandeler



Figur 15. Ungdom 20-24. Rekursive plott

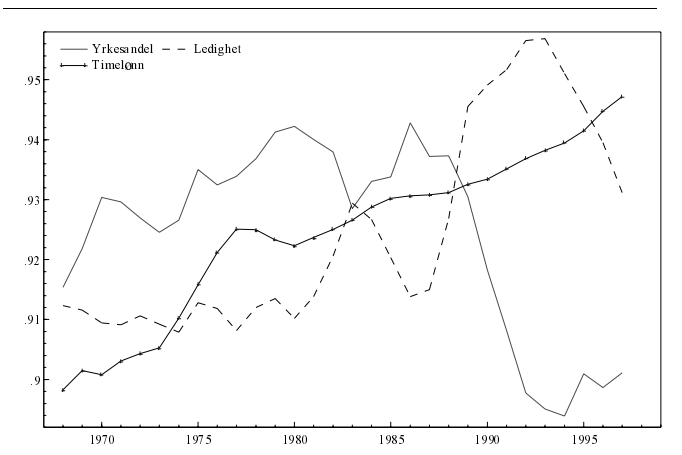


Figur 16. Ungdom 20-24 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik

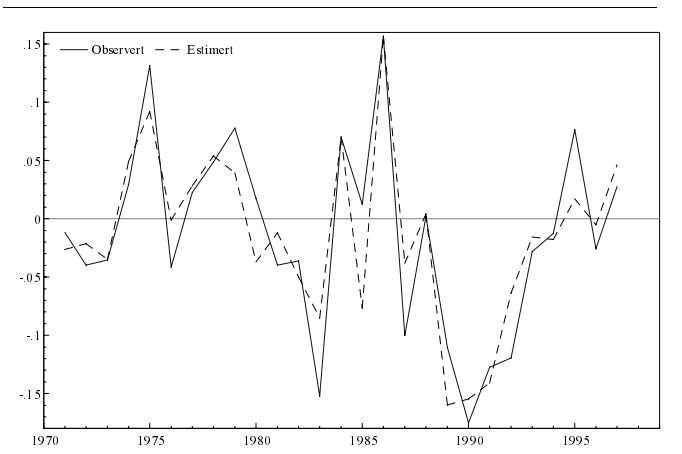


fram til og med 1988, men med en liten nedgang rundt 1983-84 samtidig som ledigheten økte. Ledigheten begynte på nytt å stige fra og med 1987, mens yrkesandelene falt til i underkant av 90 prosent fra 1989 og fram mot 1992. I de siste par årene av estimeringsperioden har det vært en svak oppadgående tendens i yrkesandelene samtidig som ledigheten på nytt har falt. Det kan imidlertid synes som om andelene nå svinger rundt et noe lavere nivå enn på 1970- og 1980-tallet. Dette gjelder på de fleste alderstrinn innad i gruppen.

Figur 17. Yrkesandeler for menn 25-59 år, disponibel realtime-lønn (justert skala) og ledighetsrate (justert skala)



Figur 18. Menn 25-59 år. Observerte og estimerte verdier for dlypm25



I følge arbeidstilbudsteorien er arbeidstilbudet for voksne menn (25-59 år) i første rekke bestemt av disponibel realtimelønn (*WTG*). I figur 17 har vi benyttet gjennomsnittsskattesatsen for lønnstakere i beregning av *WTG*. Det kan diskuteres om man alternativt skal benytte et gjennomsnitt over marginalskattesatsene. Under estimeringen forsøkte en både med marginal- og gjennomsnittsskattesatsen, samt med en progressivitetskoeffisient. Data gir støtte for at det er gjennomsnittsskattesatsen som har betydning for arbeidstilbudet. Dette virker rimelig tatt i betraktning av at vi studerer hvorvidt man tilbyr arbeid, og ikke om man skal arbeide ytterligere en time.

Arbeidsledighetsraten (*UR*) inngår i vår relasjon (tabell 6). Begrunnelsen for å ha med en variabel som fanger opp situasjonen i arbeidsmarkedet, er knyttet til hypotesen om "motløse arbeidere" og utstøtning. Figur 17 indikerer også klart at det er en sammenheng mellom yrkesdeltakelsen og ledighetsraten. Flere variable kan tenkes å fange opp situasjonen i arbeidsmarkedet.

Tabell 6. Estimeringsresultater, Menn 25-59 år (1971 to 1997). Venstresidevariabel: dlypm25_t

Variabel	Estimat	St.avvik	t-verdi
Konstant	-0,435	0,431	-1,009
$lypm25_{t-1}$	-0,367	0,068	-5,410
$lwtg_{t-1}$	0,387	0,110	3,500
lur_{t-1}	-0,331	0,049	-6,807
$dlypm25_{t-3}$	-0,337	0,145	-2,320
D84	0,136	0,051	2,683
D86	0,150	0,045	3,362

Som alternativer til arbeidsledighetsraten har vi forsøkt å inkludere vakanseraten eller forholdet mellom vakanse- og arbeidsledighetsraten (en mismatch-variabel) som forklaringsvariable. Dette bidro ikke til å forbedre modellens forklaringskraft og varianten med arbeidsledighetsraten ble foretrukket.

Yrkesprosenten for menn er en svært viktig forklaringsfaktor for arbeidsledigheten slik at arbeidsledigheten i innværende periode ikke nødvendigvis vil være svakt eksogen for parametrene i vår relasjon. Minste kvadraters metode vil da gi inkonsistente estimater. Nivået på arbeidsledighetsraten inngår imidlertid lagget en periode i den valgte relasjonen. I innledende estimeringer inkluderte vi endringer i ledigheten i innværende periode, og benyttet instrumenter for denne variabelen for å unngå inkonsistente estimater. Den estimerte koeffisienten var insignifikant.

Som diskutert i tidligere avsnitt, kan man argumentere for å modellere yrkesandelen for kun den ikke-uføre befolkningen. Vi vurderte dette, men ut i fra føyningsmessige kriterier foretrakk vi å modellere yrkesprosenten for hele den mannlige befolkningen mellom 25 og 59 år. Dette kan gi noe økt elastisitet med hensyn på ledighet ettersom en økning i andelen uføre kan forklare en del av den reduksjonen i yrkesandeler vi ofte observerer når ledigheten stiger. Personer på uføretrygd har imidlertid lov til å jobbe noe, i tillegg til at en relativ stor andel kun er delvis uføre. Ut i fra en antagelse om at uføretrygdde er en relativ marginal gruppe på arbeidsmarkedet, vil arbeidstilbudet deres trolig være relativt konjunkturavhengig.

Utviklingen i uførerater kan skje i sprang, på grunn av institusjonelle forhold som f.eks. saksbehandlingstid og perioder med innstramminger med hensyn på kriterier for å bli tilkjent uføretrygd. Disse sprangene kan ha en selvstendig effekt på yrkesandelene, men forsøk på å inkludere uførerater for menn under 60 år har ikke gitt noen signifikante utslag i vår relasjon.

I tabell 6 presenteres estimeringsresultatene. I tillegg til ledighet og lønn inneholder relasjonen to dummyer, D84 og D86, som er lik én i henholdsvis 1984 og 1986, null ellers. I disse årene er det store endringer i yrkesandelene fra foregående år som den estimerte relasjonen ikke fanger opp. Estimaten blir ustabile dersom dummyene utelates.

Tabell 7. Statistiske observatorer og feilspesifikasjonstester, Menn 25-59 år (1971 to 1997). Signifikanssannsynlighet i []

Observator/Test	Testverdi	[Sign.ssh.]
R ²	0,790	
SER	0,0428	
RSS	0,0366	
DW	2,27	
Autokorrelasjon: AR 1- 2	2,15	[,15]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	3,07	[,10]
Normalitet: Norm	1,04	[,60]
Heteroskedastisitet: Xi ²	0,75	[,67]
Feilspesifikasjon av funksjonsform: RESET	1,20	[,29]

Resultatene gir elasticiteter med hensyn på ledigheten og disponibel realtimelønn på henholdsvis 0,11 og 0,09. Elasticitetene er noe høyere enn i tidligere versjon av MODAG. Verdien på feiljusteringskoeffisienten gir en relativt langsom tilpasning til ny likevekt hvis en av forklaringsvariablene skifter. Inkludering av endringen i venstresidevariablen tre perioder tidligere, gir et noe hakkete forløp, men betydningen av dette er svært liten. Ved et permanent skift i lønn eller ledighet har 75 prosent av endringen i yrkesandelen funnet sted 3 år etter skiftet. Resultatene av virkningsberegninger er for øvrig dokumentert i kapittel 6, figur 53 og 54.

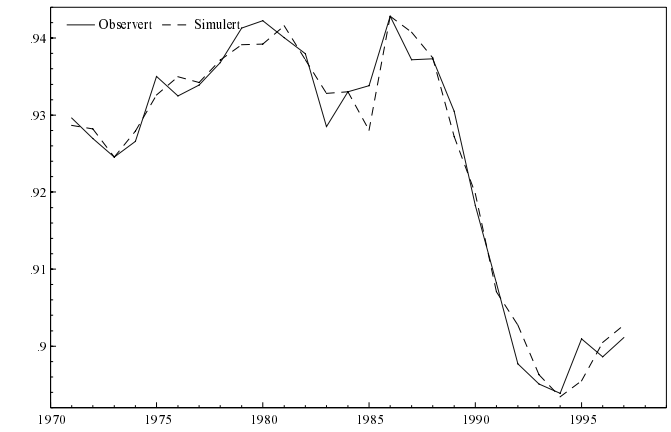
I tabell 7 rapporteres verdien på ulike testobservatorer og resultatet av tester av restleddsforutsetninger og for generell feilspesifikasjon. Ifølge testene kan vi ikke forkaste de ulike hypotesene om fravær av feilspesifikasjon.

Rekursiv estimering (figur 20 og 21) viser at relasjonen er relativt stabil. Rekursive plott av koeffisientestimatene viser en svak nedgang i feiljusteringskoeffisienten ved inngangen til 1990-tallet, men den stabiliseres deretter ut estimeringsperioden. Relasjonens standardavvik holder seg uendret gjennom store deler av estimeringsperioden i følge rekursive standardavvik. Rekursive Chow-tester avdekker for øvrig ingen strukturelle brudd i relasjonen. Figur 18 og 19 viser hvordan den estimerte relasjonen følger de historiske verdiene av henholdsvis *dlypm25* og nivået på yrkesandelen for Menn 25-59 år (*YPM25*). Relasjonen følger den historiske serien godt, blant annet ved å forklare nedgangen i yrkesprosenten fra slutten av 80-tallet og fram mot 1993-94.

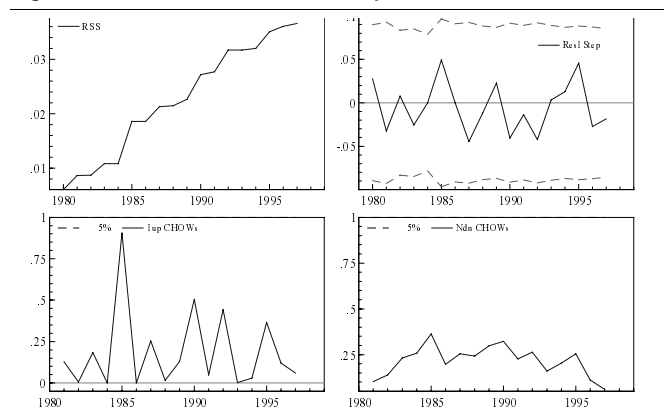
5.4. Menn 60-66 år

Yrkesprosenten for menn i alderen 60-66 år lå stabilt på om lag 75 prosent fra starten av 1970-tallet og fram til 1980, da en periode med vedvarende nedgang i yrkesdeltakelsen tok til (figur 22). I 1996 var yrkesprosenten redusert med 20 prosentpoeng. De to siste årene av estimeringsperioden økte yrkesprosenten noe. Andelen uføre i denne gruppen har hatt en mer eller mindre kontinuerlig oppgang gjennom størstedelen av perioden fram til starten av 1990-tallet. Ledigheten har trolig en effekt både på yrkesandeler og tilgang til

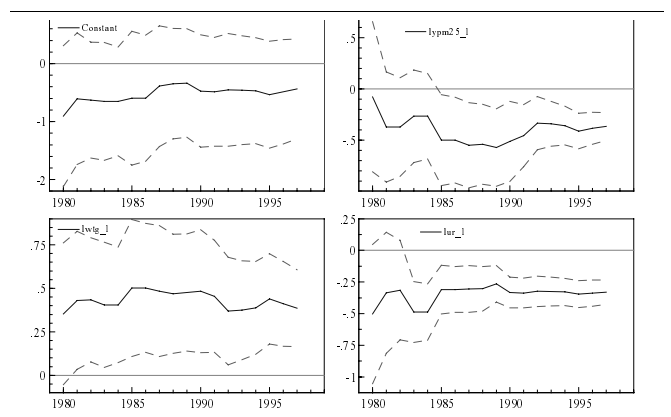
Figur 19. Menn 25-59 år. Observerte og simulerte yrkesandeler



Figur 20. Menn 25-59 år. Rekursive plott



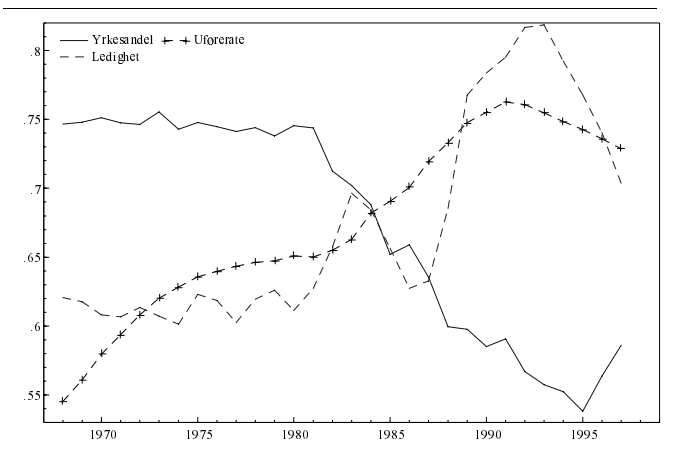
Figur 21. Menn 25-59 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik



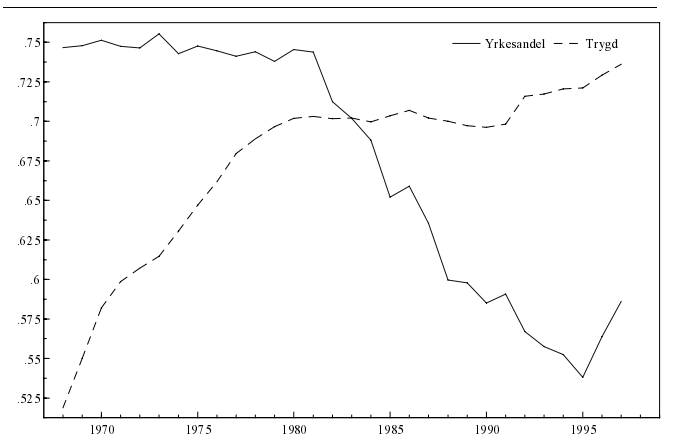
uføretrygd, via "motløs arbeider"-effekten og utstøtningsmekanismer, samtidig som sannsynligheten for at uføre søker deltidsjobb avhenger av situasjonen på arbeidsmarkedet. Denne samvariasjonen vises i figur 22.

I den valgte relasjonen (se tabell 8) inngår ledigheten i langtidsløsningen mens uføreraten kun inngår på endringsform. Elasticiteten med hensyn på ledigheten er -0,30, noe som er høyere enn for menn under 60 år. Dette støtter opp under en antagelse om at eldre arbeidstakere er en mer marginal gruppe i forhold til arbeidsmarkedet og således mer utsatt for konjunkturelle svingninger.

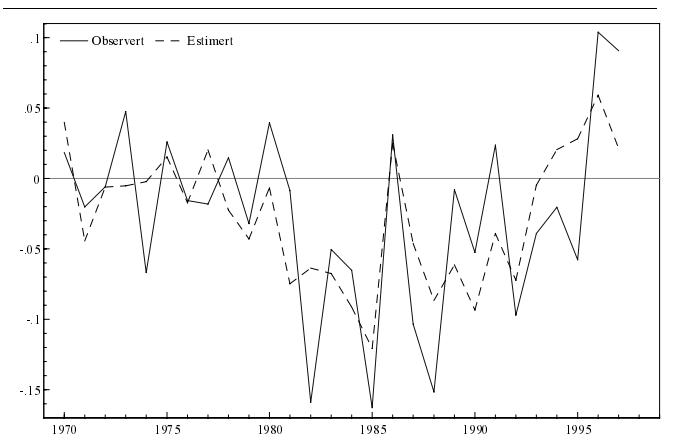
Figur 22. Yrkesandeler og uførerate (justert skala) for menn 60-66 år samt ledighetsrate (justert skala)



Figur 23. Yrkesandeler for menn 60-66 år og disponibel realtrygd (justert skala)



Figur 24. Menn 60-66 år. Observerte og estimerte verdier for dlypm60



Trygd er en viktig alternativinntekt for personer i denne gruppen (se figur 23). I estimeringene prøvde vi å inkludere disponibel realverdi av trygden, både absolutt og relativt til normalårslønnen for menn. Det er det absolutte nivået som inngår i den valgte relasjonen, med en elastisitet i 1997 på -1,00. Den relative sterke effekten av økt trygdenivå på yrkesandelen kan

Tabell 8. Estimeringsresultater, menn 60-66 år (1970 til 1997). Venstresidevariabel: dlypm60t. Minste kvadraters metode

Variabel	Estimat	St.avvik	T-verdi
Konstant	2,128	0,587	3,625
$lypm60_{t-1}$	-0,173	0,079	-2,182
lur_{t-1}	-0,124	0,067	-1,863
$ltdp_{t-1}$	-0,418	0,125	-3,336
$dlypm60_{t-1}$	-0,232	0,189	-1,229
$dlur_t$	-0,141	0,076	-1,848
$dlufm60_{t-1}$	-1,596	0,490	-3,255

Tabell 9. Statistiske observatorer og feilspesifikasjonstester, menn 60-66 år (1970 til 1997). Signifikanssannsynlighet i []

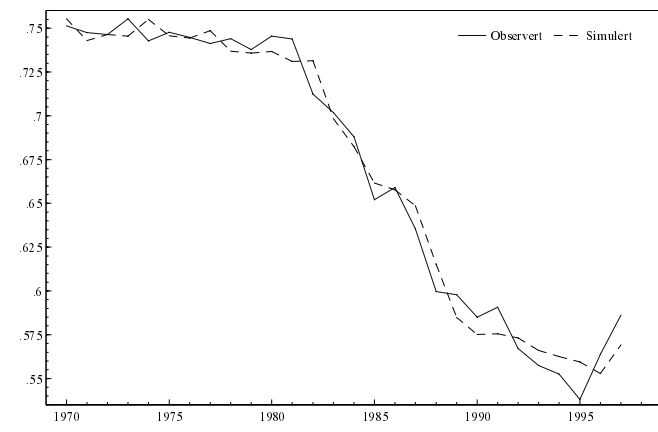
Observator/Test	Testverdi	[Sign.ssh.]
R ²	0,484	
SER	0,0549	
RSS	0,0632	
DW	2,01	
Autokorrelasjon: AR 1- 2	0,42	[,66]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	0,16	[,70]
Normalitet: Norm	2,91	[,23]
Heteroskedastisitet: Xi ²	0,54	[,84]
Feilspesifikasjon av funksjonsform: RESET	0,26	[,61]

være et resultat av en sterkere vektlegging av fritid med økende alder. Til tross for ufullstendig kompensasjon for tidligere inntektsnivå, kan derfor en relativt liten økning i trygden føre til at en relativt stor andel ønsker å forlate arbeidslivet.

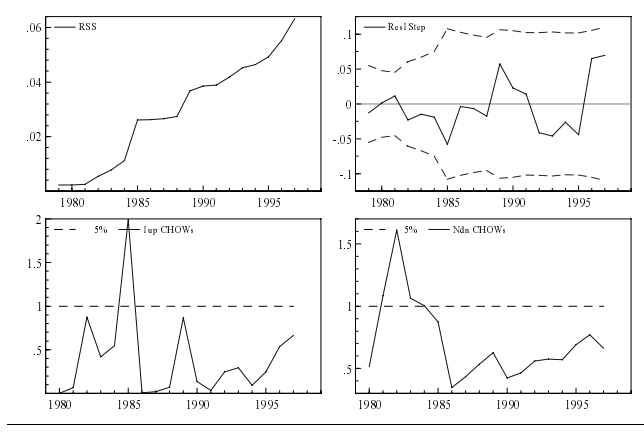
Den generelle pensjonsalderen i Norge er 67 år, men enkelte yrker har særaldersgrenser samtidig som det finnes en rekke ordninger for førtidspensjonering. Fra 1989 har vi hatt en gradvis innføring av ordningen med avtalefestet pensjon (AFP), og det gis nå mulighet for å gå av ved fylte 62 år for en rekke arbeidstakere i offentlig og privat sektor. Vi har benyttet en indeks basert på antall årskull i gruppen 60-66 år som har vært omfattet av ordningen på de ulike tidspunktene, men har ikke funnet signifikante effekter av denne variabelen på yrkesandelen. De største utvidelsene av ordningen har imidlertid skjedd relativt sent i vår estimeringsperiode i tillegg til at det kan tenkes at ordningen i første omgang fanger opp menn som tidligere har benyttet seg av andre ordninger for å forlate arbeidslivet. Ordningen kan vise seg å få økt effekt over tid blant annet ved å føre til større aksept for å "gå av" før fylte 67 år.

Det har vært relativt vanskelig å komme fram til en brukbar spesifisering, og den presenterte relasjonen har flere svakheter blant annet med lave signifikansnivåer på koeffisientene. Føyningsmålene i tabell 9 og føyningsplottet i figur 24 viser at relasjonen har problemer med å fange opp en del av de relativt store variasjonene fra et år til et annet. Figur 25 viser imidlertid at relasjonen fanger opp den langsiktige utviklingen relativt godt. Ifølge de rekursive plottene og testene i figurene 26 og 27 er relasjonen ustabil i perioden rundt det klare trendskiftet som fant sted tidlig på 1980-tallet. For øvrig passerer relasjonen de ulike feilspesifikasjonstestene.

Figur 25. Menn 60-66 år. Observerte og simulerte yrkesandeler



Figur 26. Menn 60-66 år. Rekursive plott



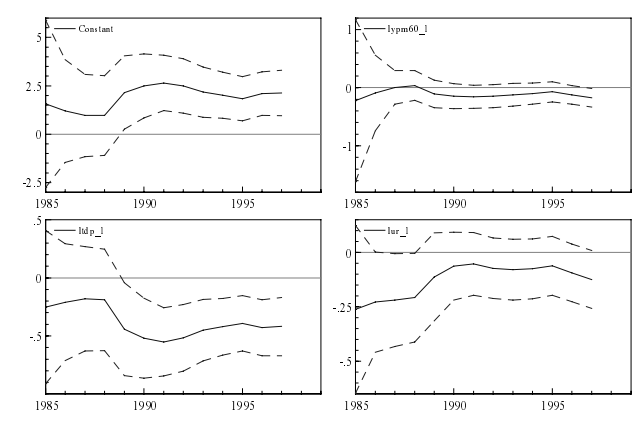
5.5. Kvinner 25-39 år

Tidsserien for yrkesandelen til Kvinner 25-39 år går tilbake til 1972, og viser en bortimot kontinuerlig oppgang fram til 1997. I 1972 var 50 prosent av gruppen yrkesaktive eller arbeidssøkere, mens yrkesandelen var på 85 prosent i 1997. I perioden 1972-97 fant det sted en kraftig økning i kvinners utdanningsnivå. I figur 28 er dette illustrert ved andelen kvinner mellom 25 og 40 år som har fullført høyere utdanning, relativt til andelen som kun har fullført grunnskole. Figuren viser også veksten i timelønn for kvinner og i antall barn under 4 år målt som andel av den kvinnelige befolkningen i alderen 25 til 40 år. Vi ser at den største reduksjonen i fertiliteten fant sted fram til midten av 1980-tallet og at det deretter var en periode med både økende fertilitet og yrkesdeltakelse. Fra siste halvdel av 1980-tallet har det skjedd en stadig utvidelse av perioden med betalt svangerskapspermisjon og en gradvis økning i barnehagedekningen (ikke vist her), uten at vi har klart å påvise noen effekt av dette på kvinners yrkesdeltaking (se Svendsen 1999).

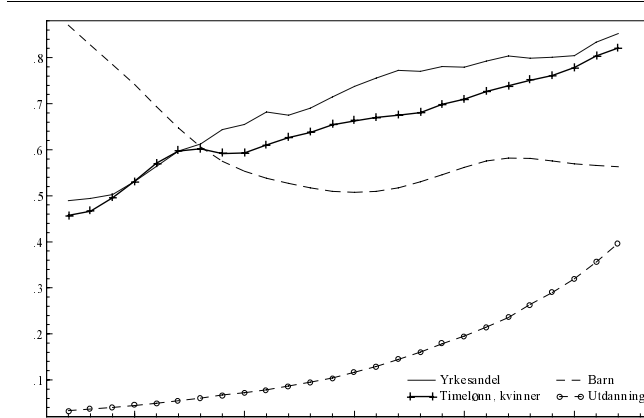
Holdningen til kvinners yrkesdeltakelse har gradvis endret seg gjennom perioden og det er vanskelig å stadfeste hvilke av de ulike faktorene som har drevet utviklingen i yrkesandelene. Trolig er det en stor grad av gjensidig påvirkning mellom de ulike faktorene. Vi har imidlertid tro på at endringen i utdanningsnivået er viktig som forklaringsfaktor for utviklingen i både fertilitet og yrkesdeltakelse, i tillegg til å være en viktig indikasjon på endringen i holdningen til kvinners yrkesdeltakelse. I denne sammenhengen kan økt barnehagedekning og utvidet svangerskapspermisjon ha motvirket en eventuell negativ effekt av utdanning på kvinners fertilitet og være en forklaring på at vi fra midten av 1980-tallet ikke lenger har en tilsynelatende negativ sammenheng mellom kvinners yrkesdeltakelse og fertilitet.

Den foretrukne relasjonen vist i tabell 10 inkluderer antall mindreårige barn per kvinne som forklaringsfaktor, ut i fra en antagelse om at når antall mindreårige barn per kvinne øker, heves reservasjonslønnen slik at yrkesaktiviteten reduseres.

Figur 27. Menn 60-66 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik

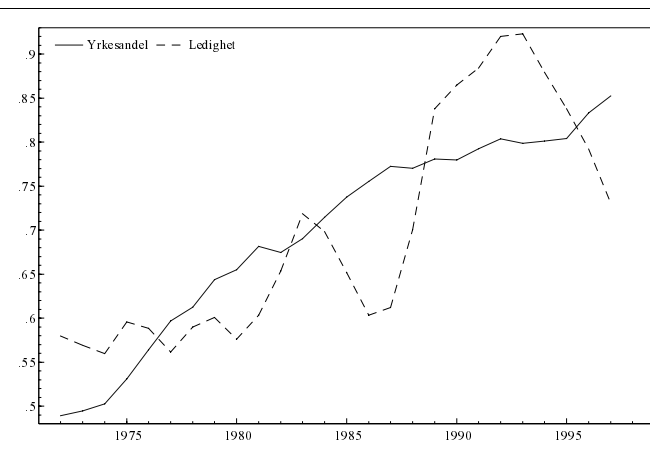


Figur 28. Yrkesandeler, utdanningsnivå (justert skala) og antall barn per kvinne (justert skala) for Kvinner 25-39 år, samt disponibel realtimelønn for kvinner (justert skala)

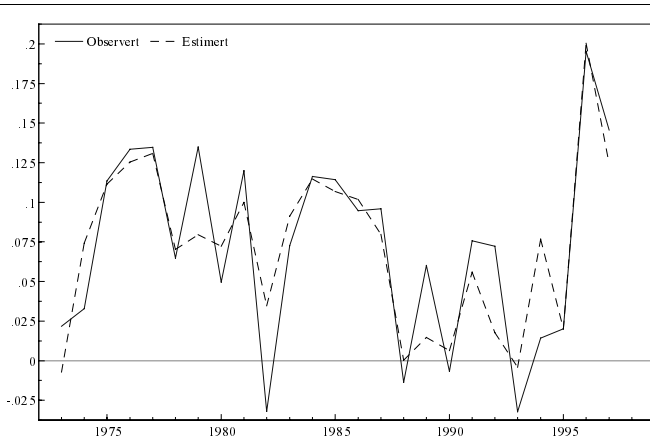


En lønnsøkning kan ha motstridende effekter på kvinners arbeidstilbud. I den grad manns- og kvinnelønninger øker parallelt, kan en negativ effekt via økt arbeidsfri inntekt helt eller delvis motvirke den positive effekten av økt egen lønn. Imidlertid har gjennomsnittlig kvinnelønn steget kraftigere en mannlønnen i store deler av perioden, noe som trekker i retning av en positiv lønnseffekt. Vi har forsøkt å isolere effekten av mannens lønn ved å inkludere time- eller årslønn

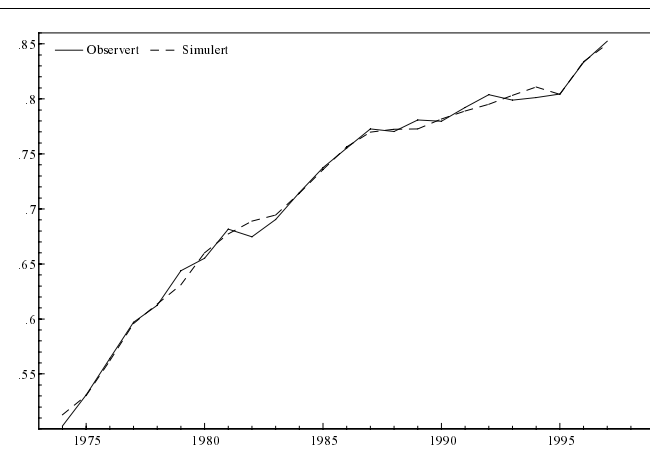
Figur 29. Yrkesandeler for Kvinner 25-39 år og ledighetsrate (justert skala)



Figur 30. Kvinner 25-39 år. Observerte og estimerte verdier for dlypk25



Figur 31. Kvinner 25-39 år. Observerte og simulerte yrkesandeler



for menn, i tillegg til kvinners disponible realtimelønn, i modellen. På grunn av multikollinearitet ble imidlertid koeffisientene for lønnsvariablene svært upresist bestemt når både manns- og kvinnelønn var inkludert. I den valgte relasjonen inngår derfor kun kvinnelønn.

Tabell 10. Estimeringsresultater, Kvinner 25-39 år (1973 til 1997). Venstresidevariabel: dlypk25_t. Minste kvadraters metode

Variabel	Estimat	St.avvik	T-verdi
Konstant	-1,255	1,094	-1,147
$dlypk25_{t-1}$	-0,842	0,176	-4,784
lur_t	-0,156	0,037	-4,207
$lwktg_t$	0,437	0,246	1,781
$luhg25_{t-2}$	0,487	0,127	3,852
$lbk03_{t-2}$	-0,469	0,144	-3,249
D95	-0,119	0,041	-2,928

Tabell 11. Statistiske observatorer og feilspesifikasjonstester, Kvinner 25-39 år (1973 til 1997). Signifikanssannsynlighet i []

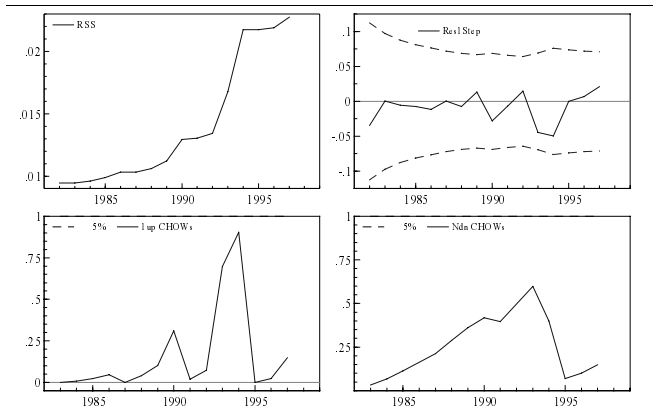
Observator/Test	Testverdi	[Sign.ssh.]
R ²	0,739	
SER	0,0356	
RSS	0,0228	
DW	2,30	
Autokorrelasjon: AR 1- 2	0,84	[,45]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	0,37	[,55]
Normalitet: Norm	1,22	[,54]
Heteroskedastisitet: Xi ²	0,30	[,96]
Feilspesifikasjon av funksjonsform: RESET	0,08	[,78]

Økt relativ kvinnelønn er både et resultat av en bevisst politikk i forbindelse med lønnsoppgjørene, men også en følge av økt utdanningsnivå blant kvinner. Data-materialet viser også en sterk samvariasjon mellom kvinners lønns- og utdanningsnivå (se figur 28), noe som hindrer oss i å estimere signifikante effekter av lønn når utdanning er inkludert i relasjonen. Vi har allikevel valgt å beholde begge variablene i relasjonen. Dersom vi hadde pålagt den estimerte utdanningselastisiteten under estimeringen ville koeffisienten foran lønn blitt klart signifikant. Svendsen (1999) finner en signifikant lønnselastisitet ved å pålegge restriksjoner i form av felles lønnselastisitet for to kvinnegrupper (25-39 år og 40-59 år). Dette gir en bedre utnyttning av informasjonen i datamaterialet, men krever en simultan estimering. Elastisitetene for gruppen 25-39 år avviker i så fall svært lite fra de resultatene vi presenterer her. I resultatene i tabell 10 er lønnselastisiteten 0,08 og utdanningselastisiteten 0,09. I tillegg har vi en negativ effekt av antall barn på kvinners yrkesdeltaking, med en elastisitet på -0,08.

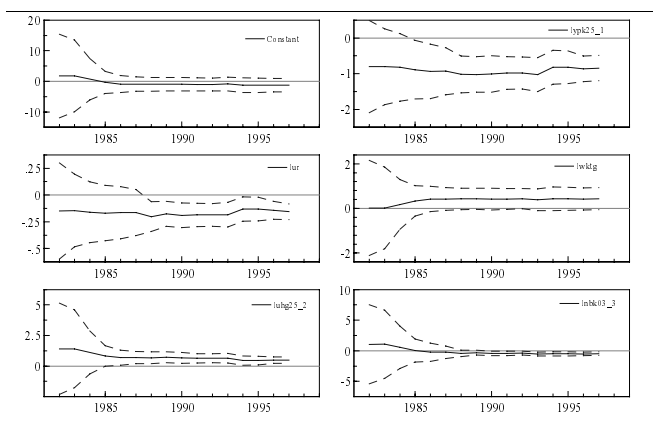
Mens utdanning, antall barn og lønn bidrar til å beskrive den trendmessige utviklingen i kvinners yrkesdeltakelse, vil endringer i ledigheten kunne gi sykliske bevegelser rundt denne trenden. Ut i fra figur 29 kan det se ut som yrkesandelen har vokst sterkest i perioder med lav eller avtakende ledighet. I den estimerte relasjonen får vi en signifikant elastisitet med hensyn på ledigheten på -0,03.

Dummysen (D95) bidrar til å øke stabiliteten i koeffisientestimatene. Som vis i figurene 32 og 33, framstår relasjonen som relativt stabil. De ulike feilspesifikasjons

Figur 32. Kvinner 25-39 år. Rekursive plott



Figur 33. Kvinner 25-39 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik



testene passerer ifølge tabell 11. Den estimerte feiljusteringskoeffisienten er høy, og gir en svært rask tilbakevendning til langtidsløsningen. Dette illustreres i skiftberegningene som er presentert i kapittel 6, figurene 57 og 58.

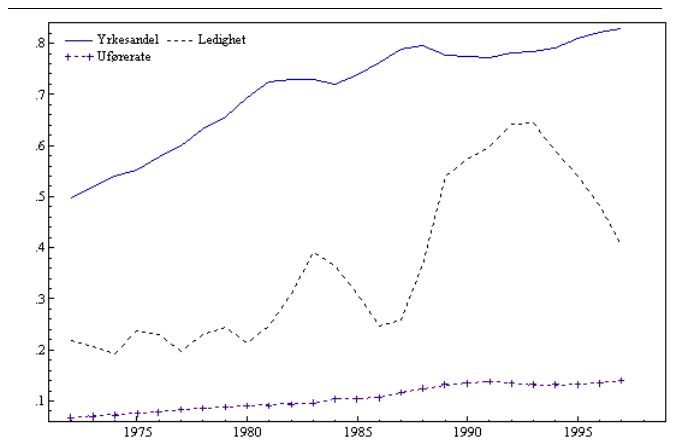
5.6. Kvinner 40-59 år

Kvinner i alderen 40-59 år har hatt en tilsvarende økning i sine yrkesandeler som de noe yngre kvinnene. I 1972 deltok 50 prosent av dem i arbeidsstyrken, mens yrkesandelen var økt til over 70 prosent i 1980. Ut i fra en ren figurmessig betraktning (figur 34) er det nærliggende å anta at det konjunkturrelle forløpet har fått større betydning gjennom 1980- og 1990-tallet.

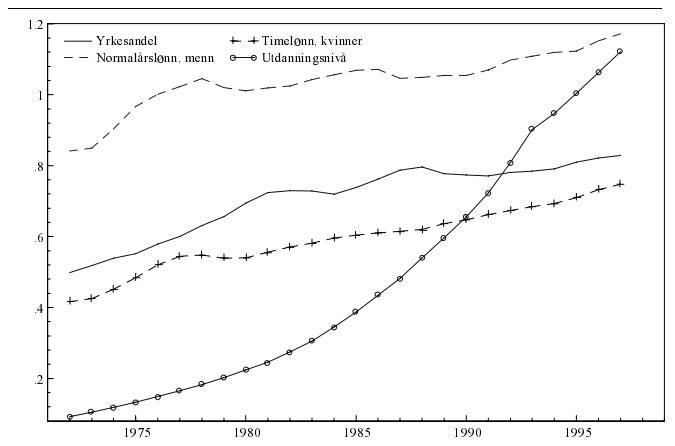
Veksten har samtidig fortsatt, om enn ikke like sterkt, og i 1997 deltok over 80 prosent av kvinnene mellom 40 og 60 år i arbeidsstyrken.

Uføreratene for gruppen fordoblet seg fra 1972 til 1997, og økte spesielt sterkt i siste halvdel av 1980-tallet. Dette kan ha virket dempende på veksten i yrkesprosentene. Ettersom ledigheten trolig bidrar til å forklare både tilgangsrater til beholdningen av uføre (Bowitz, 1997) og yrkesprosjenter, benytter vi ledigheten som forklaringsfaktor i langtidsløsningen. Endringer i uføreratene inngår i korttids-dynamikken. Alter-

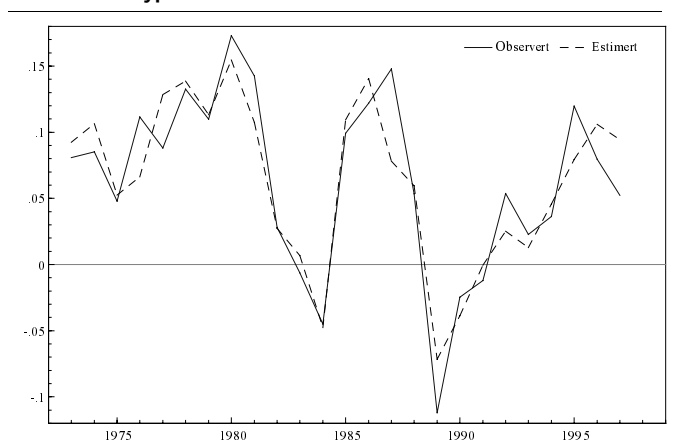
Figur 34. Yrkesandeler og uføerate for Kvinner 40-59 år, samt ledighetsrate (justert skala)



Figur 35. Yrkesandeler og utdanningsnivå for Kvinner 40-59 år, disponibel realtimelønn for kvinner (justert skala) og disponibel realårslønn per normalårsverk for menn (justert skala)

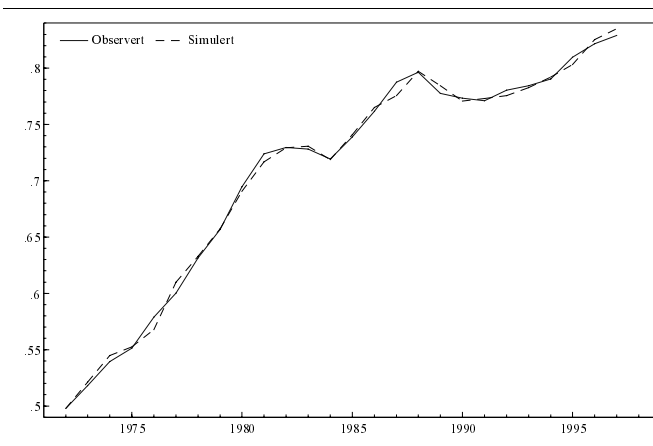


Figur 36. Kvinner 40-59 år. Observerte og estimerte verdier for dlypk40

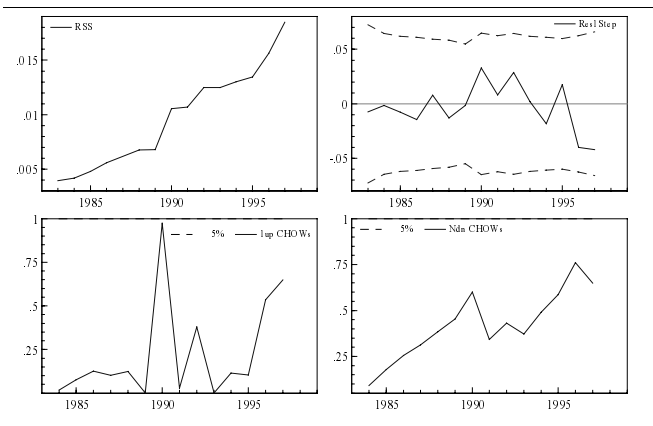


nativt kan man modellere yrkesandelen for den ikke-uføre befolkningen. Man ser i så fall bort fra det faktum at en relativt stor andel uføre ikke er 100 prosent uføre, og at uføre uansett uføregrad kan ha arbeidsinntekt opp til en viss grense. Estimering av den alternative modellen ga ikke tilfredsstillende resultater.

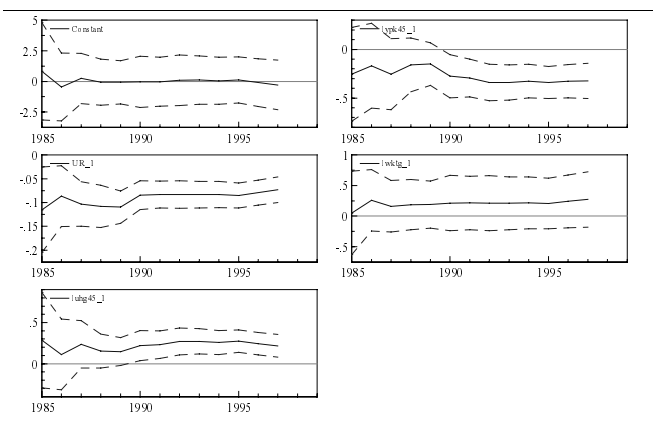
Figur 37. Kvinner 40-59 år. Observerte og simulerte yrkesandeler



Figur 38. Kvinner 40-59 år. Rekursive plott



Figur 39. Kvinner 40-59 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik



I den valgte relasjonen inngår lønn og utdanning for å fange opp den langsiktige trenden i yrkesprosenten. Vi antar, som for kvinner mellom 25 og 40 år, at endringen i utdanningsnivået fanger opp endret holdning til kvinners yrkesdeltakelse, i tillegg til at utdanning i seg selv må antas å være en sterkt motiverende faktor for hvorvidt man tilbyr arbeid eller ikke. Utdanning bidrar

Tabell 12. Estimeringsresultater, Kvinner 40-59 år (1973 til 1997). Venstresidevariabel: dlypk40_t. Minste kvadraters metode

Variabel	Estimat	St.avvik	T-verdi
Konstant	-0,290	1,0162	-0,285
$lypk40_{t-1}$	-0,324	0,090	-3,605
UR_{t-1}	-0,073	0,013	-5,460
$lwktg_{t-1}$	0,273	0,226	1,205
$luhg40_{t-1}$	0,218	0,069	3,151
dUR_t	-0,045	0,015	-3,087
$dlwvnm_{t-1}$	-1,003	0,416	-2,408
$dlufrk40_t$	-1,016	0,349	-2,914

Tabell 13. Statistiske observatorer og feilspesifikasjonstester, Kvinner 40-59 år (1973 til 1997). Signifikanssannsynlighet i []

Observator/Test	Testverdi	[Sign.ssh.]
R ²	0,831	
SER	0,0330	
RSS	0,0185	
DW	2,26	
Autokorrelasjon: AR 1- 2	2,56	[,11]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	0,30	[,59]
Normalitet: Norm	2,26	[,32]
Heteroskedastisitet: Xi ²	0,41	[,88]
Feilspesifikasjon av funksjonsform: RESET	2,61	[,13]

også til å heve gjennomsnittslønnen for kvinner. Utdanningsvariabelen er konstruert som andelen kvinner mellom 40 og 59 år med høyere utdanning relativt til andelen som ikke har utdanning utover grunnskole.

Vi har igjen problemer med multikollinearitet mellom utdanning og lønn. Den insignifikante effekten av lønn i relasjonen er beholdt blant annet for å hindre en for sterk vekt på utdanningsnivået. Disponibel realtime-lønn for kvinner inngår for øvrig signifikant hvis vi legger en restriksjon på utdanningselastisiteten under estimering, tilsvarende den fritt estimerte.

Som for øvrige kvinnegrupper er det rimelig å åpne for en effekt fra lønnsnivået for menn. Ulike varianter har vært forsøkt i både korttids- og langtidsløsningen og vi har endt opp med å inkludere endringer i menns normal-årslønn. Denne har en negativ effekt på arbeidstilbudet.

Våre resultater gir en relativt høy elastisitet med hensyn på ledighet, noe som ikke er urimelig ut i fra sammensetningen av gruppen. Blant de yngste i aldersgruppen vil det trolig være enkelte som vurderer å begynne å jobbe etter å ha vært hjemmeværende. Valg av tidspunkt for å returnere til arbeidslivet kan tenkes å være påvirket av situasjonen på arbeidsmarkedet. De eldste i gruppen vil på sin side være en risikogruppe i forhold til utstøtning i nedgangsperioder. Ledigheten inngår direkte og ikke på logaritmisk form, ettersom dette ga de beste resultatene med hensyn på stabilitet og føyning. Elastisiteten med hensyn på ledigheten vil dermed øke med ledighetsnivået.

Tabell 14. Estimeringsresultater, kvinner 60-66 år (1973 til 1997). Venstresidevariabel: dlypk60. Minste kvadraters metode

Variabel	Estimat	St.avvik	T-verdi
Konstant	-6,429	1,392	-4,617
$lypk60_{t-1}$	-0,847	0,167	-5,081
$lwktg_{t-1}$	1,259	0,275	4,578
$lufrk60_{t-1}$	-0,434	0,108	-4,006
$dlywktg_{t-1}$	1,421	0,517	2,751
$dlytdp_t$	-1,349	0,458	-2,942

Relasjonen føyer godt på både nivå- og endringsform og passerer et sett av feilspesifikasjonstester (tabell 13 og figur 36 og 37). Figur 38 og 39 viser i tillegg at relasjonen er stabil og ikke utsatt for strukturelle sjokk i løpet av estimeringsperioden. Usikkerheten øker imidlertid noe mot slutten av estimeringsperioden.

Estimatet på feiljusteringskoeffisienten er relativt lavt, noe som avspeiler seg i en relativt langsom tilpasning mot ny likevekt ved endringer i lønn, ledighet eller utdanningsnivå (se kapittel 6, figur 59 og 60). Ved skift i en av de eksogene tar det om lag 4 år før 75 prosent av effekten er uttømt.

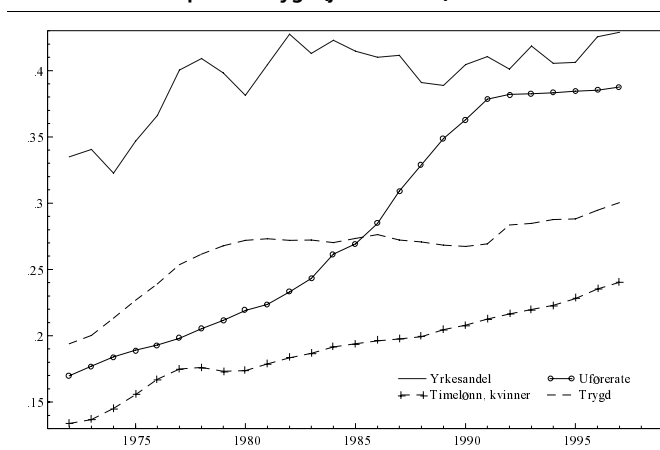
5.7. Kvinner 60-66 år

Yrkesandelen for Kvinner 60-66 år har utviklet seg noe annerledes enn andelen for de to yngre kvinnegruppene. Etter en økning i yrkesandelen fra 34 prosent i 1972 til om lag 40 prosent i 1980, har andelen holdt seg mer eller mindre stabil rundt dette nivået (figur 40). Trolig er det to motstridende trekk ved samfunnsutviklingen som bidrar til dette. Økt utdanningsnivå og kvinnelig yrkesdeltakelse trekker i retning av fortsatt vekst i yrkesandelene, mens økte uførerater hos personer som nærmer seg pensjonsalderen trekker i motsatt retning. Andelen uføre blant kvinner 60-66 år har steget gjennom hele estimeringsperioden, fra 17 prosent i 1972 til 39 prosent i 1997. Økningen har vært spesielt kraftig i siste halvdel av 1980-tallet og har deretter holdt seg relativt stabil. Vi har heller ikke for de eldre kvinnene vært i stand til å identifisere noen effekt av AFP-ordningen.

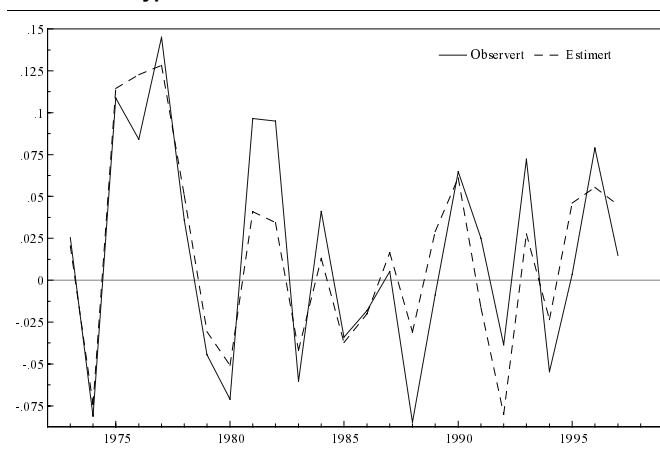
Vi har undersøkt effekten av ulike variable i langtidsløsningen. Effekten av egen lønn og arbeidsfri inntekt har vært forsøkt fanget opp ved bruk av disponibel realtimelønn for kvinner, disponibel normalårslønn for menn og realverdien av disponibel stønad for trygdede. Den foretrukne relasjonen har en relativt høy lønnselastisitet (se tabell 14), mens økt trygd har en negativ effekt på kort sikt. Den høye lønnselastisiteten kan reflektere at alternativverdien av fritid stiger med alderen, men kan delvis være et resultat av at lønn indirekte fanger opp effekten av økt utdanning.

Effekten av utdanning var insignifikant, og er derfor utelatt. For denne gruppen er trolig utviklingen i uføreandelen viktig for å forklare utviklingen i yrkesandelen. Variabelen inngår med en negativ elastisitet i

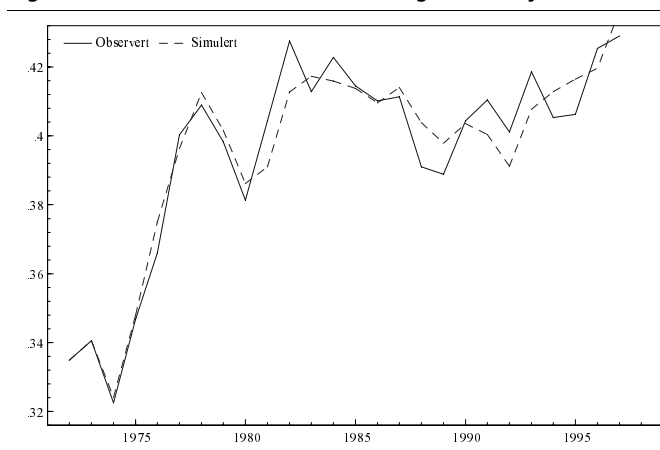
Figur 40. Yrkesandeler og uføerate for Kvinner 60-66 år, disponibel realtimelønn for kvinner (justert skala) og realdisponibel trygd (justert skala)



Figur 41. Kvinner 60-66 år. Observerte og estimerte verdier for dlypk60

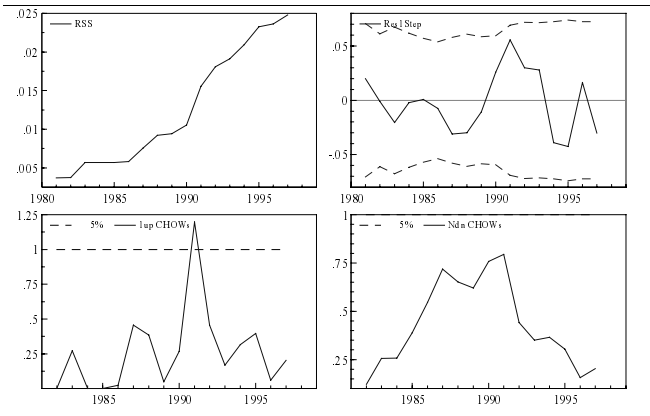


Figur 42. Kvinner 60-66 år. Observerte og simulerte yrkesandeler

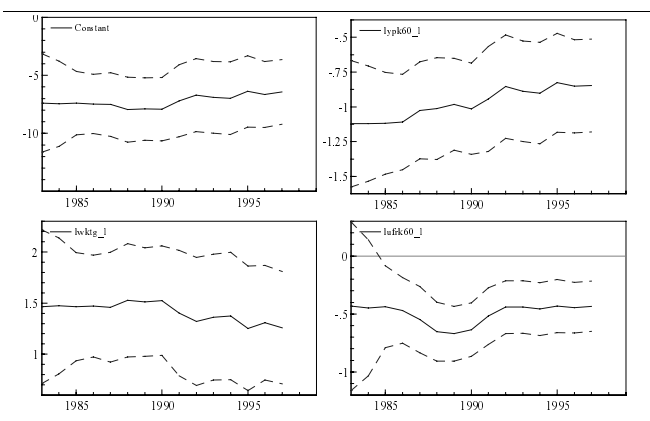


langtidsløsningen. Det er verdt å merke seg at også for de eldste kvinnene kan uføreraten være påvirket av ledighetsnivået. Effekten av ledighet blir for øvrig aldri signifikant, heller ikke når uføreraten utelates. Den estimerte feiljusteringskoeffisienten er høy og bidrar til rask tilpasning ved endringer i forklaringsfaktorene.

Figur 43. Kvinner 60-66 år. Rekursive plott



Figur 44. Kvinner 60-66 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik

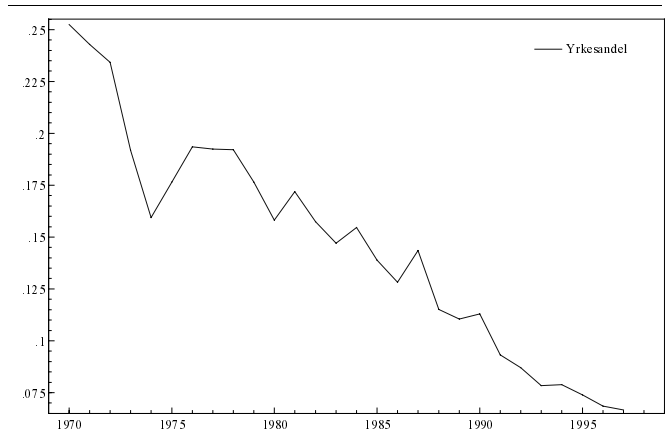


Tabell 15. Statistiske observatorer og feilspesifikasjonstester, kvinner 60-66 år (1973 til 1997). Signifikanssynlighet i [%]

Observator/Test	Estimator	[Sign.ssh.]
R ²	0,758	
SER	0,0361	
RSS	0,0248	
DW	1,56	
Gyldige forklaringsvariable	11,92	[,00]
Autokorrelasjon: AR 1- 2	0,99	[,39]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	1,01	[,33]
Normalitet: Norm	1,45	[,48]
Heteroskedastisitet: Xi ²	0,26	[,97]
Feilspesifikasjon av funksjonsform: RESET	0,41	[,53]

Relasjonen føyer godt og passerer de ulike feilspesifikasjonstestene (se tabell 15 og figur 41 og 42). De rekursive plottene (figur 43 og 44) indikerer noe ustabilitet rundt 1990. Det er også tendenser til trend i enkelte rekursive koeffisienter, men de stabiliseres på 1990-tallet. Gruppen består av kun 7 årskull og populasjonen skiftes derfor raskt ut. I kombinasjon med de store endringene vi har sett i kvinners yrkesdeltakelse gjennom estimeringsperioden, gjør dette det vanskelig å avdekke en stabil struktur. Betydningen av dette for hele arbeidstilbudet dempes av at Kvinner 60-66 år utgjør en liten andel av det totale arbeidstilbudet.

Figur 45. Yrkesandeler for Pensjonister 67-74 år



5.8. Pensjonister 67-74 år

Yrkesprosenten for pensjonister har vært klart nedadgående gjennom estimeringsperioden og for de fleste i denne gruppen er offentlig og privat alderspensjon den viktigste inntektskilden. Ved inngangen til 1970-tallet var rundt 25 prosent av personene i denne gruppen yrkesaktive eller arbeidssøkere. Ti år senere gjelder dette 17 prosent, mens yrkesandelen er sunket til 7 prosent mot slutten av estimeringsperioden (se figur 45). Det har skjedd enkelte trygdereformer i perioden. Fram til og med 1972 var pensjonsalderen 70 år, mens det fra og med 1973 ble åpnet for å gå av ved fylte 67 år, men med mulighet for å bli i stilling til fylte 70 år. Man kunne oppnå et tillegg i pensjon ved fratredelse hvis man jobbet ut over 67 år. Dette ventetillegget ble fjernet fra og med andre kvartal 1984. Under estimeringene har vi operert med en dummy for å fange opp effekten av å fjerne ventetillegget. Koeffisienten til denne variabelen ble ikke signifikant.

Den sterke nedadgående trenden fanger trolig opp en endring i folks holdning til pensjoneringstidspunkt. Jo flere år man kan være yrkesaktiv med vissheten om å kunne motta alderspensjon fra fylte 67 år, jo større er trolig sannsynligheten for at man vil gå av ved dette tidspunktet. I tillegg kan man regne med en selvforsterkende effekt etter som det blir stadig mer uvanlig for personer over 67 år å være yrkesaktiv. Det vil trolig være et ønske hos store deler av befolkningen om å ta ut deler av den generelle inntektsveksten i samfunnet som økt fritid, blant annet ved redusert pensjonsalder. Dette skjer både ved individuelle tilpasninger og politiske beslutninger.

Vi har forsøkt å inkludere lønnsvariable, trygd og ledighet som forklaringsvariable. Ingen av disse variablene ble signifikante, og vi har derfor endt opp med å benytte en generell trendvariabel. Den estimerte relasjonen gir dermed ingen forklaring på nedgangen i eldre personers arbeidstilbud, og er kun beregnet på å bli brukt i framskrivninger av gruppens yrkesandel.

Tabell 16. Estimeringsresultater, Pensjonister 67-74 år (1976 til 1997). Venstresidevariabel: $lyp_{67,t}$. Minste kvadraters metode

Variabel	Estimat	St.avvik	T-verdi
Konstant	-1,552	0,088	-17,712
$TIDYP_{67,t}$	-0,096	0,010	-9,240
$TIDkv_t$	0,212	0,063	3,370
D87	0,185	0,054	3,417

Tabell 17. Statistiske observatorer og feilspesifikasjonstester, Pensjonister 67-74 år (1976 til 1997). Signifikanssannsynlighet i []

Observator/Test	Testverdi	[Sign.ssh.]
R^2	0,986	
SER	0,0518	
RSS	0,0483	
DW	2,00	
Gyldige forklaringsvariable	425,33	[,00]
Autokorrelasjon: AR 1- 2	0,37	[,70]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	0,27	[,61]
Normalitet: Norm	5,71	[,06]
Heteroskedastisitet: χ^2	0,24	[,91]
Feilspesifikasjon av funksjonsform: $X_i * X_j$	0,23	[,94]
Feilspesifikasjon av funksjonsform: RESET	0,23	[,64]

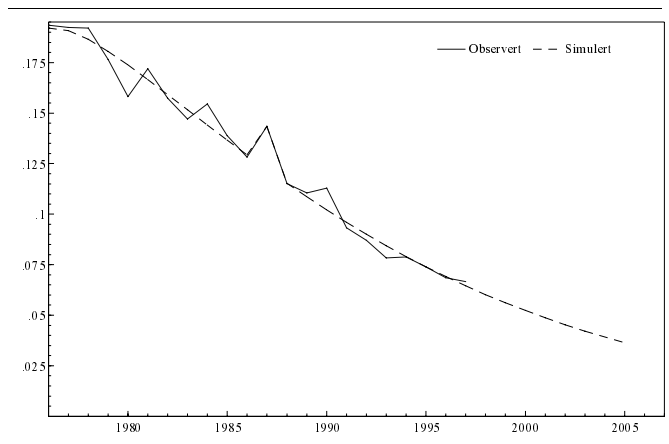
Estimeringen starter først i 1976. I perioden rundt nedsettingen av pensjonsalderen i 1973 var det store svingninger i yrkesprosenten. Når disse årene var med i estimeringsperioden, ble relasjonen svært ustabil. Vi klarte heller ikke å fange opp svingningene.

I en feiljusteringsmodell blir det estimerte feiljusteringsleddet lik -1.03. Modellen er derfor reformulert til en modell med lyp_t som venstresidevariabel. Resultatene er gitt i tabell 16.

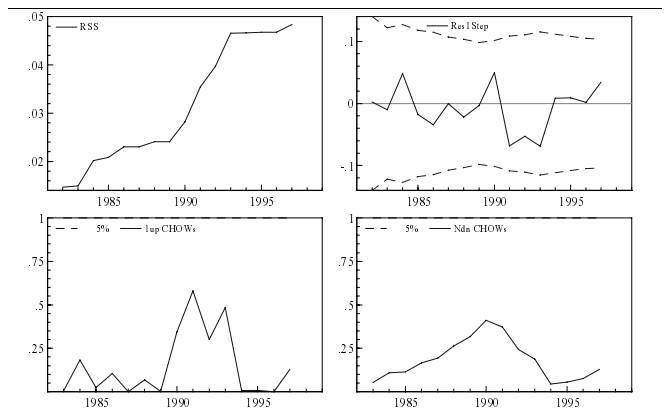
Trenden inngår både lineært og med kvadratrotten i den estimerte relasjonen, og gir en konkav trend for pensjonistenes yrkesprosent. I figur 46 har vi framskrevet yrkesprosenten ti perioder. Med utgangspunkt i de estimerte koeffisientene, går yrkesprosenten gradvis mot null. De nærmeste årene vil reduksjonen i yrkesandelen skje med om lag 7 prosent per år. Av hensyn til normalitetstesten har vi inkludert en dummy for en "uteligger" i 1987.

Relasjonen føyer godt og passerer de statistiske testene for feilspesifikasjon referert i tabell 17. I tillegg til RESET-testen oppgis resultatet av ytterligere en generell test for feilspesifisert funksjonsform ($X_i * X_j$). Ifølge figur 46 fanger relasjonen opp den langsiktige nedadgående trenden, men ikke de kortsiktige bevegelsene rundt denne. Relasjonen er rimelig stabil (figur 47 og 48).

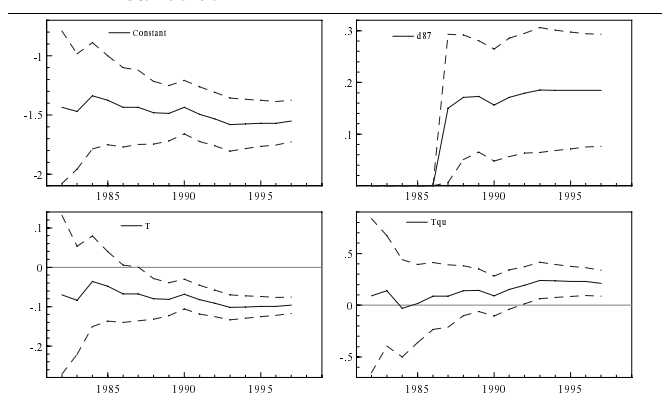
Figur 46. Pensjonister 67-74 år. Observerte og simulerte yrkesandeler 1976-1997. Framskrivning 1998-2007



Figur 47. Pensjonister 67-74 år. Rekursive plott



Figur 48. Pensjonister 67-74 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik



6. Virkningsberegninger

De estimerte relasjonene på årsdata utgjør hovedinnholdet i arbeidstilbudsblokken i MODAG. I dette kapitlet studerer vi effekten på blant annet arbeidstilbudet av skift i ulike variable. Resultatet vil avhenge av de estimerte relasjonene for yrkesandeler men også av øvrige relasjoner i modellen og samspillet mellom disse og arbeidstilbudet. Vi presenterer først resultater av partielle virkningsberegninger på arbeidstilbudsrelasjonene. Alle andre variable betraktes da som eksogent gitte, selv om flere av disse vil være endogene i MODAG. Fordi den initiale effekten på arbeidstilbudet kan forsterkes eller dempes via samspillet med resten av modellen, presenterer vi deretter effektene på blant annet arbeidstilbud, lønn og arbeidsledighet av henholdsvis økte offentlige utgifter og redusert inntektskatt. De partielle effektene på arbeidstilbudet av endringer andre steder i økonomien, er viktig for samlede effektene av disse skiftene.

6.1. Enkeltrelasjoner

I dette avsnittet oppsummeres resultater av partielle virkningsberegninger på relasjonene tatt enkeltvis. For hver enkelt relasjon er det simulert en referansebane hvor yrkesprosentene og forklaringsvariablene ligger konstant på 1997-nivået. Vi studerer effekten på yrkesprosentene av både et permanent og et midlertidig sjokk på én prosent i forhold til referansebanen for én og én forklaringsvariabel. Alle sjokkene inntreffer i periode 0. I periode 1 vender den aktuelle forklaringsvariabelen tilbake til sin utgangsverdi ved det midlertidige sjokket, men forblir på sitt nye nivå når sjokket er permanent. For arbeidsledighetsraten gjennomfører vi i tillegg et permanent sjokk på ett prosentpoeng.

Kommentarer til resultatet av de partielle virkningsberegningene er gitt i tilknytning til gjennomgangen av de estimerte relasjonene.

Virkningsberegninger på enkeltrelasjoner gir nyttig informasjon om utviklingen i yrkesprosentene når forklaringsvariablene i arbeidstilbudsblokken endres. Langtidselastisitetene viser den endelige effekten på yrkesprosentene av en én prosents varig endring i en forklaringsvariabel. Yrkesprosentene vil bevege seg gradvis mot sin nye verdi. Ved en midlertidig endring i en forklaringsvariabel, vil yrkesprosenten returnere til sin opprinnelige verdi, men vil avvike fra denne verdien i en mellomliggende periode. Hvor lang tid det tar før yrkesprosenten når sin nye verdi, eventuelt returnerer til sin opprinnelige, avhenger av feiljusteringskoeffisienten og korttidodynamikken.

Tabell 18-21 oppsummerer resultatene av det permanente sjokket. Tabell 18 viser det absolutte avviket i yrkesprosentene ved en permanent økning på ett prosentpoeng i ledighetsraten.

Tabell 19 viser prosentvis endring i yrkesprosentene ved en permanent økning på en prosent i disponibel realtimelønn eller trygd, mens tilsvarende sjokk i øvrige forklaringsvariable er presentert i de to neste tabellene. Deretter følger en grafisk presentasjon av virkningsberegningene. Figurene 49 til 62 viser det prosentvise avviket i yrkesprosenten i forhold til referansebanen ved den permanente eller midlertidige økningen i forklaringsvariablene på en prosent.

Tabell 18. Absolutt avvik i yrkesprosent fra referansebanen. Et prosentpoengs økning av ledighetsraten

År etter skift	Ungdom		Menn		Kvinner		Pensjonister	
	16-19 år	20-24 år	25-59 år	60-66 år	25-39 år	40-59 år	60-66 år	67-74 år
0	-0,023	-	-	-0,008	-	-0,006	-	-
1	-0,030	-	-0,007	-0,011	-0,004	-0,015	-	-
2	-0,040	-	-0,011	-0,015	-0,005	-0,021	-	-
3	-0,045	-	-0,014	-0,018	-0,005	-0,025	-	-
4	-0,050	-	-0,013	-0,021	-0,005	-0,028	-	-
5	-0,054	-	-0,014	-0,023	-0,005	-0,030	-	-
6	-0,057	-	-0,015	-0,026	-0,005	-0,031	-	-
7	-0,059	-	-0,017	-0,027	-0,005	-0,032	-	-
8	-0,061	-	-0,017	-0,029	-0,005	-0,033	-	-
9	-0,062	-	-0,018	-0,030	-0,005	-0,033	-	-
15	-0,065	-	-0,019	-0,035	-0,005	-0,034	-	-
20	-0,066	-	-0,019	-0,037	-0,005	-0,034	-	-

Tabell 19. Prosentvist avvik i yrkesprosent fra referansebanen. En prosents økning av disponibel reallønn, totalt (menn 25-59) og disponibel reallønn for kvinner (kvinner, ungdom 16-19) eller trygd (menn 60-66)

År etter skift	16-19 år	Ungdom		Menn		Kvinner		Pensjonister 67-74 år
		20-24 år	25-59 år	60-66 år	25-39 år	40-59 år	60-66 år	
0	-	-	-	-	0,066	-	-	-
1	0,292	-	0,038	-0,173	0,076	0,046	1,523	-
2	0,382	-	0,063	-0,276	0,078	0,077	0,947	-
3	0,514	-	0,078	-0,376	0,078	0,098	0,859	-
4	0,586	-	0,074	-0,460	0,078	0,112	0,846	-
5	0,655	-	0,077	-0,533	0,078	0,121	0,844	-
6	0,702	-	0,082	-0,596	0,078	0,127	0,844	-
7	0,741	-	0,091	-0,651	0,078	0,132	0,844	-
8	0,770	-	0,095	-0,698	0,078	0,134	0,844	-
9	0,793	-	0,096	-0,738	0,078	0,136	0,844	-
15	0,847	-	0,101	-0,871	0,078	0,140	0,844	-
20	0,862	-	0,103	-0,935	0,078	0,140	0,844	-

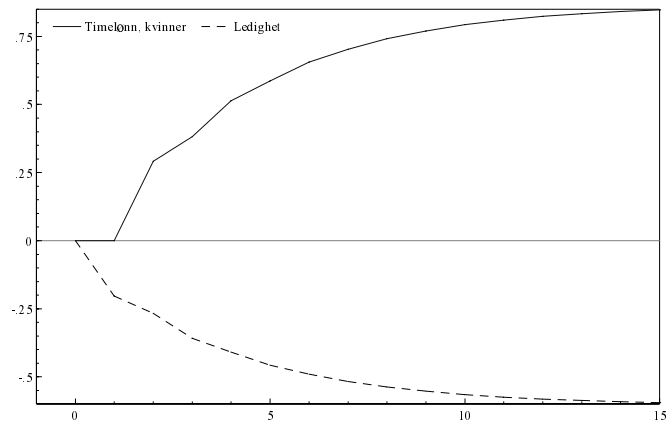
Tabell 20. Prosentvist avvik i yrkesprosent fra referansebanen. En prosents økning av utdanningsandel (ungdom 16-19, 20-24), indikator for kvinnearbeidsplasser (ungdom 20-24), disponibel realtrygd og uførerater (menn 60-66) i periode 1

År etter skift	16-19 år		20-24 år		Menn 60-66 år	
	Utdanningsandel	Arb.m.indikator	Utdanningsandel	Trygd	Uførerate	
0	-	-	-	-0,479	-	-
1	-1,115	0,412	-0,305	-0,173	-0,660	-
2	-0,345	0,471	-0,280	-0,276	-0,392	-
3	-0,502	0,480	-0,277	-0,376	-0,386	-
4	-0,277	0,481	-0,276	-0,460	-0,320	-
5	-0,264	0,481	-0,276	-0,533	-0,280	-
6	-0,180	0,481	-0,276	-0,596	-0,241	-
7	-0,149	0,481	-0,276	-0,651	-0,208	-
8	-0,110	0,481	-0,276	-0,698	-0,180	-
9	-0,087	0,481	-0,276	-0,738	-0,155	-
15	-0,023	0,481	-0,276	-0,871	-0,074	-
20	-0,006	0,481	-0,276	-0,935	-0,036	-

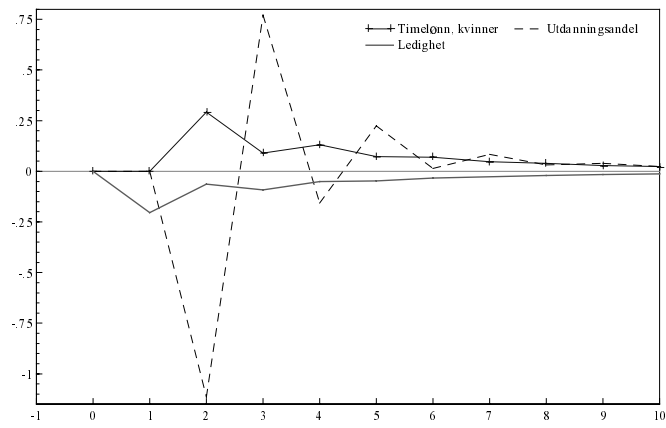
Tabell 21. Prosentvist avvik i yrkesprosent fra referansebanen. En prosents økning av utdanningsnivå (kvinner 25-39, 40-59), antall barn 0-3 år per kvinne (kvinner 25-39), årslønn, menn (kvinner 40-59), disponibel realtrygd og uførerate (kvinner 60-66)

År etter skift	Kvinner 25-39 år		Kvinner 40-59 år		Kvinner 60-66 år	
	Utd.nivå	Barn	Årslønn, menn	Utd.nivå	Trygd	Uførerate
0	-	-	-	-	-0,764	-
1	-	-	-0,170	0,037	-0,117	-0,246
2	0,073	-	-0,115	0,062	-0,018	-0,283
3	0,085	-0,071	-0,077	0,078	-0,003	-0,289
4	0,087	-0,082	-0,052	0,089	0,000	-0,290
5	0,087	-0,084	-0,035	0,097	0,000	-0,290
6	0,087	-0,084	-0,024	0,102	0,000	-0,290
7	0,087	-0,084	-0,016	0,105	0,000	-0,290
8	0,087	-0,084	-0,011	0,108	0,000	-0,290
9	0,087	-0,084	-0,007	0,109	0,000	-0,290
15	0,087	-0,084	-0,001	0,112	0,000	-0,290
20	0,087	-0,084	0,000	0,112	0,000	-0,290

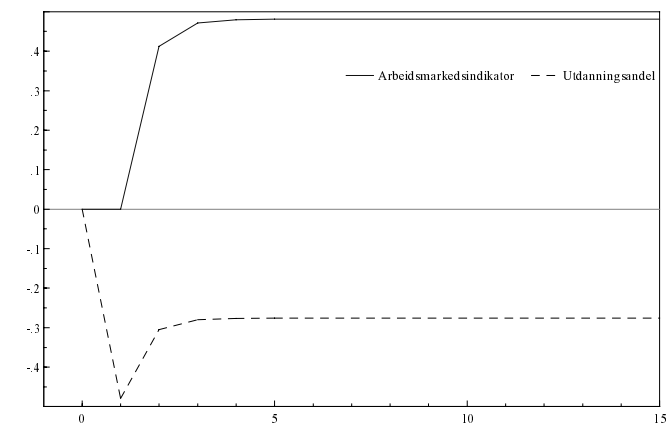
Figur 49. Ungdom 16-19 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent



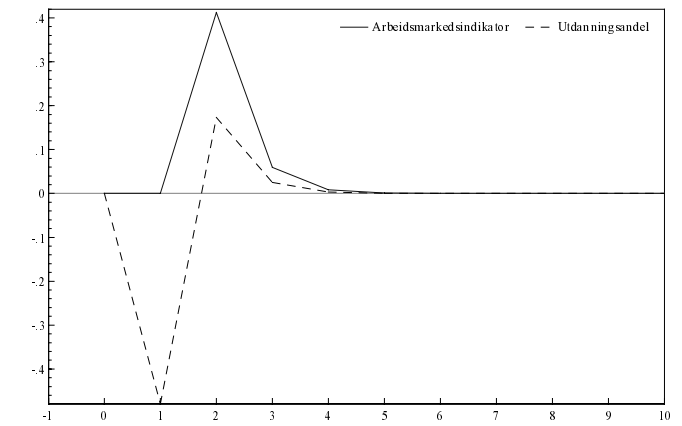
Figur 50. Ungdom 16-19 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett år) økning i forklaringsvariable med én prosent



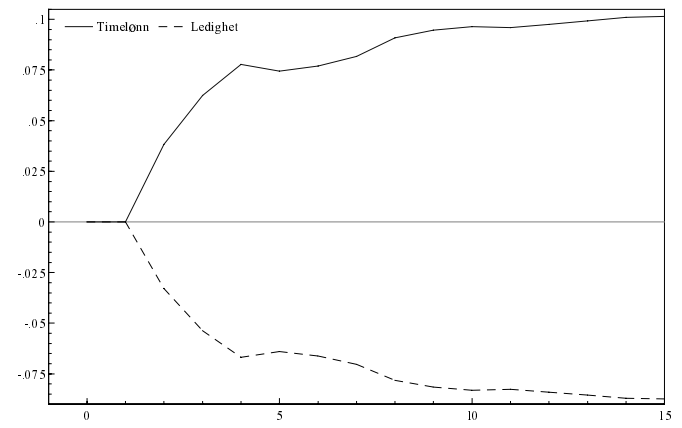
Figur 51. Ungdom 20-24 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent



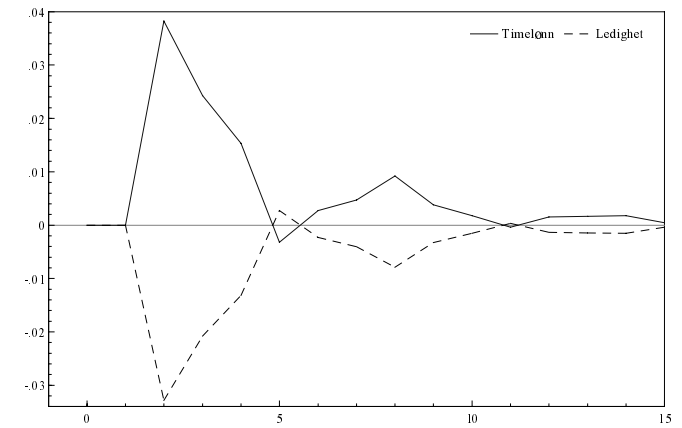
Figur 52. Ungdom 20-24 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett år) økning i forklaringsvariable med én prosent



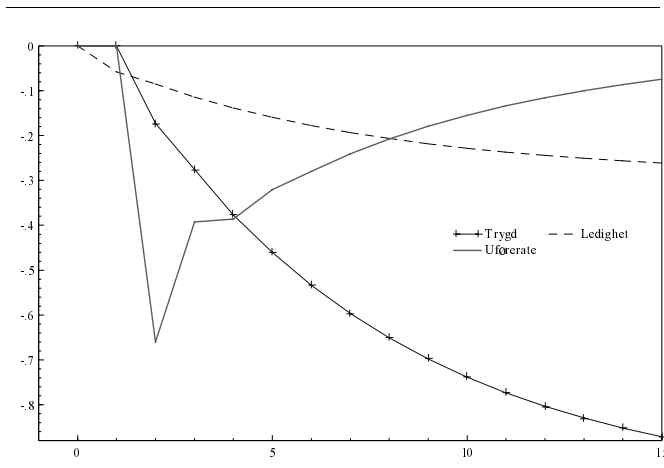
Figur 53. Menn 25-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent



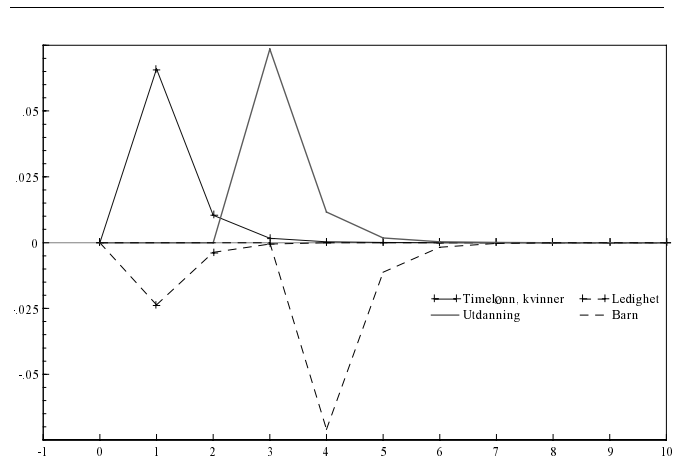
Figur 54. Menn 25-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett år) økning i forklaringsvariable med én prosent



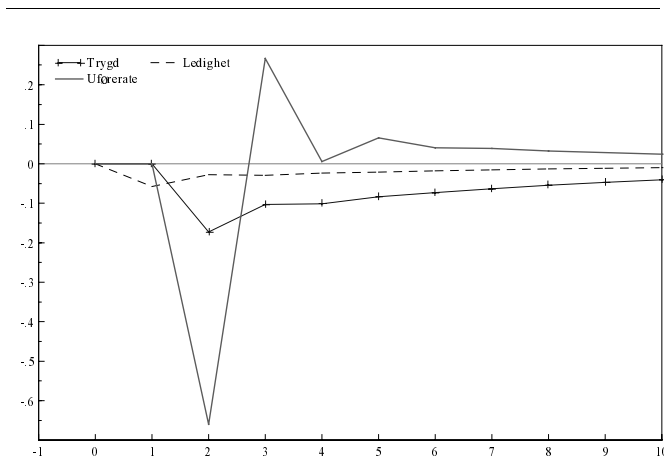
Figur 55. Menn 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent



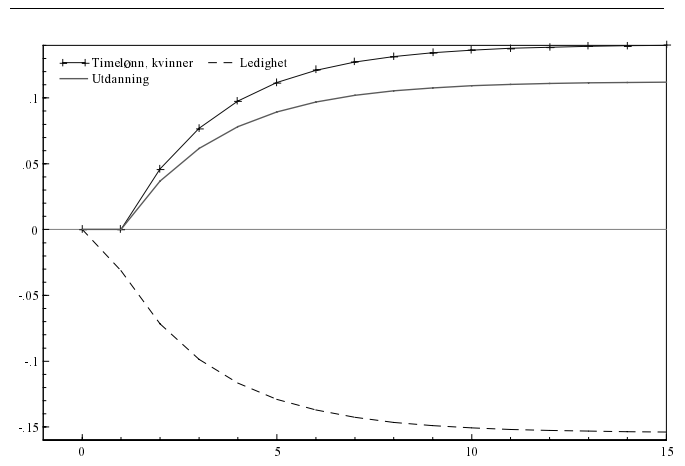
Figur 58. Kvinner 25-39 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett år) økning i forklaringsvariable med én prosent



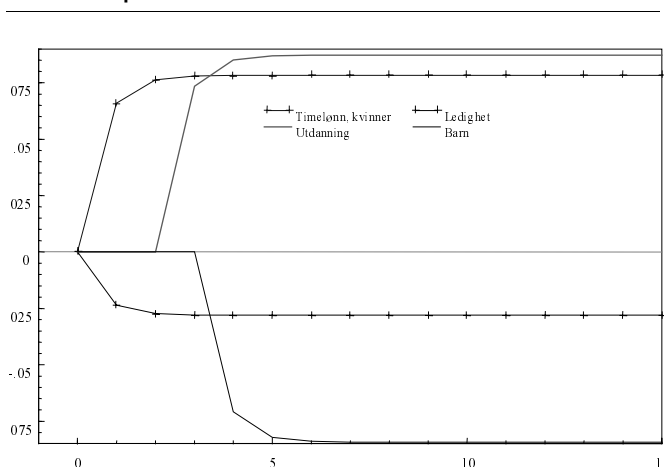
Figur 56. Menn 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosent ved en midlertidig (ett år) økning i forklaringsvariable med én prosent



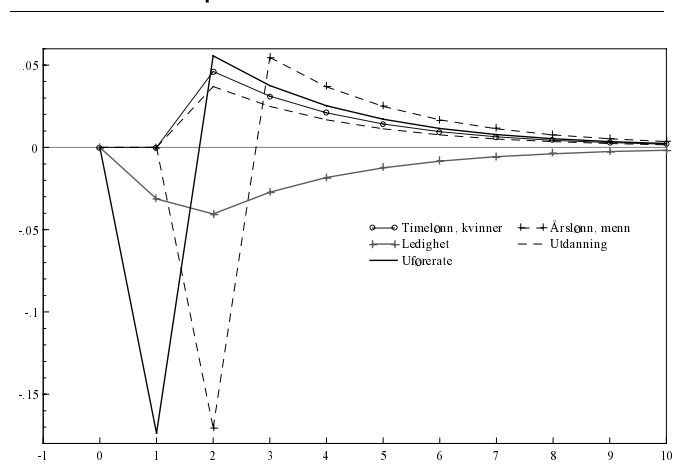
Figur 59. Kvinner 40-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent



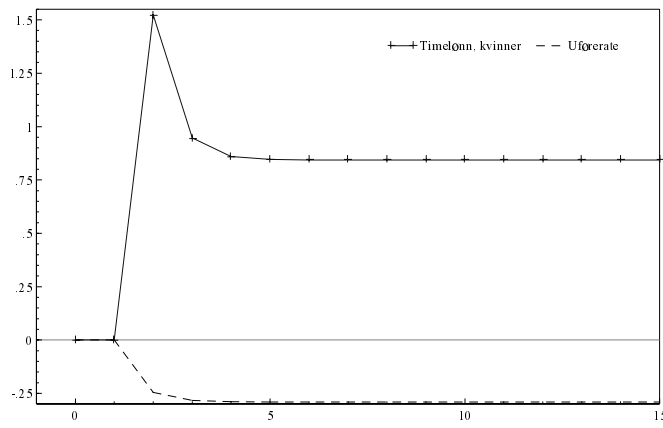
Figur 57. Kvinner 25-39 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent



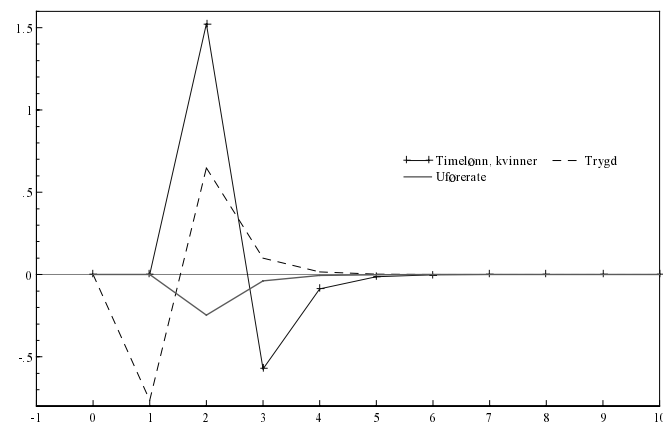
Figur 60. Kvinne 40-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett år) økning i forklaringsvariable med én prosent



Figur 61. Kvinner 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent



Figur 62. Kvinner 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett år) økning i forklaringsvariable med én prosent



6.2. Skiftberegning i MODAG – økte offentlige utgifter og reduserte skatter

I dette avsnittet diskuteres effekter på arbeidstilbudet og på resten av økonomien av (i) en permanent økning i offentlig konsum med 10 milliarder kroner og (ii) en permanent skattelette på 10 milliarder kroner. Økningen i offentlig konsum innebærer en økning på 4 prosent og fordeler seg med 1/3 på statlig konsum og 2/3 på kommunalt konsum. Skatteletten er gitt som en reduksjon i gjennomsnittsskattesatsen på inntekt.

Skiftberegningene er foretatt på MODAG. Arbeidstilbudet vil endres både som et direkte resultat av politikken og som et resultat av endringer som inntreffer andre steder i økonomien som følge av det opprinnelige sjokket. I tabell 22- 29 rapporteres endringene som absolutte eller prosentvise avvik i forhold til referansebanen.

Skiftene er foretatt med utgangspunkt i en referansebane med konstant ledighetsrate på 3,5 prosent.

Reallønnsveksten varierer over simuleringsperioden, fra 3-3,5 prosent de første ti årene for deretter å avta gradvis mot 1,6 prosent. Andel unge under utdanning og kvinners utdanningsnivå holdes konstant. Tilsvarende gjelder antall mindreårige barn per kvinne.

De to skiftene har den samme initiale effekten på offentlig budsjettbalanse, men effekten på arbeidstilbudet og resten av økonomien er ulik, delvis fordi de initiale etterspørselsimpulsene er forskjellige. Skatteletten gir mindre initiale etterspørselsimpulser rettet mot norsk økonomi enn hva økte offentlige utgifter gir. Dette skyldes husholdningenes sparetilbøyelighet og at importlekkasjen er større fra privat enn fra offentlig konsum. Reduksjonen i ledigheten blir dermed mindre ved reduserte skatter enn ved økte offentlige utgifter, og vi får dermed også en mindre partiell økning i arbeidstilbudet i førstnevnte tilfelle.

Skattereduksjonen har en direkte effekt på arbeidstilbudet ved umiddelbart å øke disponibel reallønn. På noe lengre sikt bidrar lavere ledighet til høyere lønnsvekst enn i referansebanen, men denne effekten motvirkes av at reduserte inntektsskatter bidrar til å dempe lønnsveksten. Etter ti år ligger reallønntimesatsen 1,3 prosent under nivået i referansebanen. Dette bidrar isolert sett til økt etterspørsel etter arbeidskraft, i tillegg til at norsk eksportindustri vinner markedsandeler.

Disponibel reallønn øker også i banen med økte offentlige utgifter, men her skyldes økningen utelukkende økt timelønnsvekst som følge av lavere ledighet i forhold til referansebanen. I store deler av simuleringsperioden er utslaget på disponibel reallønn størst i banen med økte offentlige utgifter. Etter ti år ligger reallønntimesatsen 1,1 prosent over referansebanen. Effekten på innenlandsk produksjon dempes derfor av at norske produkter i dette skiftet taper markedsandeler på hjemme- og eksportmarkedene.

Økningen i disponibel reallønn og ledighetsnedgangen bidrar til å øke arbeidstilbudet i begge banen. I neste omgang leder inntektsøkningen for privat sektor til økt privat konsum slik at de initiale etterspørsels-skiftene gradvis forsterkes.

Økte offentlige utgifter gir en vridning i næringsstrukturen. Etter ti år har produksjonen i offentlig forvaltning økt med 3,1 prosent, produksjonen i industrien er redusert med 1,0 prosent, mens vi for øvrige private bedrifter har en økning på 0,7 prosent. Sysselsettingen i privat sektor er redusert, mens den er økt med over 4 prosent i offentlig forvaltning. Samlet er sysselsettingen økt med 27 000 personer. Ledigheten er redusert med 0,3 prosentpoeng. Arbeidstilbudet har økt med 0,9 prosent eller 21 000 personer. De største bidragene til økningen i arbeidstilbudet kommer fra

Ungdom 16-19 år, Menn 25-59 år og Kvinner 40-59 år. Den store økningen blant ungdom skyldes at denne gruppen har store elastisiteter både med hensyn på lønn og ledighet. Økningen i arbeidstilbudet dempes gradvis etter hvert som yrkesprosentene stiger.

Økt privat konsum, økt eksport, samt redusert lønnsnivå i forhold til referansebanen gir en økning i sysselsettingen på 0,7 prosent etter ti år i banen med skatteinfluksreduksjon. Hele sysselsettingsøkningen kommer i privat sektor. Etter ti år ligger ledighetsraten 0,2 prosentpoeng under referansebanen. Arbeidstilbudet har samtidig økt med 10 900 personer, eller 0,5 prosent, mens sysselsettingen er økt med 15 300 personer. Igjen er det ungdom 16-19 år, menn 25-59 år og kvinner 40-

59 år som står bak den største absolutte økningen i tilbudet.

Ledigheten er en viktig kanal i begge skiftene og reduksjonen i denne størrelsen fører til økt lønnsvekst. I banen med økte offentlige utgifter resulterer blant annet den økte lønnsveksten i en vridning i næringsstrukturen. Disse effektene hadde imidlertid vært sterkere hvis ikke arbeidstilbudet hadde økt, nettopp som følge av redusert ledighet og økt lønnsvekst. Den måten arbeidstilbudet er modellert på i MODAG, bidrar derfor til å dempe utslagene som følger av etterspørselskift i den modellerte økonomien. Dette mener vi er i overensstemmelse med hvordan arbeidstilbudet faktisk fungerer i den norske økonomien.

Tabell 22. Prosentvis endring ved en permanent økning i offentlige utgifter på 10 mrd. kroner fra og med periode 1

Periode	Yrkesprosent								Real-disponibel timelønn	
	Alle	Ungdom			Menn		Kvinner			
	16-74	16-19	20-24	25-59	60-66	25-39	40-59	60-66		
1	0,50	4,39	0,00	0,00	1,90	0,51	0,77	-0,49	0,64	
2	0,97	3,52	0,90	0,77	2,31	0,47	1,03	0,26	1,30	
3	1,09	4,40	0,97	0,83	2,53	0,43	0,96	1,69	1,81	
4	1,11	4,33	0,96	0,83	2,60	0,40	0,93	2,17	1,95	
5	1,03	4,69	0,95	0,57	2,69	0,40	0,95	2,07	1,93	
6	1,04	4,43	0,93	0,62	2,62	0,36	0,94	1,92	1,83	
7	1,02	4,24	0,89	0,61	2,46	0,32	0,88	1,87	1,67	
8	0,99	3,90	0,85	0,64	2,28	0,28	0,81	1,73	1,46	
9	0,92	3,72	0,81	0,54	2,17	0,26	0,75	1,50	1,27	
10	0,88	3,51	0,78	0,50	2,16	0,25	0,71	1,30	1,13	
15	0,83	3,05	0,71	0,45	2,84	0,26	0,61	1,05	1,04	
20	0,81	2,83	0,66	0,45	3,75	0,25	0,59	1,10	1,13	

Tabell 23. Prosentvis endring ved en permanent økning i offentlige utgifter på 10 mrd. kroner fra og med periode 1

Periode	Ledighets-raten	Syssel-setting	Arbeidstilbud i 1000 personer								
			Alle	Ungdom			Menn		Kvinner		
			16-74	16-19	20-25	25-59	60-66	25-39	40-59	60-66	
1	-0,27	1,47	0,50	4,39	0,00	0,00	1,90	0,51	0,77	-0,49	
2	-0,14	1,46	0,97	3,52	0,90	0,77	2,31	0,47	1,03	0,26	
3	-0,11	1,47	1,09	4,40	0,97	0,83	2,53	0,43	0,96	1,69	
4	-0,10	1,47	1,11	4,33	0,96	0,83	2,60	0,40	0,93	2,17	
5	-0,12	1,44	1,03	4,69	0,95	0,57	2,69	0,40	0,95	2,07	
6	-0,10	1,37	1,04	4,43	0,93	0,62	2,62	0,36	0,94	1,92	
7	-0,08	1,30	1,02	4,24	0,89	0,61	2,46	0,32	0,88	1,87	
8	-0,07	1,24	0,99	3,90	0,85	0,64	2,28	0,28	0,81	1,73	
9	-0,08	1,19	0,92	3,72	0,81	0,54	2,17	0,26	0,75	1,50	
10	-0,08	1,16	0,88	3,51	0,78	0,50	2,16	0,25	0,71	1,30	
15	-0,10	1,19	0,83	3,05	0,71	0,45	2,84	0,26	0,61	1,05	
20	-0,11	1,19	0,81	2,83	0,66	0,45	3,75	0,25	0,59	1,10	

Tabell 24. Absolutt endring ved en permanent økning i offentlige utgifter på 10 mrd. kroner fra og med periode 1

Periode	Yrkesprosenter								Real-disponibel timelønn	
	Alle	Ungdom			Menn		Kvinner			
	16-74	16-19	20-24	25-59	60-66	25-39	40-59	60-66		
1	0,37	2,20	0,00	0,00	1,07	0,44	0,66	-0,21	0,74	
2	0,71	1,88	0,65	0,71	1,28	0,41	0,90	0,12	1,55	
3	0,79	2,43	0,70	0,77	1,40	0,38	0,85	0,78	2,20	
4	0,80	2,48	0,70	0,77	1,42	0,36	0,83	1,01	2,42	
5	0,74	2,76	0,70	0,53	1,46	0,35	0,86	0,99	2,46	
6	0,75	2,67	0,68	0,57	1,41	0,32	0,85	0,94	2,40	
7	0,73	2,62	0,65	0,57	1,33	0,29	0,80	0,94	2,26	
8	0,71	2,46	0,63	0,60	1,22	0,25	0,74	0,90	2,04	
9	0,66	2,40	0,60	0,51	1,15	0,23	0,69	0,81	1,84	
10	0,63	2,31	0,58	0,47	1,11	0,22	0,65	0,72	1,69	
15	0,58	2,18	0,54	0,43	1,17	0,23	0,57	0,63	1,79	
20	0,56	2,14	0,51	0,43	1,25	0,23	0,55	0,69	2,10	

Tabell 25. Absolutt endring ved en permanent økning i offentlige utgifter på 10 mrd. kroner fra og med periode 1

Periode	Ledighets-raten	Syssel-setting	Arbeidstilbud i 1000 personer								
			Alle	Ungdom			Menn		Kvinner		
			16-74	16-19	20-25	25-59	60-66	25-39	40-59	60-66	
1	-0,95	33,31	11,61	4,69	0,00	0,00	1,28	2,17	3,73	-0,26	
2	-0,48	33,15	22,58	3,99	1,80	7,90	1,56	2,02	5,18	0,15	
3	-0,38	33,33	25,22	5,15	1,91	8,55	1,74	1,85	4,99	1,02	
4	-0,37	33,34	25,67	5,28	1,91	8,62	1,82	1,74	4,94	1,36	
5	-0,41	32,65	23,98	5,95	1,89	5,93	1,97	1,72	5,15	1,38	
6	-0,33	31,28	24,29	5,91	1,85	6,45	2,01	1,55	5,14	1,38	
7	-0,29	29,85	23,84	5,99	1,77	6,37	2,02	1,36	4,87	1,45	
8	-0,25	28,54	23,39	5,82	1,71	6,73	1,97	1,17	4,52	1,47	
9	-0,27	27,61	21,87	5,85	1,65	5,66	1,99	1,08	4,24	1,40	
10	-0,28	27,01	20,95	5,74	1,63	5,20	2,02	1,01	4,04	1,31	
15	-0,36	28,11	20,03	5,43	1,71	4,70	2,30	1,00	3,64	1,24	
20	-0,38	28,67	19,99	5,22	1,61	4,76	2,46	1,03	3,51	1,39	

Tabell 26. Prosentvis endring ved en permanent reduksjon i skatteinntekter på 10 mrd. kroner fra og med periode 1

Periode	Yrkesprosenter								Real-disponibel timelønn	
	Alle	Ungdom			Menn		Kvinner			
	16-74	16-19	20-24	25-59	60-66	25-39	40-59	60-66		
1	0,01	0,27	0,00	0,00	0,10	0,17	0,04	-2,08	2,40	
2	0,17	0,86	0,03	0,11	-0,32	0,18	-0,12	3,31	2,18	
3	0,25	1,33	0,10	0,16	-0,32	0,19	0,13	1,89	1,70	
4	0,32	1,52	0,17	0,24	-0,29	0,17	0,29	1,09	1,26	
5	0,34	1,67	0,20	0,23	-0,16	0,16	0,37	0,66	1,07	
6	0,37	1,75	0,21	0,25	-0,03	0,15	0,39	0,59	0,98	
7	0,38	1,83	0,22	0,24	0,12	0,15	0,40	0,59	0,94	
8	0,41	1,87	0,22	0,27	0,26	0,15	0,41	0,57	0,95	
9	0,43	1,93	0,23	0,27	0,41	0,16	0,41	0,58	0,99	
10	0,46	1,95	0,24	0,29	0,54	0,16	0,41	0,61	1,06	
15	0,50	1,96	0,25	0,30	0,91	0,19	0,39	0,91	1,57	
20	0,42	1,65	0,20	0,27	0,38	0,17	0,32	0,98	1,78	

Tabell 27. Prosentvis endring ved en permanent reduksjon i skatteinntekter på 10 mrd. kroner fra og med periode 1

Periode	Ledighets-raten	Syssel-setting	Arbeidstilbud i 1000 personer							
			Alle		Ungdom		Menn		Kvinner	
			16-74	16-19	20-25	25-59	60-66	25-39	40-59	60-66
1	-0,02	0,07	0,01	0,27	0,00	0,00	0,10	0,17	0,04	-2,08
2	-0,01	0,22	0,17	0,86	0,03	0,11	-0,32	0,18	-0,12	3,31
3	-0,04	0,38	0,25	1,33	0,10	0,16	-0,32	0,19	0,13	1,89
4	-0,04	0,46	0,32	1,52	0,17	0,24	-0,29	0,17	0,29	1,09
5	-0,04	0,49	0,34	1,67	0,20	0,23	-0,16	0,16	0,37	0,66
6	-0,05	0,52	0,37	1,75	0,21	0,25	-0,03	0,15	0,39	0,59
7	-0,05	0,56	0,38	1,83	0,22	0,24	0,12	0,15	0,40	0,59
8	-0,05	0,59	0,41	1,87	0,22	0,27	0,26	0,15	0,41	0,57
9	-0,05	0,62	0,43	1,93	0,23	0,27	0,41	0,16	0,41	0,58
10	-0,06	0,65	0,46	1,95	0,24	0,29	0,54	0,16	0,41	0,61
15	-0,06	0,70	0,50	1,96	0,25	0,30	0,91	0,19	0,39	0,91
20	-0,04	0,58	0,42	1,65	0,20	0,27	0,38	0,17	0,32	0,98

Tabell 28. Absolutt endring ved en permanent reduksjon i skatteinntekter på 10 mrd. kroner fra og med periode 1

Periode	Yrkesprosent								Real-disponibel timelønn
	Alle		Ungdom		Menn		Kvinner		
	16-74	16-19	20-24	25-59	60-66	25-39	40-59	60-66	
1	0,000	0,001	0,000	0,000	0,001	0,002	0,000	-0,009	2,76
2	0,001	0,005	0,000	0,001	-0,002	0,002	-0,001	0,015	2,60
3	0,002	0,007	0,001	0,002	-0,002	0,002	0,001	0,009	2,07
4	0,002	0,009	0,001	0,002	-0,002	0,002	0,003	0,005	1,57
5	0,003	0,010	0,002	0,002	-0,001	0,001	0,003	0,003	1,37
6	0,003	0,011	0,002	0,002	0,000	0,001	0,004	0,003	1,29
7	0,003	0,011	0,002	0,002	0,001	0,001	0,004	0,003	1,27
8	0,003	0,012	0,002	0,003	0,001	0,001	0,004	0,003	1,32
9	0,003	0,012	0,002	0,003	0,002	0,001	0,004	0,003	1,43
10	0,003	0,013	0,002	0,003	0,003	0,002	0,004	0,003	1,58
15	0,004	0,014	0,002	0,003	0,004	0,002	0,004	0,006	2,68
20	0,003	0,013	0,002	0,003	0,001	0,002	0,003	0,006	3,30

Tabell 29. Absolutt endring ved en permanent reduksjon i skatteinntekter på 10 mrd. kroner fra og med periode 1

Periode	Ledighets-raten	Syssel-setting	Arbeidstilbud i 1000 personer							
			Alle		Ungdom		Menn		Kvinner	
			16-74	16-19	20-25	25-59	60-66	25-39	40-59	60-66
1	-0,06	1,52	0,18	0,29	0,00	0,00	0,07	0,72	0,21	-1,11
2	-0,05	5,01	4,02	0,97	0,06	1,13	-0,22	0,80	-0,62	1,89
3	-0,13	8,70	5,82	1,56	0,19	1,63	-0,22	0,82	0,69	1,14
4	-0,14	10,34	7,41	1,85	0,34	2,45	-0,20	0,74	1,55	0,68
5	-0,15	11,19	7,94	2,12	0,40	2,43	-0,12	0,69	1,98	0,44
6	-0,16	11,92	8,53	2,33	0,42	2,58	-0,02	0,66	2,15	0,43
7	-0,17	12,72	8,99	2,58	0,43	2,53	0,10	0,65	2,24	0,46
8	-0,18	13,59	9,69	2,79	0,45	2,79	0,23	0,65	2,30	0,48
9	-0,19	14,48	10,27	3,03	0,48	2,86	0,37	0,66	2,34	0,54
10	-0,20	15,25	10,89	3,19	0,51	3,04	0,51	0,68	2,36	0,61
15	-0,20	16,58	12,15	3,48	0,61	3,16	0,74	0,74	2,33	1,08
20	-0,16	13,97	10,45	3,05	0,50	2,80	0,25	0,69	1,91	1,25

7. Resultater fra den økonometriske analysen på kvartalsdata

I dette kapitlet presenteres resultatene av den økonometriske analysen på kvartalsdata. Arbeidstilbudsblokken i KVARTS er basert på disse resultatene. De estimerte relasjonene følger den samme gruppeinndelingen som på årsdata. På kvartal finnes det kun observasjoner av yrkesprosentene fra og med 1972. Langtidselastisitetene i tabell 30 bygger på den gjennomsnittlige yrkesprosenten i 1997, og er dermed avhengig av nivået på denne.

I neste kapittel vises resultatene av virkningsberegninger på enkeltrelasjonene. Variabeldefinisjoner er gitt i vedlegg A. Data er hentet fra databasen INR95.DB, som består av tall fra Kvartalsvis Nasjonalregnskap, Arbeidskraftsregnskapet (AKU) og Befolkningsstatistikken. De kvartalsvise yrkesprosentene er avstemt mot tilsvarende yrkesprosent på årsdata. Vedlegg B gjennomgår makroer som benyttes til å generere blant annet yrkesprosentene.

7.1. Ungdom 16-19 år

De fleste ungdom i alderen 16-19 år går på skole det meste av året, og det er tydelig fra figur 63 og 64 at arbeidstilbudet til ungdom i denne aldersgruppen er sesongavhengig. Yrkesdeltagelsen er lavest i 1. kvartal og høyest i 3. kvartal, og kvartalsforskjellen varierer mellom 15 og 25 prosent. Ikke uventet jobber ungdom mest i sommerferiemånedene og i juleferien.

Andelen under utdanning har økt fra i overkant av 50 prosent på begynnelsen av 1970-tallet og til over 80 prosent i 1997. Figur 64 illustrerer denne økningen. Arbeidstilbudet har imidlertid ikke falt tilsvarende i løpet av den samme perioden, noe som innebærer en økning i antall ungdom som jobber ved siden av å gå på skole. Det er ikke sesongmønster i utdanningsvariabelen, og det er vanskelig å se en klar sammenheng mellom utdanning og arbeidstilbud for denne gruppen. I den grad økt ledighet bidrar til høyere utdanningsandeler, kan ledigheten i denne perioden ha hatt en indirekte effekt på yrkesdeltakelsen via utdanningsandelen, i tillegg til en direkte effekt.

Fra figur 63 ser vi at det sykliske mønsteret i arbeidsledighetsraten stemmer godt overens med syklene i yrkesprosenten. Ledighetsraten er en viktig indikator for stramheten i arbeidsmarkedet og tilgangen på arbeidsplasser. Siden ungdom i denne alderen har liten yrkeserfaring og lav utdanning, og stort sett jobber deltid og i ferier, vil de være spesielt følsomme overfor utviklingen i arbeidsmarkedet. Som på årsdata er en arbeidsmarkedsindikator for kvinner også vurdert som indikator for situasjonen på arbeidsmarkedet. Siden ungdom stort sett er sysselsatt i jobber med formelt lave krav til utdanning, der kvinner er overrepresentert, vil utviklingen i denne arbeidsmarkedsindikatoren kunne være en god indikator på den arbeidsmarkeds-situasjonen ungdom står overfor.

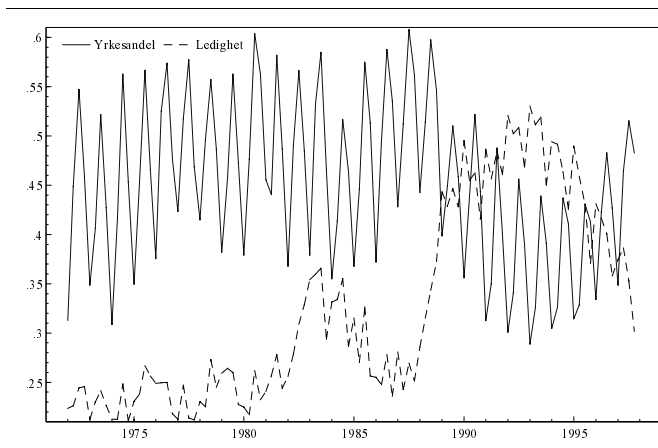
Tabell 30. Langtidselastisiteter i arbeidstilbudet. 1997. Kvartalsdata

	Ungdom		Menn		Kvinner			Alle
	16-19 år	20-24 år	25-59 år	60-66 år	25-39 år	40-59 år	60-66 år	67-74 år
Yrkesprosent 1997	0,45	0,73 ¹⁾	0,90	0,58	0,85	0,83	0,43	0,07
Elastisitet m.h.p. ³⁾								
Ledighetsraten	-0,47		-0,05		-0,03	-0,06		
Arb.markedsindikator		0,58						
Disponibel reallønn	0,91		0,14	0,49	0,16	-0,23	1,06	
Disponibel realtrygd								
Andel under utdanning		-0,34						
Antall barn								
Utdanningsnivå					0,08	0,11		
Uføreandel			-0,12	-0,46			-0,28	
Trend ²⁾				-0,35				-1,3

¹⁾ Yrkesprosenten inklusive vernepliktige. ²⁾ Tallet angir den trendmessig nedgang i yrkesprosenten per kvartal med utgangspunkt i yrkesprosenten for 1997.

³⁾ Ledighetsraten, UR, Relativ arbeidsmarkedsindikatoren, RWKI, Disponibel realtimelønn, WMTG (menn), WKTG (kvinner), disponibel inntekt, WWW (menn), Andel under utdanning, NU20, Antall barn, NBK03, Gjennomsnittlig utdanningsnivå, UHG.

Figur 63. Yrkesandeler for Ungdom 16-19 år og ledighetsrate (justert skala)



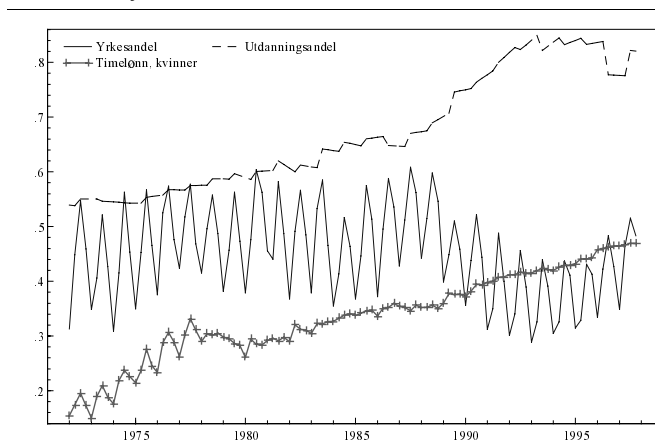
De fleste unge under 20 år bor fremdeles hjemme og blir forsørget av foreldrene og vil derfor i liten grad være nødt til å jobbe. I perioder med høy ledighet kan det både være vanskelig å holde på og få en jobb, og siden de unge i liten utstrekning har rett på arbeidsledighetstrygd vil de derfor trekke seg ut av arbeidsmarkedet. Fordi de fleste har en alternativ inntektskilde gjennom foreldrene kan lønnsnivået tenkes å spille en relativt stor rolle for hvorvidt de ønsker å tilby arbeid eller ikke. Det finnes ingen egen lønnsvariabel for ungdom og disponibel reallønn for kvinner blir derfor brukt som en tilnærming. Fra figur 64 ser vi at lønnen økte gjennom estimeringsperioden.

Som på årsdata inngår arbeidsledighetsraten og disponibel reallønn i langtidsløsningen, jamfør tabell 31. Øker ledigheten med 1 prosent faller arbeidstilbudet med 0,47 prosent når yrkesprosenten er 0,45. Den forholdsvis høye elastisiteten kan tolkes som at gruppen er følsom overfor situasjonen på arbeidsmarkedet, og at høy ledighet gjør at unge mennesker lar være å tilby arbeid. Lønnselastisiteten på 0,91 er også høy, og kan sees i sammenheng med høy skyggepris på fritid og arbeidsfri inntekt. Vårt valg av funksjonsform fører forøvrig til høyere elastisiteter ved lave yrkesprosenten.

Både ledighet og lønn inngår også i korttidsdynamikken. Koeffisienten foran $dlur_{t-2}$ tolkes som at en endring i ledighetsraten to kvartaler tidligere har negativ effekt på arbeidstilbudet. Endringer i lønnsnivået har sterk positiv effekt gjennom korttidsvariabelen $dlwktg$.

I kvartalsmodeller inngår ofte tilbakedatert yrkesprosent fordi det kan være en del systematikk i sesongvariasjonen og endringer tidligere perioder kan være med på å forklare endringer i inneværende periode. Modellen inneholder effekten av d_2lyp_{t-1} , det vil si at en endring i yrkesprosenten forrige kvartal fra to kvartaler siden har negativ effekt på arbeidstilbudet. Tolkningen av lagede endogene variable i modellen er at utviklingen i yrkesprosenten er avhengig av yrkesprosenten i tidligere perioder.

Figur 64. Yrkesandeler og andel under utdanning for Ungdom 16-19 år, samt disponibel reallønn for kvinner (justert skala)



Tabell 31. Estimeringsresultater, Ungdom 16-19 år (1972:4 til 1997:4). Venstresidevariabel: $dylyp_{16}$. Minste kvadraters metode

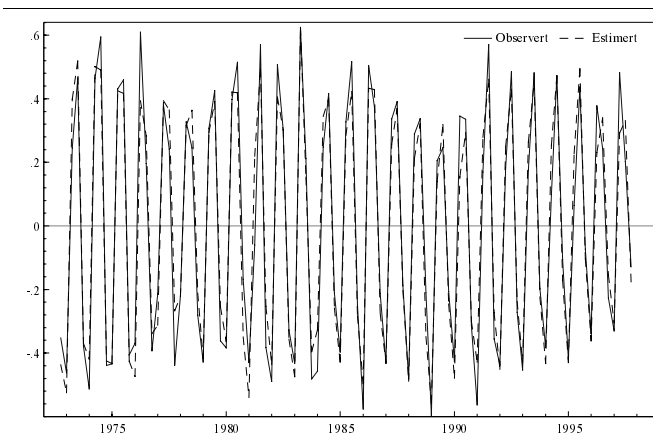
Variabel	Estimat	St.avvik	T-verdi
Konstant	-1,732	0,453	-3,819
$lyp_{16,t-1}$	-0,269	0,061	-4,436
lur_{t-1}	-0,229	0,043	-5,305
$lwktg_{t-3}$	0,446	0,112	3,973
d_2lyp_{t-1}	-0,214	0,035	-6,052
$dlur_{t-2}$	-0,180	0,079	-2,270
$dlwktg$	0,940	0,383	2,455
D832	0,428	0,096	4,456
D1	-0,378	0,027	-13,750
D3	0,367	0,027	13,529

Tabell 32. Statistisk observatorer og feilspesifikasjonstester, Ungdom 16-19 år (1972:4 til 1997:4). Signifikanssannsynlighet i []

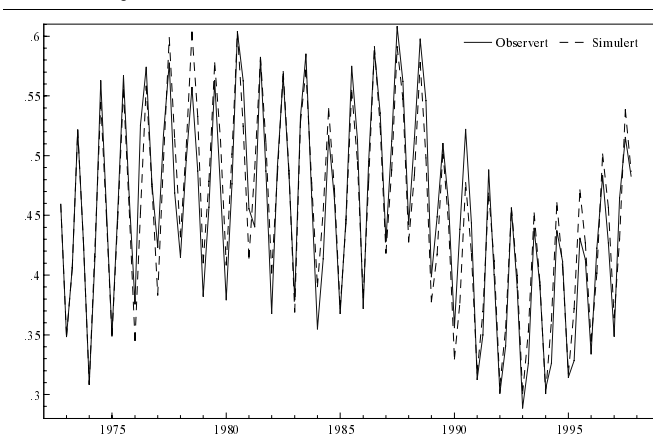
Observator/Test	Estimat	[Sign.ssh]
R^2	0,9475	
SER	0,0916	
RSS	0,764	
DW	2,02	
Autokorrelasjon: AR 1- 2	0,703	[,623]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	0,252	[,908]
Normalitet: Norm	1,865	[,394]
Heteroskedastisitet: χ^2	1,394	[,173]
Feilspesifikasjon av funksjonsform: RESET	2,842	[,095]

I tillegg er dummyer for sesong inkludert i relasjonen, med 4. kvartal som referansealternativet. Koeffisientene til sesongdummyene impliserer at det ikke er signifikant forskjell mellom yrkesprosentene i 4. og 2. kvartal, mens yrkesprosentene i 1. og 3. kvartal ligger omtrent like langt unna 4. kvartal i hver sin retning. Dummyen, D832 er én i 2. kvartal 1983, null ellers, og er med på å stabilisere modellen. En mulig forklaring på at modellen blir ustabil uten denne dummyen er at ledigheten økte kraftig denne perioden uten at yrkesprosenten sank tilsvarende, den er faktisk spesielt høy til 2. kvartal å være.

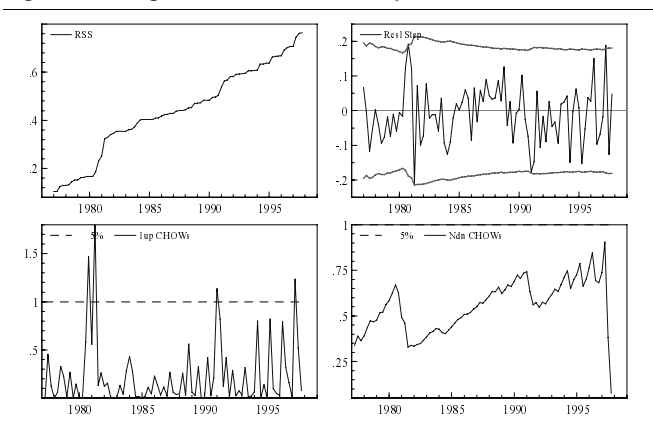
Figur 65. Ungdom 16-19 år. Observerte og estimerte verdier for dlyp16



Figur 66. Ungdom 16-19 år. Observerte og simulerte yrkesandeler

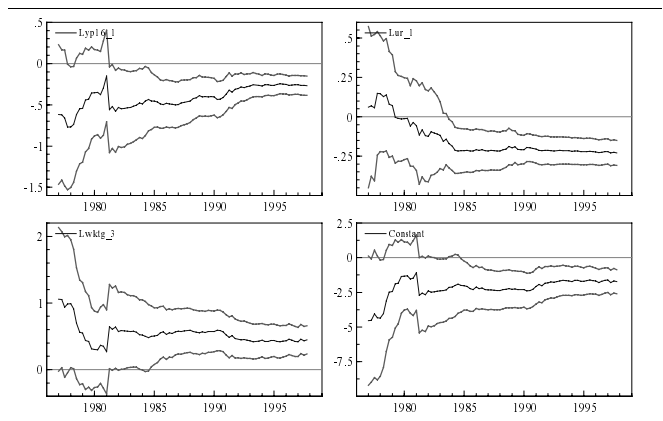


Figur 67. Ungdom 16-19 år. Rekursive plott

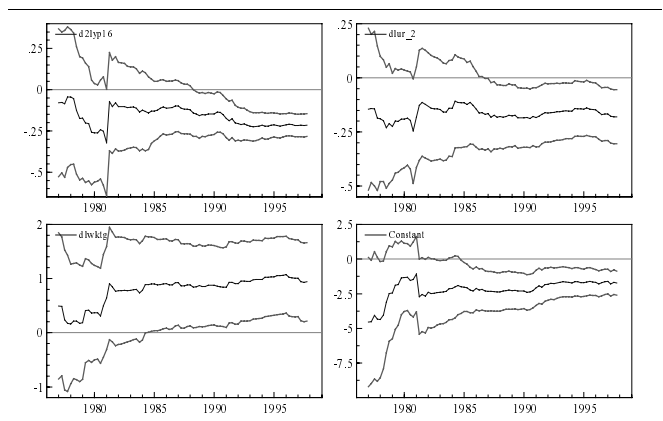


Hverken utdanning eller arbeidsmarkedsindikatoren for kvinner er inne i den valgte relasjonen. Andelen under utdanning økte mest på slutten av 80- og begynnelsen av 90-tallet da yrkesprosenten til denne gruppen falt noe. Dette er også den perioden ledigheten økte mest. Ledighetsraten er en bedre indikator for situasjonen på arbeidsmarkedet enn arbeidsmarkedsindikatoren for kvinner, og fungerte også

Figur 68. Ungdom 16-19 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik



Figur 69. Ungdom 16-19 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik



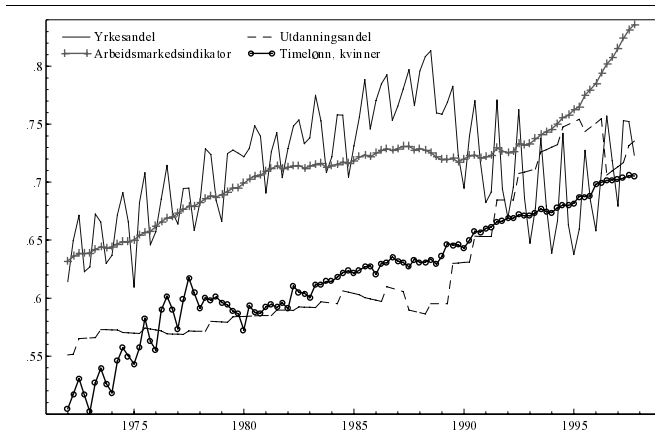
bedre i den empiriske relasjonen. Utdanningsvariabelen ble aldri signifikant verken på kort eller lang sikt.

Figur 65 og 66 viser at relasjonen følger data rimelig godt. Det samme viser de statistiske observatorene i tabell 32. Feilspesifikasjonstestene er insignifikante. Den rekursive estimeringen gir i hovedsak gode resultater, men figur 67 avslører mulige brudd i strukturen på begynnelsen av 1980-tallet. Ustabiliteten i 1981 kan reflektere atypisk sesongmønster i det 1981 er det eneste året yrkesprosenten er høyere i 1. enn i 2. kvartal. Det er dermed ikke noe varig brudd i sesongmønsteret.

7.2. Ungdom 20-24 år

Yrkesandelen til ungdom mellom 20 og 24 år steg gjennom hele 1970-tallet og mesteparten av 1980-tallet, før den brått falt med den økte ledigheten på slutten av 1980-tallet. Mot slutten av perioden har yrkesandelen igjen begynt å gå opp igjen. Det kommer tydeligere frem av årsdataene at arbeidstilbudet til ungdom i denne aldersgruppen er sterkt korrelert med ledighetsraten. Fra figur 70 ser vi at den sterke nedgangen i yrkesandelen på slutten av 1980-tallet og begynnelsen av 1990-tallet motsvares av en kraftig økning i utdanningsandelen. En tilsvarende sammenheng mellom

Figur 70. Yrkesandeler og andel under utdanning (justert skala) for Ungdom 20-24 år, samt arbeidsmarkedsindikator (justert skala) og disponibel realtimelønn for kvinner (justert skala)



yrkesdeltagelse og utdanning finnes ikke på begynnelsen av perioden, der både andelen under og utdanning og yrkesprosenten stiger. Som det er argumentert for under presentasjonen av estimeringen på årsdata, henger dette trolig sammen med at økningen i arbeidstilbudet til kvinner mer enn motsvarer økningen i utdanningsandelen.

Arbeidsmarkedsindikatoren for kvinner og lønnsnivået, her representert ved disponibel realtimelønn for kvinner, er sterkt korrelerte, og begge steg stort sett gjennom hele perioden. Det er imidlertid noe mer sykler i arbeidsmarkedsindikatoren, med en nedgang i variabelen på slutten av 1980-tallet etterfulgt av en nesten flat utvikling før den igjen vokser kraftig fra midten av 1990-tallet og ut perioden.

Det er også et klart sesongmønster i arbeidstilbudet til de litt eldre ungdommene, der tilbudet gjennomgående er høyest i 3. kvartal. Til forskjell fra de yngste endrer sesongmønsteret seg i løpet av perioden vi ser på. Fram til rundt 1990 er yrkesprosentene i 2. og 3. kvartal omtrent like, mens det ikke er store forskjeller på 1. og 4. kvartal. Etter 1990 blir kvartalsmønsteret mer likt det vi finner hos 16-19-åringene, med det klart høyeste tilbudet i 3. kvartal og det klart laveste i 1. kvartal, mens tilbudet i 2. og 4. kvartal nå er omtrent likt. Dette kan henge sammen med at gruppen nå består av en økt andel under utdanning og at disse i større utstrekning kun har anledning til å jobbe i 3. kvartal og til en viss grad i 2. og 4. kvartal. Sesongsvingningene blir i tillegg klart større på 90-tallet sammenliknet med resten av perioden.

I estimeringen av relasjonen er ikke vernepliktige tatt ut fra beregningen av yrkesprosenten, slik som på årsdata. Dette henger sammen med at det ikke finnes kvartalsinformasjon om antall vernepliktige. Til tross for dette er kvartals- og årsrelasjonene forholdsvis like. I begge relasjonene inngår andelen under utdanning og arbeidsmarkedsindikatoren for kvinner i langtidsløsningen, på kvartal med elastisiteter på henholdsvis -

Tabell 33. Estimeringsresultater, Ungdom 20-24 år (1973:2 til 1997:4). Venstresidevariabel: $dylyp20_t$. Minste kvadraters metode

Variabel	Estimat	St.avvik	T-verdi
Konstant	-1,122	0,231	-4,855
$lyp20_{t-1}$	-0,341	0,064	-5,341
$lnu20_{t-1}$	-0,430	0,099	-4,352
$lrwki_{t-1}$	0,734	0,164	4,471
$dlyp20_{t-1}$	-0,149	0,069	-2,161
$dlywktg_{t-2}$	1,156	0,421	2,744
$dlywktg_{t-4}$	0,922	0,382	2,415
D2	0,266	0,028	9,622
D3	0,272	0,028	9,587
D78·D1	0,140	0,034	4,070
D91·D1	-0,176	0,042	-4,197
D91·D3	0,229	0,042	5,507
D881	0,194	0,073	2,664
D973	-0,312	0,079	-3,935

0,34 og 0,58, jamfør tabell 33. I kvartalsrelasjonen har vi delt arbeidsmarkedsindikatoren for kvinner på antall personer i alderen 20-24 år for å få frem den relative andelen arbeidsplasser i forhold til størrelsen på gruppa. Også på kvartalsdataene hadde vi problemer med multikolinearitet mellom forklaringsvariablene, og det ble derfor en avveining mellom å bruke lønn og ledighet eller arbeidsmarkedsindikator og utdanningsandel. Som på årsdata var relasjonen med de sistnevnte variablene i langtidsløsningen mest stabil, og den ble derfor valgt. Utelatelsen av lønn og ledighet kan imidlertid gi variabelskjevhet på koeffisientene og denne skjevheten vil normalt variere over tid, jamfør de rekursive estimatene.

Modellen inneholder også korttidseffekter av lønn. I tillegg impliserer også modellen at utviklingen i yrkesprosenten avhenger negativt av den tidligere veksten i denne variabelen.

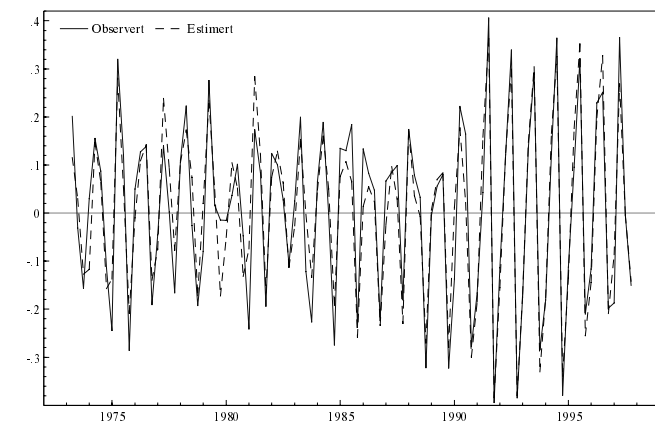
Koeffisientene til sesongdummyene D2 og D3 er tilnærmet like og fanger dermed opp at nivået på yrkesprosenten er omtrent det samme i 2. og 3. kvartal. Tilsvarende er det ingen signifikant forskjell mellom 1. og 4. kvartal. Som nevnt tidligere, endrer dette seg på begynnelsen av 1990-tallet, noe som fanges opp av en dummy for brudd i sesongmønsteret. D91 er én fra og med 1991 og ut estimeringsperioden, null ellers. Koeffisienten til D91 impliserer at sesongvariasjonene i 2. og 4. kvartal er like fra 1991 og ut perioden.

D78-variabelen fanger opp endringer i sesongmønsteret på grunn av brudd i seriene i det kvartalsvise Nasjonalregnskapet i 1978. I relasjonen inngår D78·D1, som er én i 1. kvartal hvert år fra og med 1978, null ellers. I tillegg inkluderer modellen to dummyer for observasjoner med store residualer, nemlig D881 og D973. D881 er én i 1. kvartal 1988, null ellers, og er inkludert i modellen for å fange opp en sterk økning i yrkesprosenten dette kvartalet. D973 er én i 3. kvartal 1997, null ellers, og er inkludert i relasjonen på grunn av et uvanlig sesongmønster i 2.

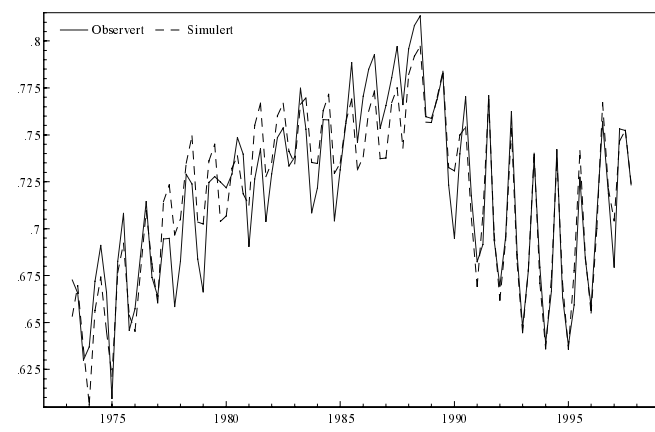
Tabell 34. Statistisk observatorer og feilspesifikasjonstester, Ungdom 20-24 år (1973:2 til 1997:4). Signifikanssannsynlighet i []

Observator/Test	Estimat	[Sign.ssh]
R ²	0,8818	
SER	0,0694	
RSS	0,4099	
DW	1,99	
Autokorrelasjon: AR 1- 2	0,210	[,958]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	0,135	[,969]
Normalitet: Norm	0,587	[,746]
Heteroskedastisitet: Xi ²	0,882	[,605]
Feilspesifikasjon av funksjonsform: RESET	0,175	[,678]

Figur 71. Ungdom 20-24 år. Observerte og estimerte verdier for dlyp20



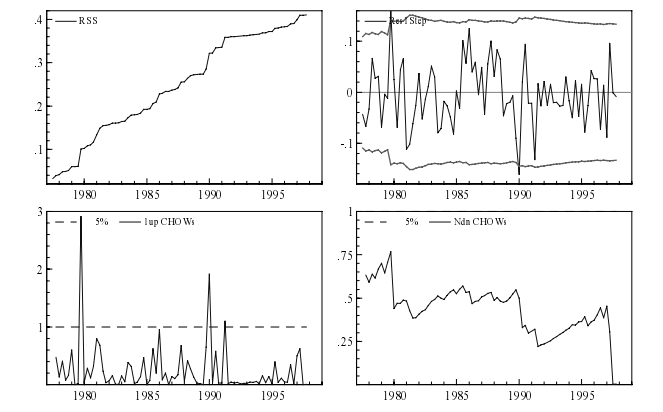
Figur 72. Ungdom 20-24 år. Observerte og simulerte yrkesandeler



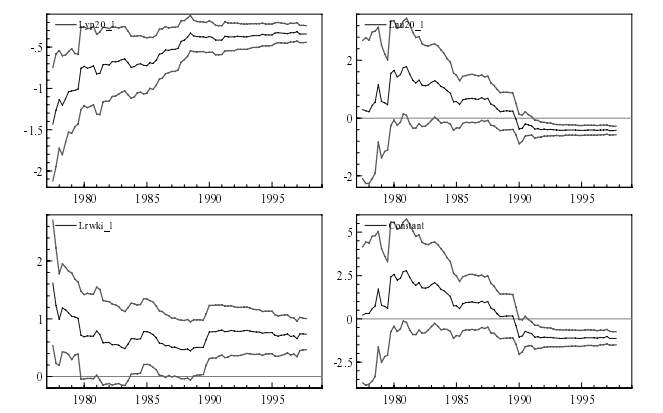
kvartal 1997, der yrkesprosenten har omtrent like høy verdi som 3. kvartal. Utelatelse av denne dummyen gjør at flere av feilspesifikasjonstestene er nær ved å være signifikante.

Fra tabell 34 fremkommer det at modellen treffer data rimelig godt og at den passerer alle feilspesifikasjonstestene. Figur 71 og 72 viser også at modellen treffer utviklingen i yrkesprosenten rimelig godt, men at den har visse problemer med å forklare skift i veksttakten.

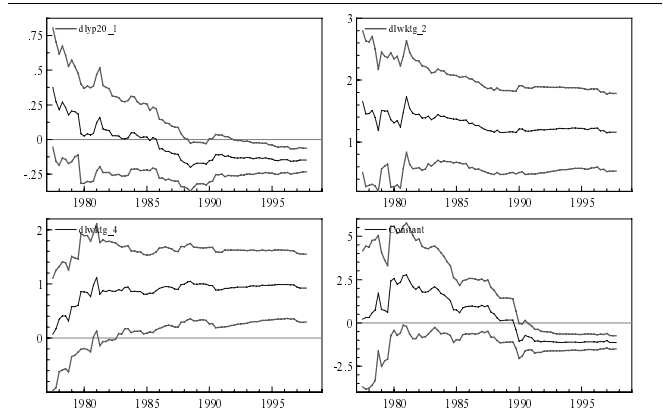
Figur 73. Ungdom 20-24 år. Rekursive plott



Figur 74. Ungdom 20-24 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik



Figur 75. Ungdom 20-24 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik



Når yrkesprosenten faller noe i årene 1977-1979, etter en periode med vekst, overvurderer modellen yrkesprosenten flere perioder fremover. Det samme gjentar seg når veksten i yrkesprosenten avtar rundt 1981-1982. Det samme skjer igjen, rundt 1986, men denne gangen med motsatt fortegn, i det yrkesprosenten stiger kraftig etter en liten nedgang. På slutten av estimeringsperioden treffer modellen atskillig bedre.

Plottene gjengitt i figurene 73 til 75 viser at modellen er ustabil på begynnelsen av estimeringsperioden, men at

koeffisientestimatene stabiliserer seg etter 1990. Det er som tidligere nevnt et klart brudd i sesongmønsteret rundt 1990, men dette forklarer neppe ustabiliteten i koeffisientene siden bruddet er modellert. I stedet kan ustabiliteten skyldes utelatte effekter fra for eksempel ledighet. Koeffisienten for utdanningsandelen skifter fortegn i løpet av perioden, og har kun meningsfull tolkning etter 1990. Noe av det samme finner vi igjen i relasjonen estimert på årsdata. Det er bekymringsfullt at koeffisienten for feiljusteringsleddet er ustabil. Den er imidlertid rimelig stabil fra rundt 1989 og ut perioden.

7.3. Menn 25-59 år

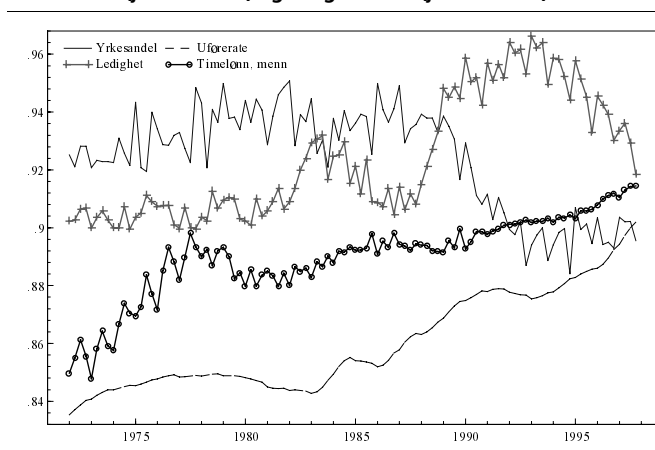
Menn 25-59 år er ikke bare den største aldersgruppen, men også den med høyest yrkesdeltaking. Denne gruppen står alene for omtrent halvparten av det samlede arbeidstilbudet. Yrkesprosenten har ligget på et høyt og stabilt nivå på over 90 prosent det meste av perioden 1972 til 1997, jamfør figur 76. Fra 1989 til 1993 falt imidlertid yrkesandelen med rundt fire prosentpoeng før den stabiliserte seg på et noe lavere nivå. Det er vanskelig å se noen regelmessig sesongvariasjon i datamaterialet, men gjennomgående er yrkesandelen høyest i 1. kvartal. Siden yrkesprosenten er så høy blant menn har vi valgt å legge en restriksjon på intervallet yrkesprosenten kan variere innenfor slik at den ikke kan overstige 100 prosent. Den valgte grensen er 0,98 og Likning (14) erstatter (8) for denne gruppen:

$$(14) \quad lypm25_t = \ln \left(\frac{0,02 + YPM25_t}{0,98 - YPM25_t} \right) = X'_{m25t} \alpha_{m25} + vm25_t$$

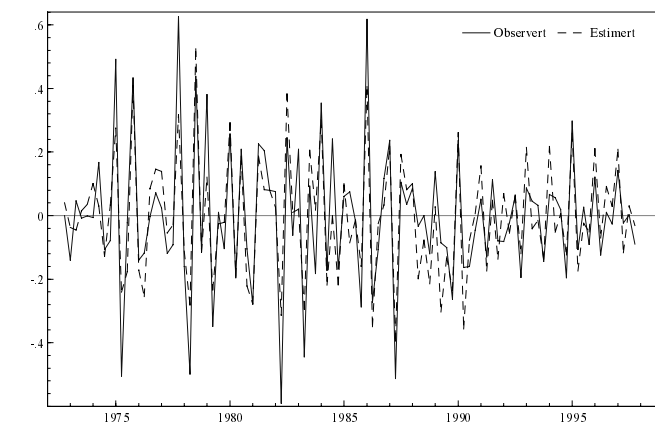
I følge økonomisk teori er lønn etter skatt en av de viktigste forklaringsfaktorene bak tilbudet av arbeid. Disponibel reallønn økte sterkt på 1970-tallet for deretter å falle noe på begynnelsen av 1980-tallet, før den flatet noe ut. På 1990-tallet har det igjen vært vekst i disponibel reallønn. Mange mikrostudier av arbeidstilbud vektlegger utformingen av skattesystemet og endringer i dette. I disse studiene benyttes som regel marginals-katten fremfor gjennomsnittsskatten, fordi en som regel ser på endringer i arbeidstilbudet målt i antall timer. I vår modell, der yrkesprosentene er avhengig variabel, er det valget mellom å jobbe eller ikke jobbe som er den relevante avveiningen. En kan derfor argumenter for at gjennomsnittsskatten er den mest riktige skatteparameter i denne typen modeller.

Ulike forsøk med marginal- og gjennomsnittsskatt på dette datamaterialet ga som resultat at reallønn etter skatt ble signifikant i langsiktsløsningen med gjennomsnittsskatt. Tester på den generelle modellen ga ingen klare indikasjoner på hvilken av skattevariablene en skulle bruke, men en reduksjon av modellen avdekket at effekten av marginals-katt var insignifikant med feil

Figur 76. Yrkesandeler for Menn 25-59 år, uførerate menn 16-59 år (justert skala), disponibel reallønn for menn (justert skala) og ledighetsrate (justert skala)



Figur 77. Menn 25-59 år. Observerte og estimerte verdier for dlypm25



forteign i langsiktsløsningen. Ved modelleringen av effekten av lønn på arbeidstilbud ble derfor gjennomsnittsskatten fremfor marginals-katten benyttet.

En annen viktig forklaringsfaktor er ledigheten, som gjenspeiler deler av situasjonen på arbeidsmarkedet. En teoretisk forklaring på hvordan ledigheten virker inn på yrkesdeltakingen er den såkalte “motløse arbeidere”-effekten som sier at det i perioder med høy ledighet vil være mange som gir opp å prøve og skaffe seg en jobb og dermed faller utenfor arbeidsmarkedet. I perioder med lav ledighet slår effekten motsatt vei. Av figur 76 ser vi at ledigheten steg kraftig i perioden 1988 til 1990, tidsrommet før yrkesprosentene begynte å falle. Det har også vært en liten oppgang i yrkesdeltakingen helt mot slutten av observasjonsperioden, samtidig som ledigheten har falt.

Uføreraten blant menn mellom 16 og 59 år er også gjengitt i figuren. Denne er ment å fange opp effekten av at det i tider med et slakt arbeidsmarked er en større tilstrømming til uførheter enn i tider med et stramt marked, og at personer som først er blitt uføre har liten

Tabell 35. Estimeringsresultater, Menn 25-59 år (1972:4 til 1997:4). Venstresidevariabel: $dylypm25_t$. Minste kvadraters metode

Variabel	Estimat	St.avvik	T-verdi
Konstant	-3,451	1,772	-1,948
$lypm25_{t-1}$	-0,341	0,074	-4,609
lur_{t-1}	-0,227	0,051	-4,469
$lwmtg_{t-3}$	0,630	0,258	2,438
$lufm25_{t-1}$	-0,536	0,263	-2,036
$dlypm25_{t-1}$	-0,317	0,083	-3,813
$dlypm25_{t-2}$	-0,418	0,071	-5,913
$dlwmtg_{t-1}$	2,642	0,543	4,865
D1	0,190	0,032	5,877
D3	-0,235	0,069	-3,415
D78-D3	0,351	0,070	4,989
D811	-0,445	0,124	-3,581
D814	0,446	0,125	3,565

Tabell 36. Statistisk observatorer og feilspesifikasjonstester, Menn 25-59 år (1972:4 til 1997:4). Signifikanssannsynlighet i []

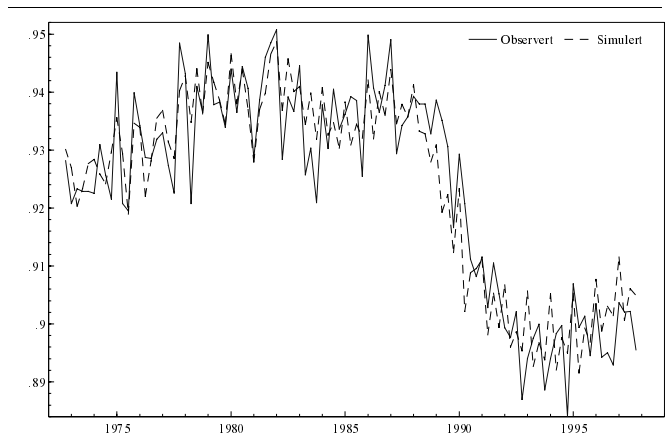
Observator/Test	Estimator	[Sign.ssh]
R^2	0,7326	
SER	0,1197	
RSS	1,26	
DW	2,12	
Autokorrelasjon: AR 1- 2	0,583	[,71]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	0,815	[,52]
Normalitet: Norm	1,639	[,44]
Heteroskedastisitet: χ^2	1,122	[,35]
Feilspesifikasjon av funksjonsform: RESET	0,018	[,89]

sannsynlighet for å komme tilbake til arbeidslivet. Uførhet er dermed en mulig vei ut av arbeidsstyrken og utviklingen i denne variabelen kan derfor ha betydning for utviklingen i yrkesdeltakingen. Uføreandelen økte mesteparten av perioden med visse sykliske svingninger. Grunnene til økningen kan være mange, en mulig forklaring er at kravet til effektivitet har økt og at dette igjen har ført til større slitasje på arbeidskraften. En annen forklaring er en mer liberal praktisering av reglene for å motta uføretrygd.

Den estimerte arbeidstilbudsfunksjonen for Menn 25-59 år inngår i makromodellen KVARTS som blant annet benyttes til prognoseformål. For at ikke de simulerte yrkesprosentene blant menn i denne alderen skal kunne komme for nær 1, har vi satt maksimal yrkesdeltaking lik 0,98. Vi har også valgt å inkludere den uføre delen av befolkningen i beregningen av yrkesprosenten.

Ved estimeringen av modellen forsøkte vi å ta hensyn til simultanitetsproblemer som kan oppstå i og med at arbeidstilbudet for denne gruppen og nivået på arbeidsledigheten virker inn på hverandre. Vi valgte derfor i utgangspunktet å estimere en modell med instrumentvariable for endringen i ledigheten i inneværende periode, Δu_t . Ved estimeringen ble ingen av instrumentene for Δu_t signifikante og i tillegg fikk koeffisienten foran Δu_t feil fortegn (og høy tallverdi), noe som kan tyde på at modellen er feilspesifisert for ledigheten. Vi gikk derfor bort fra IV-estimering og

Figur 78. Menn 25-59 år. Observerte og simulerte yrkesandeler



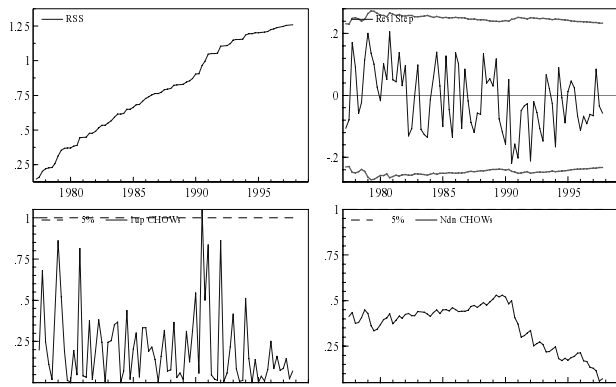
valgte i stedet å benytte tilbakedaterte verdier av ledigheten, Δu_{t-s} , $s = 1, 2, 3...$ for å unngå simultanitetsproblemet. Det tar trolig noe tid før endringer i ledighet slår ut i endret arbeidstilbud.

Resultatene er gjengitt i tabell 35, der det fremkommer at både lønn, ledighet og uføerate inngår signifikant i langtidsløsningen. Sammenliknet med resultatene på årsdata ser vi fra tabell 30 at ledighetselastisiteten er noe lavere (-0,05), mens lønnselastisiteten er høyere (0,14). I tillegg inngår uføeraten med negativ effekt på lang sikt (-0,12). Verdien på feiljusteringskoeffisienten gir en relativt treg tilpasning til ny likevekt hvis en av forklaringsvariablene skifter.

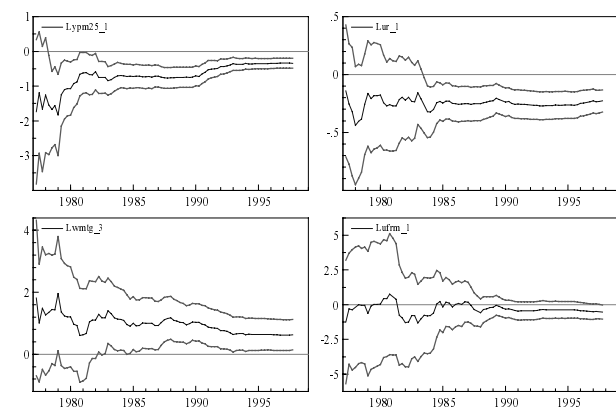
Korttidsdelen av modellen inneholder kun lønn. I tillegg inngår tidligere endringer i yrkesprosenten og sesongdummyer. Koeffisientene for sesongdummyene kan tolkes som at det ikke er signifikant forskjell på nivået på yrkesprosenten i 2. og 4. kvartal et år, mens 1. kvartal, representert ved D1, gjennomgående har høyere yrkesprosent og 3. kvartal, representert ved D3, har lavere yrkesprosent. D78-D3, som er én i 3. kvartal fra og med 1978 og ut estimeringsperioden, inngår signifikant og fanger opp et brudd i de kvartalsvise nasjonalregnskapstallene fra og med 1978 og trekker i retning av høyere yrkesprosent i 3. kvartal sammenliknet med 4. kvartal. Dummyene D811 og D814, som er henholdsvis én i 1. kvartal og én i 4. kvartal 1981, null ellers, utlikner effekten av det uvanlige kvartalsmønsteret dette året og gjør at normalitetstesten passerer.

Relasjonen følger data rimelig godt, og passerer alle feilspesifikasjonstestene (tabell 36). Relasjonen har visse problemer med å fange opp sesongvariasjonen, spesielt mot slutten av estimeringsperioden (figur 78). Den rekursive estimeringen viser at relasjonen er rimelig stabil, som gjenspeiler seg i de rekursive estimatene i (figur 79 til 81), der flere av koeffisientene imidlertid endres etter 1990, og det kan virke som om modellen ikke helt klarer å fange opp den brå nedgangen i yrkesprosenten på begynnelsen av 1990-tallet.

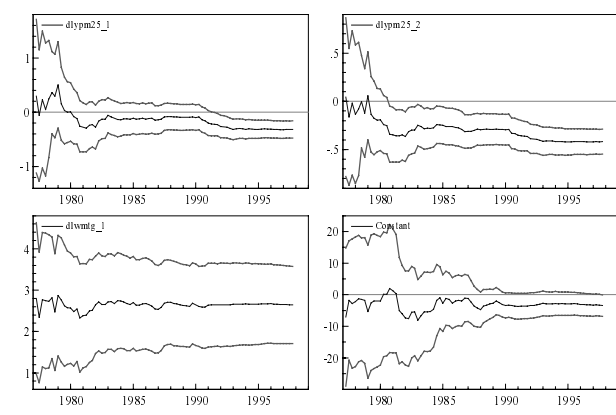
Figur 79. Menn 25-59 år. Rekursive plott



Figur 80. Menn 25-59 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik



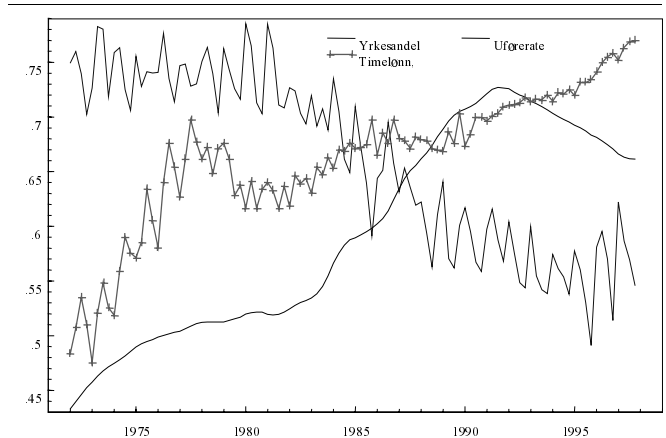
Figur 81. Menn 25-59 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik



7.4. Menn 60-66 år

Blant de eldste mennene lå yrkesdeltakelsen på rundt 75 prosent fra 1972 til rundt 1980, jamfør figur 82. Gjennom hele 1980-tallet var det en jevn nedgang yrkesandelen, mens yrkesdeltakelsen ser ut til å ha stabilisert seg noe på 1990-tallet. Sammenliknet med årsdataene kommer ikke den fortsatte nedgangen i yrkesprosenten på begynnelsen av 1990-tallet like tydelig frem, heller ikke den kraftige oppgangen fra

Figur 82. Yrkesandeler og uføerate (justert skala) for Menn 60-66 år samt disponibel realtimelønn for menn (justert skala)



Tabell 37. Estimeringsresultater, Menn 60-66 år (1973:1 til 1997:4). Venstresidevariabel: dlypm60. Minste kvadraters metode

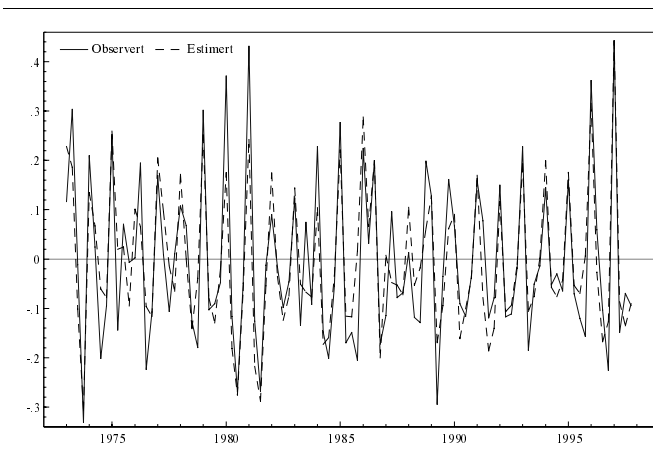
Variabel	Estimat	St.avvik	T-verdi
Konstant	-3,021	0,915	-3,301
$lypm60_{t-1}$	-0,541	0,081	-6,717
$lufm60_{t-1}$	-0,599	0,165	-3,633
$lwmtg_{t-3}$	0,636	0,203	3,141
Trend	-0,004	0,001	-3,471
$dlypm60_{t-2}$	-0,216	0,060	-3,591
$dlypm60_{t-3}$	-0,162	0,058	-2,793
$dlwmtg$	0,861	0,358	2,403
D1	0,162	0,027	5,991
D863	0,259	0,087	2,970
D971	0,203	0,090	2,264

1995 er det mulig å se like klart. Det er til dels store sesongsvingninger i yrkesdeltakelsen til eldre menn, men variasjonen er mindre enn tilsvarende variasjon for kvinner i samme aldersgruppe. Yrkesdeltagelsen er gjennomgående høyest i 1. kvartal og fallende gjennom året. Det er en forholdsvis liten gruppe vi her ser på og siden alder regnes i fyllte år ved utgangen av året, kan den naturlige avgangen fra arbeidslivet i løpet av året være med på å forklare hvorfor yrkesdeltagelsen er høyest på begynnelsen av et år.

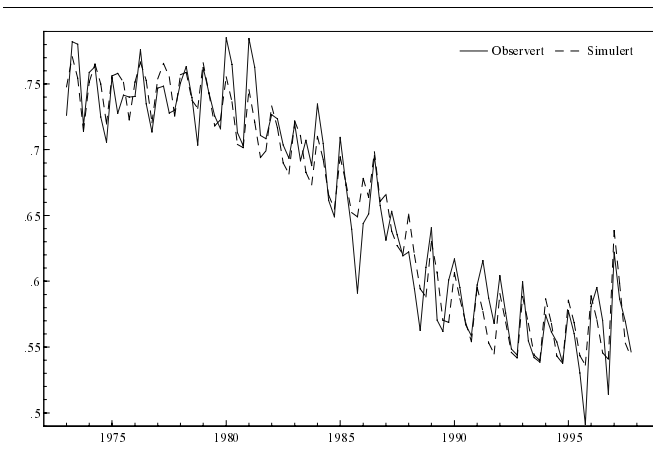
Uføreraten øker mest i perioden der yrkesprosenten faller, nemlig på 1980-tallet. Samtidig ser vi fra figuren at uføreraten på slutten av perioden faller samtidig med at yrkesprosenten øker noe. Økt lønn antas å ha den motsatte effekten på arbeidstilbudet, og det kan virke som om tilbudet holder seg opp i perioder med sterk reallønnsvekst, som på 1970-tallet, og på slutten av estimeringsperioden. Vi forsøkte også å ta med ledighet og trygd i modellen, men disse variablene be ikke signifikante. Ettersom uføreratene trolig er påvirket av ledigheten, kan det være vanskelig å skille disse to effektene fra hverandre i analyser på tids-seriedata.

Tabell 37 gjengir estimeringsresultatet med koeffisient-verdier og standardavvik. Modellen estimert på

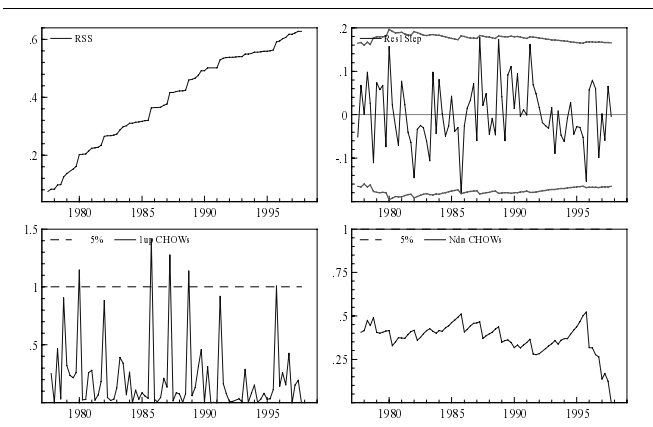
Figur 83. Menn 60-66 år. Observerte og estimerte verdier for dlypm60



Figur 84. Menn 60-66 år. Observerte og simulerte yrkesandeler



Figur 85. Menn 60-66 år. Rekursive plott



kvartalsdata avviker en del fra den tilsvarende årsrelasjonen. I langtidsløsningen på årsdata inngår kun ledigheten. I kvartalsrelasjonen er det uføreraten og realdisponibel timelønn for menn som er med på å fange opp de langsiktige trendene i utviklingen i arbeidstilbudet til denne gruppen. De langsiktige lønns- og uføreelastisitetene er henholdsvis 0,49 og -0,46.

Tabell 38. Statistisk observatorer og feilspesifikasjonstester, Menn 60-66 år (1973:1 til 1997:4). Signifikanssannsynlighet i []

Observator/Test	Estimator	[Sign.ssh]
R ²	0,764	
SER	0,084	
RSS	0,628	
DW	2,13	
Autokorrelasjon: AR 1- 2	0,337	[0,889]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	0,879	[0,480]
Normalitet: Norm	0,490	[0,783]
Heteroskedastisitet: Xi ²	0,476	[0,956]
Feilspesifikasjon av funksjonsform: RESET	2,602	[0,110]

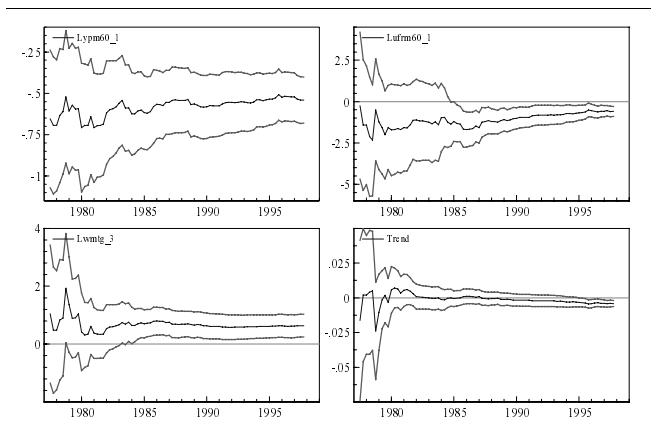
Modellen inkluderer også en lineær trend. Denne trenden er ment å fange opp ikke-økonomiske faktorer som vi tror har innvirkning på arbeidstilbudet. Slike faktorer kan være holdningsendringer eller økte muligheter for å gå av tidligere enn ved 67 år med pensjon. Fra figur 86 ser vi at trenden først blir signifikant mot slutten av estimeringsperioden. Trendvariabelen er valgt å være representert i modellen for at ikke uføreraten skal få en alt for sterk negativ langtidselastisitet, ettersom vi ikke tror at det kun er uføreraten som er med på å trekke arbeidstilbudet til denne gruppen ned. Trendeffekten bidrar isolert sett til et nedgang i yrkesprosenten på rundt 0,35 prosent hvert kvartal eller om lag 1,5 prosent i året hvis en fremskriver modellen. Disse størrelene er fremkommet ved å sette alle de andre variablene lik sine gjennomsnittsverdier i 1997. Korttidsdynamikken inkluderer kun lønn og tilbakedaterte effekter.

I tillegg til en signifikant dummy for i 1. kvartal, inneholder modellen to enkeltdummys. D863, som er én i 3. kvartal 1986, null ellers, er inkludert for å fange opp en uvanlig høy yrkesprosent i 3. kvartal dette året, som modellen ellers ikke klarer å fange opp. D971, som er én i 1. kvartal 1997, null ellers, fanger opp de kraftige kvartalssvingningene mot slutten av estimeringsperioden. Uten denne dummys forstyrres parameterstabiliteten i relasjonen.

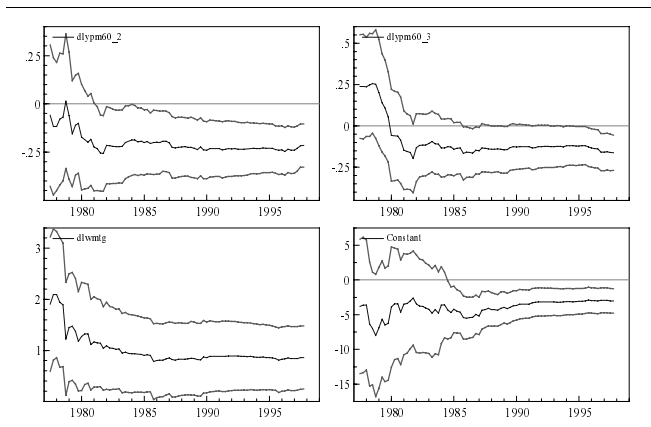
Føyningsmålene i tabell 38 viser at modellen treffer rimelig godt, i alle fall sammenliknet med den tilsvarende årsrelasjonen. I tillegg er alle parameterne signifikant bestemt. Feilspesifikasjonstestene er insignifikante. Modellen har imidlertid visse problemer med å forklare sesongsvingningene, spesielt i perioden på 1980-tallet da yrkesdeltakelsen falt kraftig, jamfør figur 83 og 84.

De rekursive estimatene, i figur 85, viser at modellen er rimelig stabil. 1-up testen avdekker flere "outliere" på slutten av 1980-tallet, men forsøk på å inkludere ledighet på kort sikt eller dummys for å hjelpe på dette problemet gjorde modellen mindre stabil, samtidig med at det ga problemer med feilspesifikasjonstestene. Fra figur 86 ser vi at koeffisientene til uføreraten og trendleddet i noen grad tenderer i hver sin retning.

Figur 86. Menn 60-66 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik



Figur 87. Menn 60-66 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik

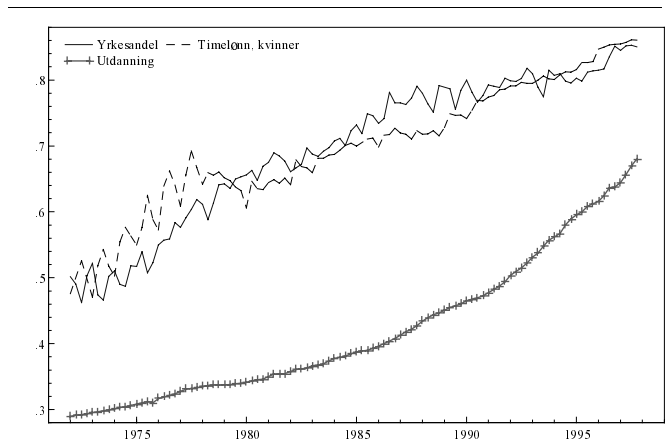


7.5. Kvinner 25-39 år

Kvinnens yrkesdeltaking økte kraftig, fra 50 til 85 prosent, i løpet av perioden 1972 til 1997. Tidligere er endrede holdninger og økt utdanning nevnt spesielt som mulige forklaringsfaktorer i denne forbindelse, og som vi ser i fra figur 88 har andelen kvinner med høy utdanning økt i takt med yrkesdeltakelsen. Ifølge økonomisk teori er lønn en viktig forklaringsfaktor for arbeidstilbudet, og vi ser at reallønna er sterkt positivt korrelert med yrkesprosenten. I tillegg kan ledighet og antall barn per kvinne bidra til å forklare utviklingen i yrkesprosenten til yngre kvinner. Fra figuren ser vi at veksten i yrkesandelen avtok mot slutten av 1980-tallet. Økt ledighet og en økning i antall barn per kvinne kan antas å ha dempet veksten i arbeidstilbudet denne perioden. Sesongvariasjonen i yrkesandelen til denne gruppen er ikke påfallende stor og det er vanskelig å se noe klart mønster.

Den foretrukne relasjonen for kvartalsdata vist i tabell 39, er i grove trekk lik relasjonen estimert på årsdata. Det som skiller dem er at kvartalsrelasjonen ikke inneholder antall mindreårige barn i langtidsløsningen. Sesongdummier og tilbakedatert vekst i yrkesprosenten fanger opp kvartalsmønsteret og det dynamiske for løpet. Vi har pålagt en restriksjon om at koeffisienten foran $dlypk25_{t-1}$, $dlypk25_{t-2}$ og $dlypk25_{t-3}$ er like, noe

Figur 88. Yrkesandeler og utdanningsnivå (justert skala) for Kvinner 25-39 år, samt disponibel reallønn for kvinner (justert skala)



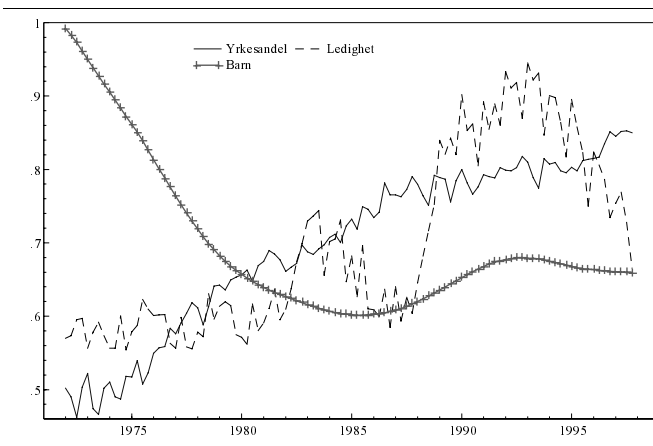
Tabell 39. Estimeringsresultater, Kvinner 25-39 år (1973:2 til 1997:4). Venstresidevariabel: $dlypk25_t$. Minste kvadraters metode

Variabel	Estimat	St.avvik	T-verdi
Konstant	-0,921	0,997	-0,924
$lypk25_{t-1}$	-0,277	0,070	-3,943
lur_{t-4}	-0,048	0,024	-2,021
$lvkgt_{t-1}$	0,291	0,221	1,321
$luhg25_{t-5}$	0,151	0,069	2,189
$lypk25_{t-1} - lypk25_{t-4}$	-0,304	0,070	-4,346
D1	-0,034	0,016	-2,081
D2	-0,044	0,018	-2,479
D3	-0,050	0,017	-2,906
D853	0,175	0,054	3,260
D863	0,210	0,055	3,818
D933	-0,145	0,055	-2,639
D944	-0,151	0,055	-2,761

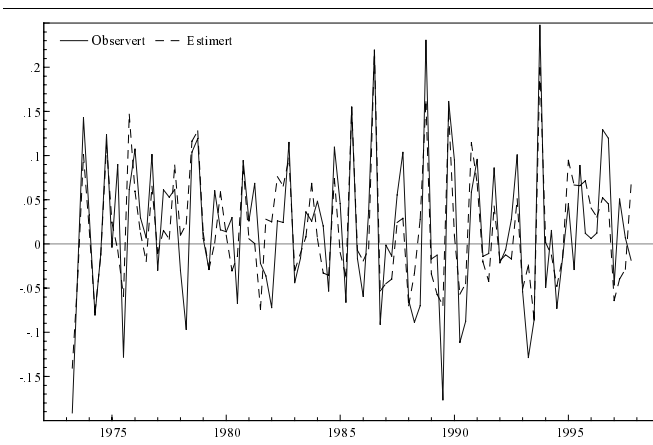
som gir yrkesprosenten en jevn utvikling fra kvartal til kvartal ved eventuelle sjokk eller skift i høyresidevariablene. Verdien på feiljusteringsleddet impliserer at det tar lang tid før et skift eller sjokk i en av de eksogene variablene blir uttømt. Dette illustreres i skiftberegningene som er presentert i neste kapittel. Ingen av de eksogene variablene fikk signifikant korttidseffekt.

I langtidsløsningen inngår ledighet, utdanning og lønn, der effekten av lønn ikke er signifikant forskjellig fra null. Lønnsvariabelen er allikevel inkludert i modellen da lønn antas å ha stor betydning for kvinnens arbeidstilbud. Hvis lønn utelates fra relasjonen vil antagelig utdanning fange opp mye av lønnsøkningen. Effekten av utdanning kan dermed bli overvurdert. Lønnselastisiteten på 0,16 er høyere på kvartalsdata enn i den estimerte relasjonen på årsdata. Forsøk på å legge restriksjoner på lønnselastisiteten ga ikke en bedre modell, og fordi den fritt estimerte lønnselastisiteten ikke er unormalt høy har vi valgt relasjonen der lønn estimeres fritt. Også ulike mål på time- eller årslønn for menn er forsøkt inkludert i relasjonen som mål for den arbeidsfrie inntekten en kvinne som tilbyr arbeid kan stå overfor. Disse målene ga aldri signifikante effekter verken på kort eller lang sikt.

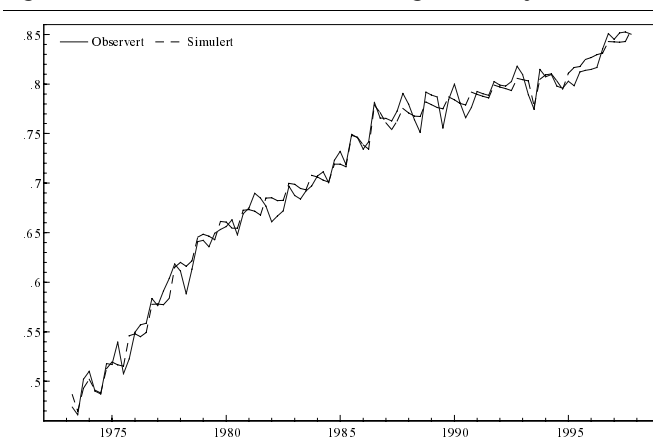
Figur 89. Yrkesandeler og antall barn per kvinne (justert skala) for Kvinner 25-39 år, samt ledighetsrate (justert skala)



Figur 90. Kvinner 25-39 år. Observerte og estimerte verdier for dlypk25



Figur 91. Kvinner 25-39 år. Observerte og simulerte yrkesandeler



Ledighet og utdanning har omtrent samme effekt i kvartalsrelasjonen som i årsrelasjonen, med elastisiteter på henholdsvis -0,03 og 0,11. Økt utdanning forklarer den oppadgående trenden i yrkesdeltagelsen, mens endringer i ledigheten fanger opp syklene. I noen varianter av modellen var også ledighet inne på kort sikt, men det viste seg at sesongvariable bedre klarte å fange opp kvartalsmønsteret enn det ledigheten var i stand til og *dlur* ble derfor tatt ut av relasjonen. Verken antall mindreårige

Tabell 40. Statistisk observatorer og feilspesifikasjonstester, Kvinner 25-39 år (1973:2 til 1997:4). Signifikanssannsynlighet i []

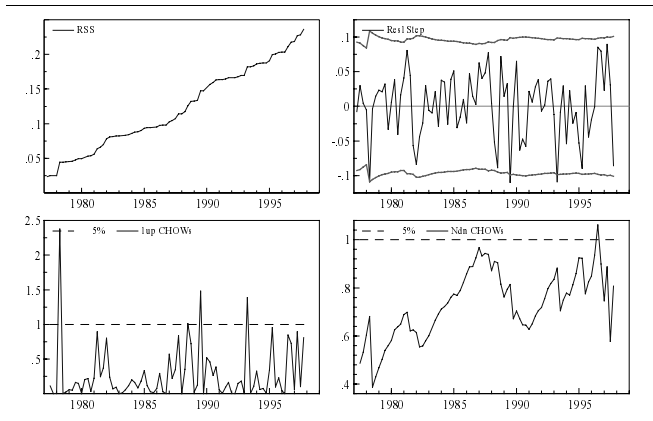
Observator/Test	Estimator	[Sign.ssh]
R ²	0,641	
SER	0,0524	
RSS	0,236	
DW	1,84	
Autokorrelasjon: AR 1- 2	1,125	[0,35]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	0,322	[0,86]
Normalitet: Norm	4,281	[0,12]
Heteroskedastisitet: Xi ²	0,672	[0,82]
Misspesifikasjon av funksjonsform: RESET	0,177	[0,68]

barn, andelen barnehageplasser per barn eller lengden på svangerskapspermisjonen hadde signifikante effekter på arbeidstilbudet fra kvinner i denne aldersgruppen.

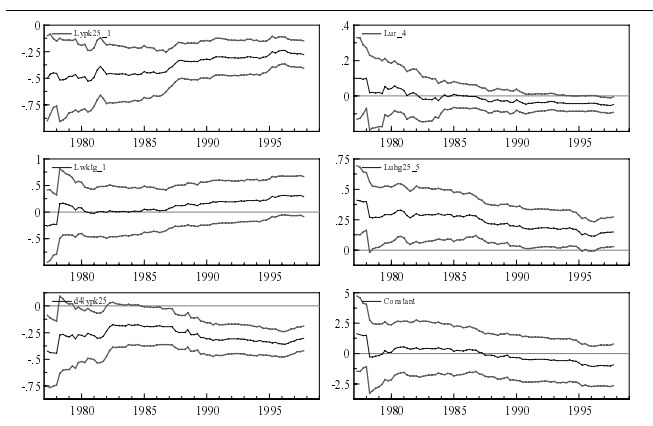
Koeffisientene for sesongdummiene er signifikante, men lave i verdi. Dette innebærer at sesongvariasjonen i arbeidstilbudet ikke er spesielt stor (for gitte verdier på de øvrige regressorene). Arbeidstilbudet er gjennomgående høyest i 4. kvartal, og det er ikke signifikant forskjell på koeffisientene til dummiene for de andre tre kvartalene. Dummiene D853 og D863 er én i 3. kvartal i henholdsvis 1985 og 1986, null ellers. Litt uvanlig er yrkesprosenten høyere i 3. enn i 4. kvartal begge disse årene, i tillegg til at kvartalsvariasjonen øker kraftig, noe modellen ikke greier å fange opp uten dummier. Innføring av de to dummiene bidrar sterkt til modellens forklaringskraft, og flere av koeffisientene blir insignifikante hvis dummiene utelates. D933 er én i 3. kvartal 1993, null ellers. Modellen klarer ikke å fange opp den spesielt lave yrkesprosenten dette kvartalet og innføring av dummy her hjelper relasjonene med å passere normalitetstesten. En mulig økonomisk forklaring på den kraftige nedgangen i arbeidstilbudet i 1993 kan være at svangerskapspermisjonen ble utvidet dette året. Sesongmønsteret i 1993 og 1994 er uvanlig: i 1993 er det store sesongvariasjoner, mens det i 1994 er det nesten ingen. D944 som er én i 4. kvartal 1994, null ellers, inngår i modellen for at den estimerte relasjonen ikke skal spore av. I tillegg øker den modellens forklaringskraften ved at noen av koeffisientene i relasjonen går fra å være insignifikante til å bli signifikante, når D944 inkluderes i modellen.

Oppsummert kan en si at det har vært vanskelig å estimere en fullt ut tilfredsstillende modell for de yngste kvinnenes arbeidstilbud. R² i tabell 40 er forholdsvis lav, og relasjonen har mange dummyvariable, i tillegg til at normalitetstesten nesten er signifikant på et 10 prosent nivå. Plottene fra den rekursive estimeringen (figur 93) viser at det er visse problemer med trend i flere av koeffisientestimatene. Ustabiliteten kan skyldes utelatte variable. Chow-testen er signifikant i 3. kvartal 1996 og skyldes en "outlier" (figur 92). Forsøk på å innføre ulike dummyer for brudd i sesongen ga ikke en bedre modell. I figur 91 ser vi at den estimerte relasjonen treffer nivået til yrkesprosenten godt, men at den har større problemer med de kortsiktige bevegelsene i yrkesprosenten, spesielt mot slutten av perioden.

Figur 92. Kvinner 25-39 år. Rekursive plott



Figur 93. Kvinner 25-39 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik

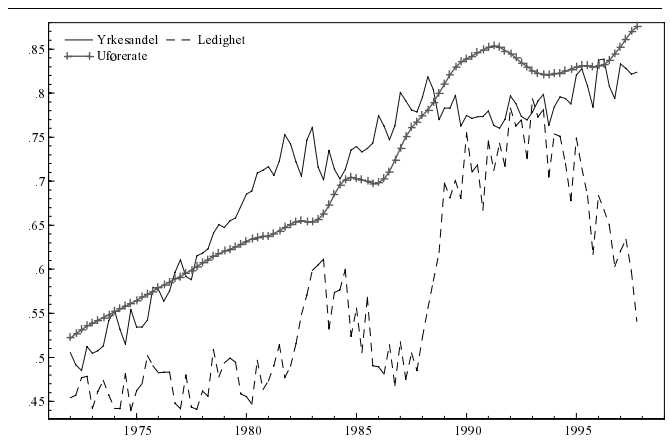


7.6. Kvinner 40-59 år

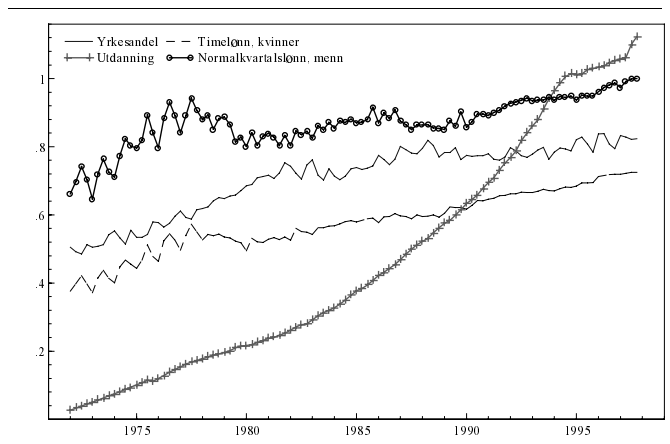
Arbeidstilbudet til kvinner i alderen 40-59 år økte gjennom hele estimeringsperioden og økningen var omtrent like stor som blant kvinner i alderen 25-39 år. Kvartalssvingningene er noe større blant kvinner i alderen 40-59 år enn for de yngre kvinnene, jamfør figur 94. Spesielt etter den kraftige økningen i yrkesprosenten frem til 1980 blir utslagene i sesongmønsteret større. Som tidligere nevnt kan denne gruppen være noe mer følsom overfor svingninger i arbeidsmarkedet enn det litt yngre kvinner er. De store sesongvariasjonene kan underbygge denne hypotesen.

Økt utdanning bidrar til å heve gjennomsnittslønnen for kvinner og kan derfor være korrelert med disponibel timelønn. Fra figur 95 ser vi at begge variablene stiger gjennom estimeringsperioden. Under estimeringen viste det seg umulig å få effekt av disponibel realltimelønn for kvinner i modellen. Koeffisientene fikk stort sett feil fortegn, det vil si antok negative verdier, i tillegg til at de sjelden var signifikant forskjellige fra null. Forsøk på å legge restriksjoner på langtidselastisiteten til lønn ga lave estimater for feiljusteringskoeffisienten, noe som gjorde relasjonen dynamisk ustabil. I stedet er det en annen lønnsvariabel inkludert i modellen, nemlig disponibel normalårslønn (fordelt på kvartal) for menn. Denne variabelen har tolkning

Figur 94. Yrkesandeler og uførerate (justert skala) for Kvinner 40-59 år, samt ledighetsrate (justert skala)



Figur 95. Yrkesandeler og utdanningsnivå for Kvinner 40-59 år, disponibel realltimelønn for kvinner (justert skala) og disponibel realkvartalslønn per normalkvartalsverk for menn (justert skala)



som en arbeidsfri inntekt, der økt arbeidsfri inntekt trekker opp reservasjonslønnen, som igjen har negativ effekt på arbeidstilbudet. Effekten av normalårslønnen for menn er høy sammenliknet med de andre langtids-effektene i den aktuelle likningen. Men forsøk på å ta inn kvinners disponible realltimelønn, for å veie opp noe av denne effekten, ga ikke signifikant effekt, blant annet fordi de to lønnsvariablene er sterkt korrelerte.

Andelen uføre er ikke trukket fra yrkesprosenten ved estimeringen, men i stedet forsøkt brukt som en forklaringsvariabel. Uføreraten fikk imidlertid ikke signifikant effekt på yrkesprosenten. I den valgte relasjonen inngår ledighet, utdanning og normalkvartalslønn for menn i langtidsløsningen. Økningen i andelen med høyere utdanning antas å forklare noe av den sterke veksten i sysselsettingen blant kvinner i denne aldersgruppen, mens økning i ledigheten og normalkvartalslønnen for menn har dempet veksten. Den langsiktige utdanningselastisiteten er på 0,11 og dermed nesten identisk med tilsvarende elastisitet estimert på årsdata. Normalkvartalslønnen til menn har en langtidselastisitet på -0,23.

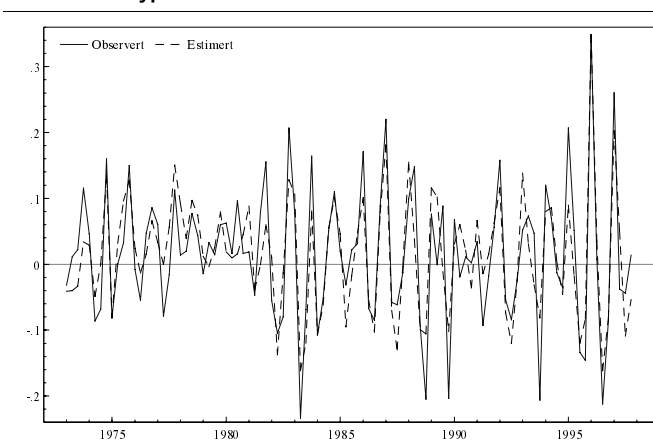
Tabell 41. Estimeringsresultater, Kvinner 40-59 år (1973:1 til 1997:4). Venstresidevariabel: dlypk40. Minste kvadraters metode

Variabel	Estimat	St.avvik	T-verdi
Konstant	2,634	1,003	2,627
$lypk40_{t-1}$	-0,372	0,068	-5,467
lur_{t-3}	-0,133	0,028	-4,748
$luhg40_{t-4}$	0,230	0,050	4,605
$lvwnm_{t-1}$	-0,498	0,240	2,072
$dlypk40_{t-2}$	-0,448	0,062	-7,261
$dlypk40_{t-3}$	-0,270	0,061	-4,408
$dlur_{t-4}$	-0,097	0,042	-2,330
D81·D1	0,095	0,019	5,091
D751	-0,216	0,060	-3,631
D841	-0,227	0,062	-3,656
D961	0,176	0,061	2,895

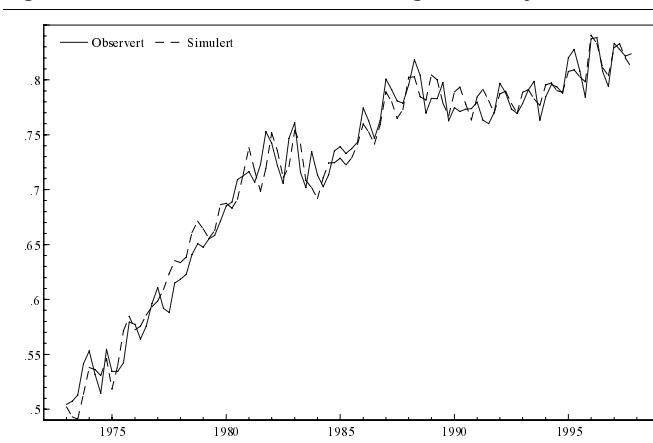
Tabell 42. Statistisk observatorer og feilspesifikasjonstester, Kvinner 40-59 år (1973:1 til 1997:4). Signifikanssannsynlighet i []

Observator/Test	Estimator	[Sign.ssh]
R ²	0,7222	
SER	0,0574	
RSS	0,2903	
DW	2,11	
Autokorrelasjon: AR 1- 2	0,316	[0,90]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	0,496	[0,74]
Normalitet: Norm	1,389	[0,50]
Heteroskedastisitet: Xi ²	0,764	[0,73]
Feilspesifikasjon av funksjonsform: RESET	0,010	[0,75]

Figur 96. Kvinner 40-59 år. Observerte og estimerte verdier for dlypk40



Figur 97. Kvinner 40-59 år. Observerte og simulerte yrkesandeler



På årsdataene hadde ledighet en relativt høy elastisitet, på kvartal virker også normalkvartalslønnen til menn dempende og effekten av ledighet er derfor ikke så sterk (kun -0,06 mot -0,16 på årsdata). Vi kan gi effekten av ledighet og mannens lønn parallell tolkning når det gjelder arbeidstilbudet til de yngste i gruppen, fordi blant de som ikke allerede er yrkesaktive vil valget ofte stå mellom å arbeide eller ikke etter å ha vært hjemmenværende. De vil da vurdere situasjonen på arbeidsmarkedet og den arbeidsfrie inntekten de står overfor før de tar denne beslutningen. Blant de eldre i gruppa er det mer sannsynlig at ledigheten har en utstøtings-effekt, mens mannens lønn fremdeles vil være en del av den arbeidsfrie inntekten som kan tenkes og tillegges mer betydning med alder når verdien av fritid øker.

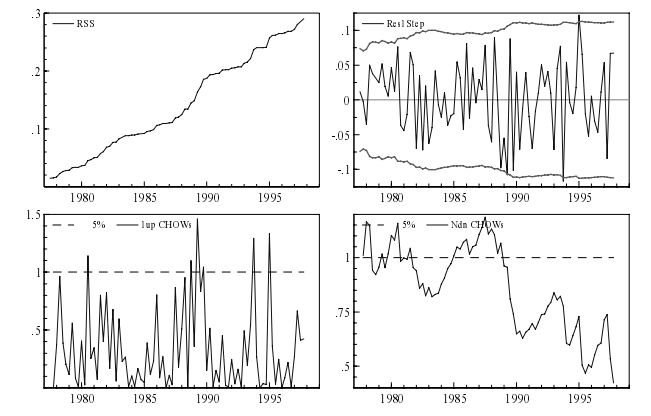
Ledigheten inngår også i kortsiktodynamikken, der ledighetsraten har negativ effekt på arbeidstilbudet. Det er endringen fire kvartaler tilbake som har effekt, noe som innebærer at det tar tid før endringer i ledighetsraten får utslag i arbeidstilbudet. Endringer i yrkesprosenten to og tre kvartaler tidligere har også effekt.

D81·D1 er én i første kvartal fra og med 1981 og ut estimeringsperioden, null ellers, og fanger opp en endring i kvartalsmønsteret som finner sted rundt 1981. Tolkningen er at yrkesprosenten gjennomgående er høyest i første kvartal, og at det ikke er noen signifikant forskjell på de andre kvartalene. Før 1981 er det ingen signifikant systematisk sesongvariasjon i modellen.

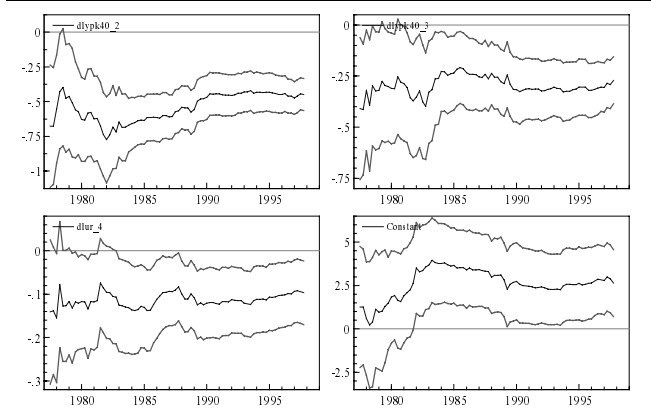
Relasjonen inkluderer flere dummyvariable. D751, D841 og D961 er én i første kvartal i de respektive årene og null ellers. D751 er inkludert i modellen fordi den estimerte relasjonen ikke klarer å treffe den faktiske utviklingen dette kvartalet. I tillegg blir endringen i ledighet insignifikant hvis dummiene utelates, noe som kan henge sammen med økningen i ledigheten dette året uten at yrkesprosenten falt. I første kvartal 1984 er yrkesprosenten spesielt lav sammenliknet med de andre kvartalene dette året, og modellen inkluderer en dummy for å fange opp denne effekten. I 1996 er det de spesielt store kvartalsvingningene dummiene D961 fanger opp. Utelattelse av denne variabelen øker standardavviket til modellen og gir forkastning av hypotesen om konstant residualvarians. Innføringen av dummiene hjelper ofte på både normalitetstesten og de rekursive testene. For denne gruppen er de i første rekke inkludert i modellen for at de rekursive testene skal være insignifikante.

Verdiene på de ulike testobservatorene i tabell 42 gir ingen grunn til å forkaste hypotesene om at modellen er feilspesifisert. Fra figur 96 og 97 ser vi at den estimerte relasjonen følger data rimelig godt, men relasjonen har visse problemer med å fange opp kvartalsvariasjon i datamaterialet.

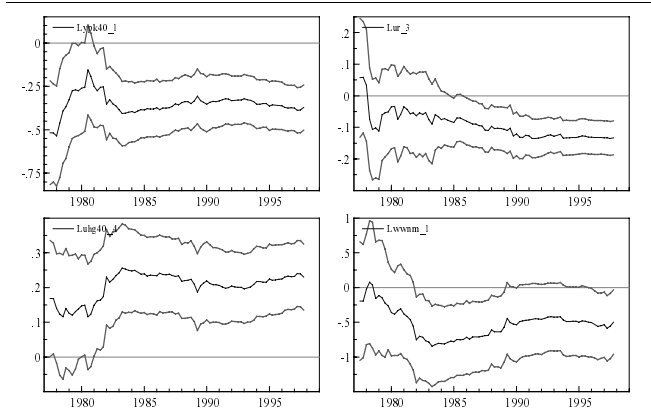
Figur 98. Kvinner 40-59 år. Rekursive plott



Figur 99. Kvinner 40-59 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik

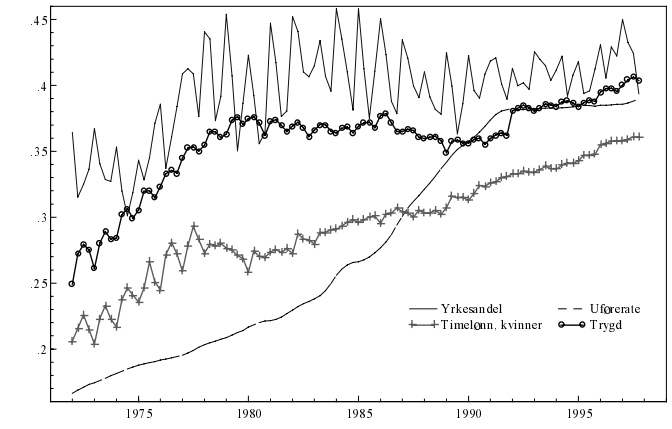


Figur 100. Kvinner 40-59 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik



Den rekursive estimeringen viser at koeffisientene blir rimelig stabile i løpet av estimeringsperioden (fra 1990 og utover), jamfør figur 98-100. Rekursive Chow-tester (figur 98) avdekker imidlertid at relasjonen er ustabil. I tillegg ser vi at relasjonens standardavvik øker frem til 1990 (Res1Step), for deretter å være stabil ut estimeringsperioden. Det er mulig å stabilisere modellen noe ved å innføre flere dummies enn de som allerede er inkludert i modellen. Da blir imidlertid modellen dynamisk ustabil.

Figur 101. Yrkesandeler og uførerate for Kvinner 60-66 år, disponibel realtimelønn for kvinner (justert skala) og realdisponibel trygd (justert skala)



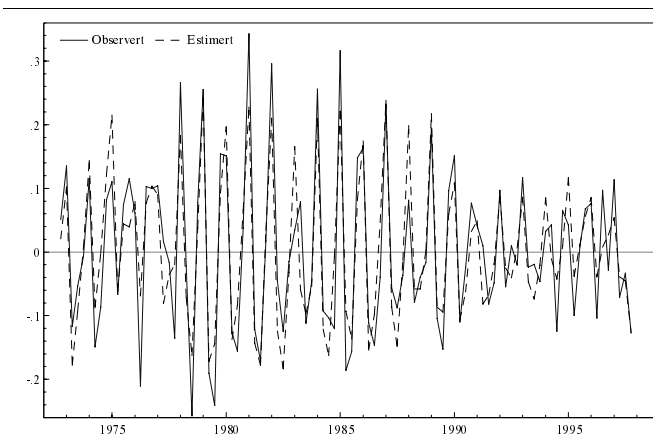
7.7. Kvinner 60-66 år

Yrkesandelen for Kvinner 60-66 år økte med 10 prosentpoeng gjennom 1970-tallet, og holdt seg deretter stabil på i overkant av 40 prosent gjennom hele 1980- og 1990-tallet. Sesongvariasjonene i yrkesprosenten er sterkere for de eldste kvinnene enn for de andre kvinnegruppene. Yrkesprosenten er stort sett høyest i første kvartal og lavest i tredje kvartal. Store kvartalsvise svingninger kan være et tegn på at gruppen er følsom overfor den sesongmessige etterspørselen etter arbeidskraft. I tillegg vil måten alder behandles på i AKU kunne ha betydning for noe av sesongmønsteret, siden det er alder ved utgangen av et år som registeres, vil flere individer i denne gruppen dermed ha rett til pensjon i løpet av året. Andre variable som kan bidra til å forklare utviklingen blant eldre kvinner er, foruten lønn og ledighet, utdanningsnivået og uføreraten. Trygd som alternativ til arbeid er både representert via uføreraten og den generelle utviklingen i trygdeutbetalingene. Begge disse størrelsene vil trekke i retning av et lavere tilbud. Figur 101 viser at de aktuelle variablene økte gjennom perioden.

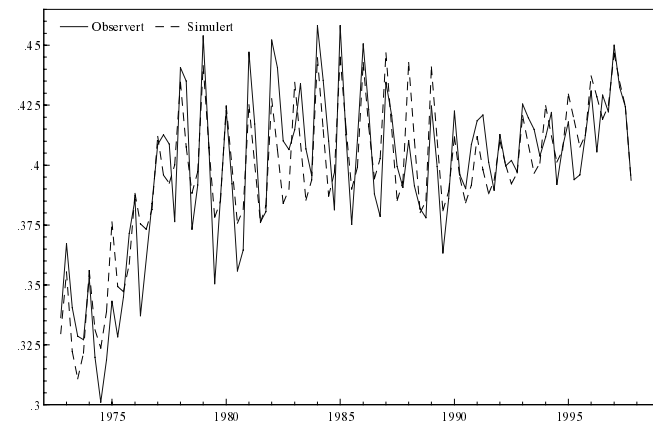
Ved estimeringen viste det seg at ledigheten, som representant for situasjonen på arbeidsmarkedet, ikke fikk signifikant effekt. Som på årsdata prøvde vi å fange opp effekten av både egen lønn og arbeidsfri inntekt, representert ved disponibel realkvartalslønn for menn og realverdien av disponibel stønad for trygdede. I den foretrukne relasjonen inngår, som på årsdata, egen lønn med en forholdsvis høy lønnselastisitet (1,08), mens forholdet mellom trygd og egen lønnsinntekt inngår på kort sikt og har tolkning av at arbeidstilbudet faller på kort sikt når trygdeutbetalingene øker relativt til lønnsutbetalingene.

Utdanningsvariabelen fanger opp mye av den samme trenden som lønnsvariabelen, og estimeringsresultatene ga to konkurrerende modeller med henholdsvis utdanning og lønn i langtidsløsningen. Modellen med lønn viste seg å være mest stabil og ble derfor valgt.

Figur 102. Kvinner 60-66 år. Observerte og estimerte verdier for dlypk60



Figur 103. Kvinner 60-66 år. Observerte og simulerte yrkesandeler



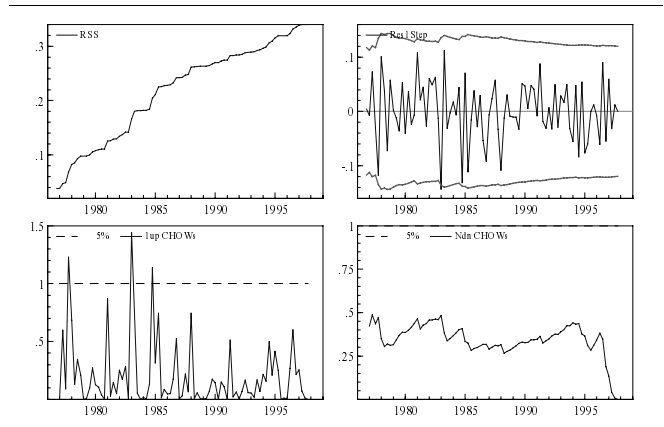
Tabell 43. Estimeringsresultater, Kvinner 60-66 år (1972:4 til 1997:4). Venstresidevariabel: dlypk60. Minste kvadraters metode

Variabel	Estimat	St.Avvik	T-verdi
Konstant	-3,790	0,723	-5,239
$lypk60_{t-1}$	-0,408	0,058	-7,058
$lwktg_{t-1}$	0,757	0,146	5,204
$lufrk60_{t-1}$	-0,198	0,062	-3,204
$dlypk60_{t-2}$	-0,292	0,054	-5,374
$dlttda$	-0,704	0,272	-2,590
D1	0,202	0,021	9,506
D90-D1	-0,112	0,030	-3,780
D974	-0,156	0,062	-2,502

Tabell 44. Statistisk observatorer og feilspesifikasjonstester, Kvinner 60-66 år (1972:4 til 1997:4). Signifikanssannsynlighet i []

Observator/Test	Estimator	[Sign.ssh]
R ²	0,786	
SER	0,061	
RSS	0,339	
DW	2,330	
Autokorrelasjon: AR 1- 2	1,112	[0,360]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	0,409	[0,802]
Normalitet: Norm	1,694	[0,429]
Heteroskedastisitet: Xi ²	0,964	[0,474]
Feilspesifikasjon av funksjonsform: RESET	1,565	[0,214]

Figur 104. Kvinner 60-66 år. Rekursive plott



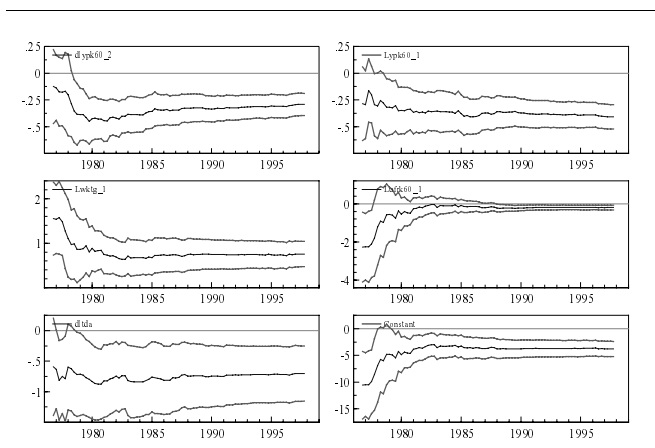
Dersom begge variable ble inkludert i samme modell, falt lønnselastisiteten til 0,67, mens uføreeelastisiteten falt til -0,37. Utdanningsvariabelen ble kun signifikant på 14 prosents nivå (tosidig test), og hadde en langtidselastisitet på 0,13.

Uføreraten inngår i langtidsløsningen med negativt effekt, og bestemmer noe av den langsiktige trenden i yrkesprosenten. Elastisiteten, på -0,28, kombinert med en økende uføerate, virker dempende på utviklingen i arbeidstilbudet. I estimeringen var det umulig å få signifikant effekt av både uføreraten og ledighetsraten samtidig, noe som reflekterer at variablene er korrelerte. Modellen med uføreraten i langtidsløsningen er mer stabil enn modellen med ledighetsraten.

D1 fanger opp deler av sesongvariasjonen, og innføringen av denne variabelen gjorde effekten av ledighet insignifikant på kort sikt. Yrkesprosenten er signifikant høyere i første kvartal enn de andre kvartalene. Differansen modifiseres noe fra og med 1990 da kvartalsmønsteret endrer seg og D90-D1 fanger opp dette (se figur 102 og 103). Dummiene, som er én første kvartal fra og med 1990 og ut estimeringsperioden, halverer verdien av effekten av D1. D974 er én i fjerde kvartal 1997, null ellers og er inkludert for å fange opp en spesielt bratt nedgang i yrkesprosenten i løpet av 1997. Dette forløpet er ikke typisk for de siste årene av estimeringsperioden, og den estimerte relasjonen bommer kraftig på den siste observasjonen hvis dummiene utelates.

De statistiske observatorene er alle insignifikante, og figur 102 og 103 viser at relasjonen følger data rimelig godt. Relasjonen har visse problemer med å forklare endringen i kvartalsmønsteret på 1980-tallet. Alle feilspesifikasjonstester er insignifikante. Alle de alternative relasjonene til den valgte hadde problemer med RESET-testen, som gir testverdier for hypotesen om at modellen ikke er feilspesifisert. Alle de estimerte koeffisientene er stabile, og Chow-testen avslører ingen strukturelle brudd i relasjonen.

Figur 105. Kvinner 60-66 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik



7.8. Pensjonister 67-74 år

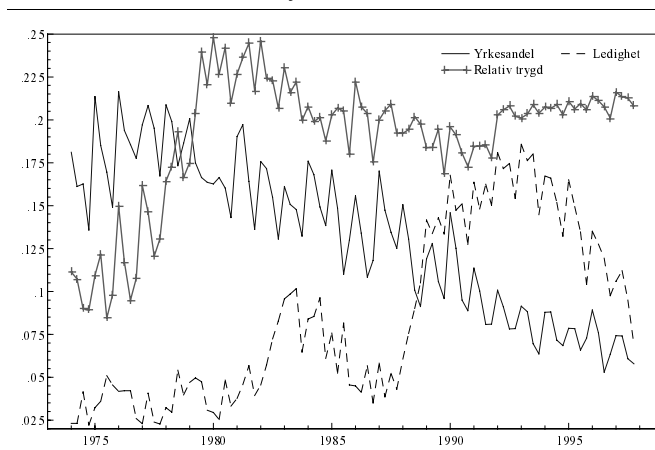
Andelen pensjonister som jobber eller søker arbeid har falt kraftig i løpet av de siste 30 årene, fra i overkant av 20 prosent på begynnelsen av 1970-tallet til rundt 6 prosent i 1997. Den kraftige nedgangen i yrkesandelen til denne gruppa forklares gjerne med endringer i holdningene til pensjonering og økningen i offentlig og privat alderspensjon. Fra og med 1973 har alle over 67 år hatt mulighet til å få alderspensjon fra folketrygden. Dette førte til et kraftig fall i yrkesprosenten i 1973 og 1974, og vi har derfor ikke startet estimeringen på kvartalsdataene før i 1974.

Fra figur 106 ser vi at det er vanskelig å se noen klar sammenheng mellom nedgangen i yrkesprosenten og de mulige forklaringsvariablene ledighet og utbetalt pensjon i forhold til lønn. Utbetalt pensjon øker gjennom hele perioden og kunne dermed vært en god forklaringsvariabel. Lønnsnivået har imidlertid også steget hele perioden, og forholdet mellom pensjon og lønn er en bedre tilnærming til det valget en pensjonist står overfor når han eller hun skal velge mellom å fortsette å jobbe eller ikke. I figur 106 fremkommer det at dette forholdet steg kraftig på 1970-tallet, falt eller var konstant på 1980-tallet, og økte igjen på 1990-tallet.

Ledighetsraten fikk ikke signifikant effekt på yrkesprosenten. Vi forsøkte å inkludere ulike kombinasjoner av lønn og pensjon i modellen. Forholdet mellom pensjon og lønn ble ikke signifikant og langtidskoeffisienten fikk galt fortegn. Forsøk på bruke pensjon alene i langtidsløsningen ga heller ikke signifikante effekter. Trendvariabelen fanger dermed opp både økningen i utbetalt alderspensjon, situasjonen på arbeidsmarkedet og endringer i holdninger til pensjonering som har funnet sted i løpet av estimeringsperioden.

Den valgte spesifikasjonen, gjengitt i tabell 45, inkluderer kun en trendvariabel i langtidsløsningen. Modellen inkluderer også en negativ effekt av veksten i tilbakedaterte yrkesprosent. Dette gir en syklisk

Figur 106 Yrkesandeler for Pensjonister 67-74 år, ledighetsrate (justert skala) og utbetalt pensjon i forhold til lønnsnivået for menn (justert skala)



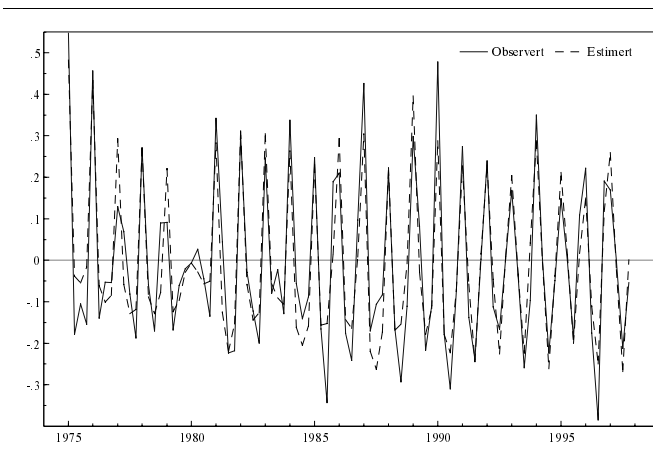
Tabell 45. Estimeringsresultater, Pensjonister 67-74 år (1975:1 til 1997:4). Venstresidevariabel: dlyp67. Minste kvadraters metode

Variabel	Estimat	St.Avvik	T-verdi
Konstant	-0,649	0,074	-8,803
$lyp67_{t-1}$	-0,471	0,061	-7,734
Trend	-0,006	0,001	-6,635
$lyp67_{t-2} - lyp67_{t-4}$	-0,175	0,044	-3,995
D1	0,269	0,030	8,839
D91·D1	-0,137	0,042	-3,245
D91·D3	-0,143	0,037	-3,812
D801	-0,276	0,086	-3,199

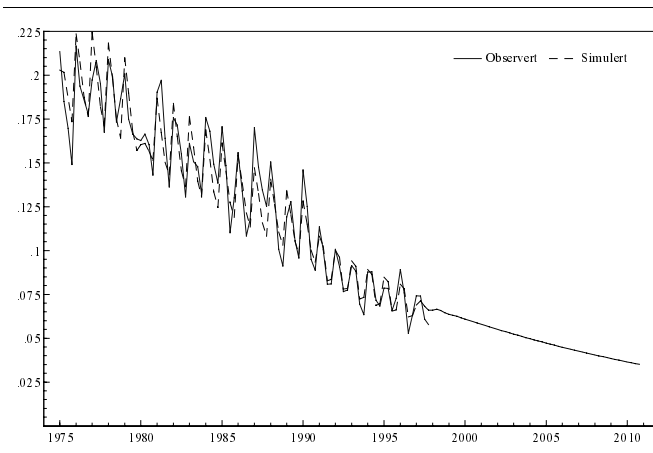
tilbakevending til ny likevekt når modellen utsettes for sjokk. I den estimerte relasjonen på årsdata er det også kun trendvariable som forklarer den langsiktige nedgangen i yrkesdeltagelsen til denne gruppen. Selv om de to relasjonene er modellert ulikt får vi omtrent samme resultat. Trendvariabelen kvadrert fikk ikke signifikant effekt på kvartalsdata. Trendeffekten impliserer at yrkesprosenten gradvis går mot null. Reduksjonen er konstant og stabiliserer seg på om lag 1,3 prosent i kvartalet eller på rundt 5,1 prosent i året, hvis vi utelater sesongsvingningene.

Det er et forholdsvis klart sesongmønster i yrkesprosenten til denne gruppa, med gjennomgående høye verdier i 1. kvartal og lave verdier i 4. kvartal. Yrkesprosenten faller altså i løpet av året, noe som ikke er så rart i og med at flere personer vil ha mulighet til å gå av med pensjon ettersom året skrider fram. Ved utgangen av året vil ingen i gruppa være yngre enn 67 år, og alle i gruppa vil dermed har rett på alderspensjon fra folketrygden. Dette kommer til uttrykk gjennom sesongdummen, D1, som er én i 1. kvartal hvert år, null ellers. Sesongmønsteret endrer seg imidlertid noe i løpet av estimeringsperioden. Fra og med 1991 dempes sesongvariasjonene og differansen mellom 1. kvartal og 4. kvartal nedjusteres, gjennom at 91·D1 har negativ koeffisient. I tillegg uttrykker 91·D3 at yrkesprosenten er signifikant lavere i 3. kvartal sammenliknet med 4. kvartal denne perioden.

Figur 107. Pensjonister 67-74 år. Observerte og estimerte verdier for dlyp67



Figur 108. Pensjonister 67-74 år. Observerte og simulerte yrkesandeler 1975:1 - 1997:4. Fremskrivning 1998:1 - 2010:4

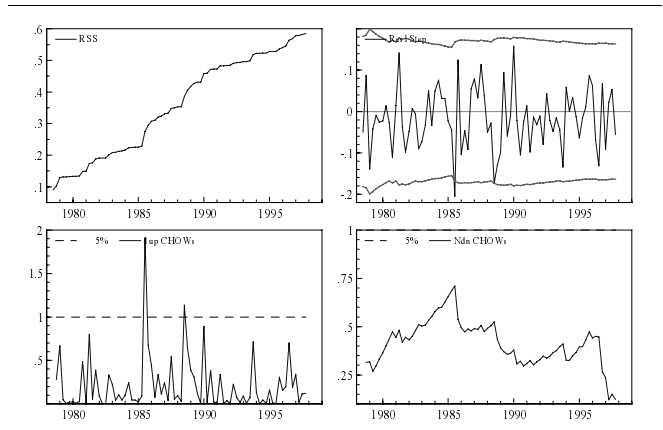


Tabell 46. Statistisk observatorer og feilspekifikasjonstester, Pensjonister 67-74 år (1975:1 til 1997:4). Signifikanssannsynlighet i []

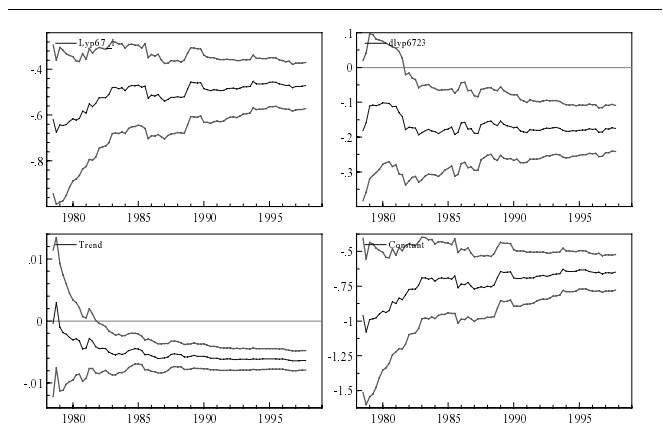
Observator/Test	Estimator	[Sign.ssh]
R ²	0,8403	
SER	0,0835	
RSS	0,5851	
DW	2,14	
Autokorrelasjon: AR 1- 2	1,045	[0,397]
Heteroskedastisitet: ARCH 1	0,684	[0,605]
Normalitet: Norm	0,072	[0,965]
Heteroskedastisitet: Xi ²	0,417	[0,934]
Misspekifikasjon av funksjonsform: RESET	0,577	[0,450]

I tillegg til sesongdummuene er D801, som er én i 1. kvartal 1980, null ellers, inkludert i relasjonen. Modellen klarer ikke å fange opp det kraftige fallet i yrkesdeltagelsen til denne gruppen i 1980, og spesielt ikke at det i 1. kvartal var en unormalt lav yrkesandel sammenliknet med de andre kvartalene dette året. Uten denne dummyen bommer modellen så kraftig i 1. kvartal 1980 at relasjonen har problemer med å passere testene for autoregressive restledd.

Figur 109. Pensjonister 67-74 år. Rekursive plott



Figur 110. Pensjonister 67-74 år. Rekursive estimater med ± 2 standardavvik



Fra figur 107 og 108 ser vi at relasjonen treffer data rimelig bra. I figur 108 har vi fremskrevet modellen med en fortsatt nedadgående trend. I fremskrivningen har vi utelatt sesongdummiene og dermed brukt gjennomsnittsverdien på yrkesprosenten i 1997 som utgangspunkt når vi har laget en referansebane. Dette gjør at den simulerte modellen ikke treffer de siste observasjonene i datamaterialet spesielt bra, men at den heller ikke begynner på det lave nivået i 4 kvartal.

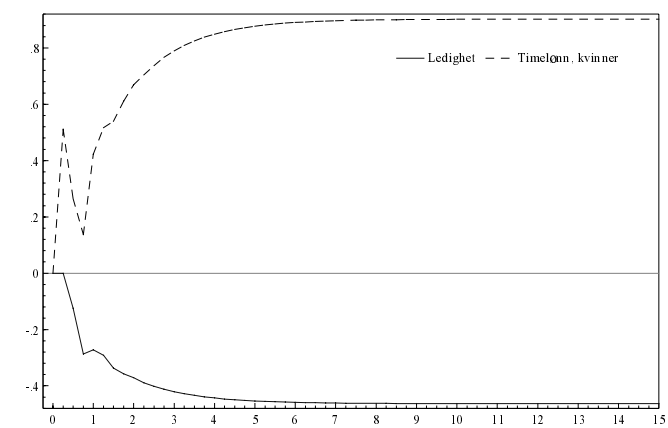
Modellen passerer alle feilspekifikasjonstestene, noe som bekreftes av testobservatorene i tabell 46. Fra de rekursive plottene ser vi at modellen er rimelig stabil og at standardavviket til modellen snevres inn fra 1990 og utover. Koeffisientene er også rimelig stabile fra 1990 og ut estimeringsperioden.

8. Virkningsberegninger

På kvartalsdataene har vi kun gjennomført virkningsberegninger på enkelthetene. Som på årsdata ser vi på permanente og midlertidige økninger i forklaringsvariablene. De fleste av disse variablene er endogene i KVARTS. Det er den prosentvise endringen i yrkesprosenten fra en referansebane (1997-nivå) som rapporteres. I vår analyse er en midlertidig endring karakterisert ved at et sjokk i variabelen ett kvartal reverseres helt i neste kvartal. Vi ser på den prosentvise endringen i yrkesprosenten av en én prosents økning i de ulike forklaringsvariablene. En økning i ledighetsraten på én prosent gir ikke spesielt store utslag på yrkesandelene, og vi har derfor i tillegg valgt å se på virkningen av en økning på ett prosentpoeng i ledighetsraten.

Figurene 111-122 viser den prosentvise endringen i yrkesprosenten ved permanente og midlertidige økninger i de aktuelle forklaringsvariablene, for hver aldersgruppe. Tabell 47 gjengir den absolutte endringen i yrkesandelen (som ligger mellom 0 og 1) ved varig økning i ledighetsraten fra 4,1 til 5,1 prosent. tabell 48, 49 og 50 viser, som figurene, det prosentvise avviket i yrkesprosenten fra referansebanen av en varig økning i noen av de mest sentrale forklaringsvariablene.

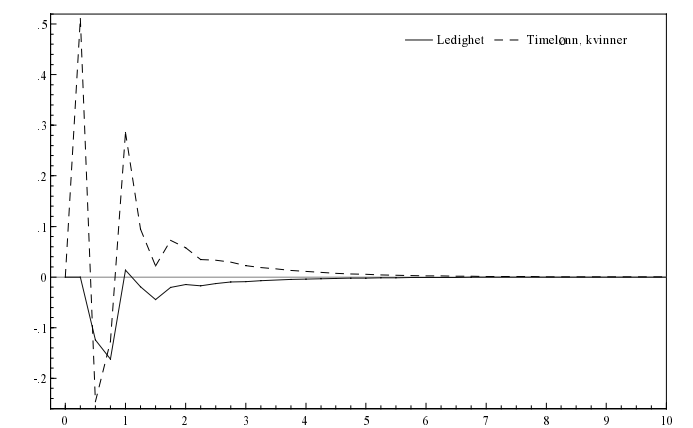
Figur 111. Ungdom 16-19 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter skift



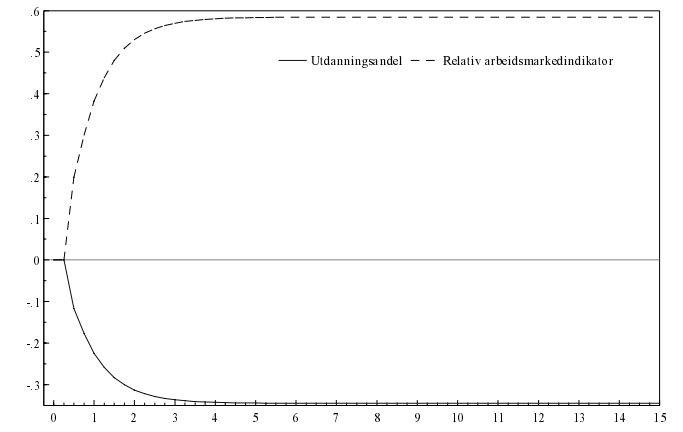
For Ungdom 16-19 år er det ifølge modellen endret ledighetsrate og reallønnsnivå etter skatt for kvinner som gir varige eller midlertidige endringer i yrkesprosenten. Både et permanent skift og et midlertidig sjokk har mer eller mindre uttømt sin effekt etter fem år (se figur 111 og 112). Initialt gir økt lønn et ganske kraftig løft i arbeidstilbudet til denne gruppa. Perioden etter er økningen mindre ved en varig økning og negativ ved et midlertidig sjokk. I fjerde kvartal er økningen ganske sterk, men mindre enn i det første. I de etterfølgende periodene er forløpet relativt glatt, til yrkesprosenten når en ny likevekt. Ved en permanent endring er yrkesprosenten 0,91 prosent høyere enn i referansealternativet på lang sikt, noe som tilsvarer en økning på 0,41 prosentpoeng. Kurven for ledighetsraten har et mindre hakkete forløp, og effekten på yrkesprosenten er også mindre. Fra tabell 47 ser vi at ett prosentpoengs økning i ledighetsraten reduserer yrkesandelen fra 0,45 til 0,40.

For Ungdom 20-24 år har vi sett på virkningen av en permanent og midlertidig endring i utdanningsandelen og den relative arbeidsmarkedsindikatoren for kvinner, og i tillegg en midlertidig endring i realdisponibel time-lønn for kvinner. Økningen i både utdanningsandelen og arbeidsmarkedsindikatoren har størst prosentvis

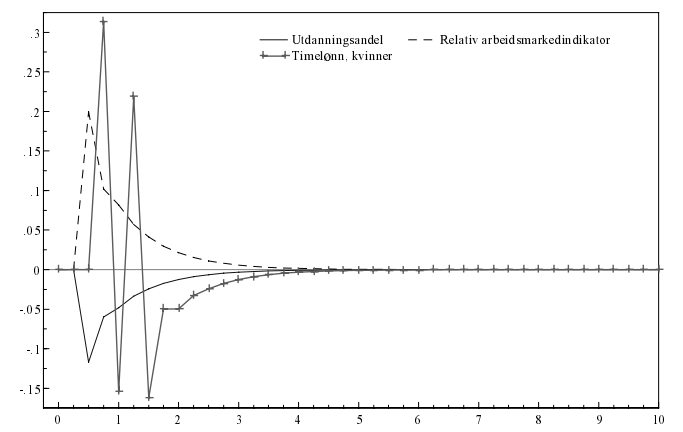
Figur 112. Ungdom 16-19 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett kvartal) økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter sjokk



Figur 113. Ungdom 20-24 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter skift



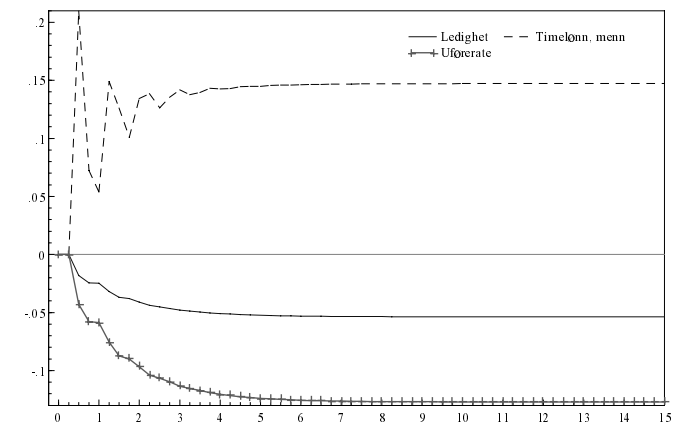
Figur 114. Ungdom 20-24 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett kvartal) økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter sjokk



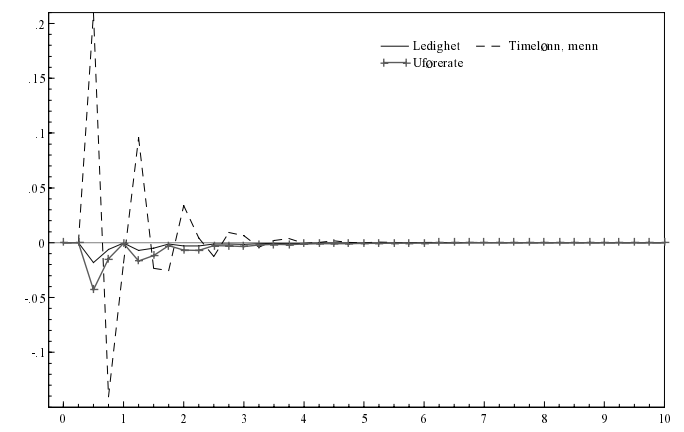
på yrkesprosenten etter et kvartal, da rundt en tredjedel av effekten allerede er uttømt, jamfør tabell 49. Banen mot en ny likevekt er glatt og likevekt oppnås rundt fire år etter skiftet eller sjokket. En midlertidig økning i timelønnen til kvinner har sterk effekt på yrkesprosenten i tre til syv kvartaler, og er helt uttømt etter 6 år, jamfør figur 113 og 114, samt tabell 48.

Menn 25-59 år skifter ifølge modellen tilpasning ved endringer ledighetsraten, realtimelønnen eller uføreraten. Både en permanent og en midlertidig endring i lønnen gir til dels store utslag på tilpasningen på kort sikt. Et kvartal etter en lønnsøkning på én prosent øker yrkesprosenten med 0,2 prosent, jamfør tabell 48. Kvartalet etter har lønnsøkningen negativ effekt på yrkesprosenten i tilfellet der økningen kun var midlertidig, jamfør figur 115 og 116. I tilfelle der lønnsøkningen er permanent er effekten på yrkesandelen lavere i 3. og 4. kvartal (henholdsvis 0,07 og 0,05) enn i 2. kvartal. Fem kvartaler etter økningen tar effekten seg opp igjen når økningen er permanent (0,15). Ved en midlertidig endring er effekten igjen positiv. Etter rundt fem år er effekten uttømt og yrkesprosenten har

Figur 115. Menn 25-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter skift



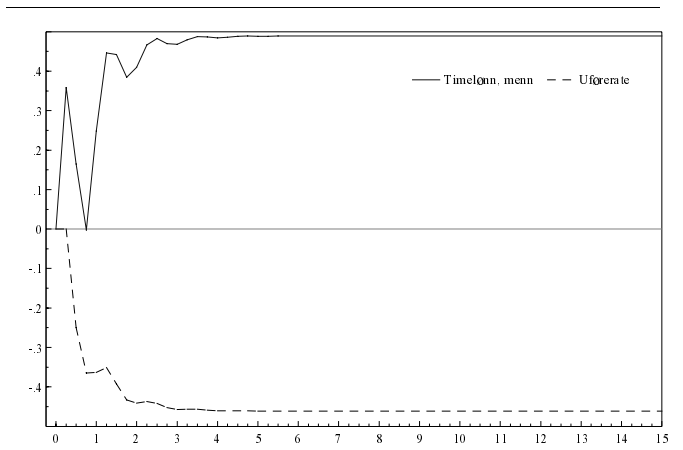
Figur 116. Menn 25-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett kvartal) økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter sjokk



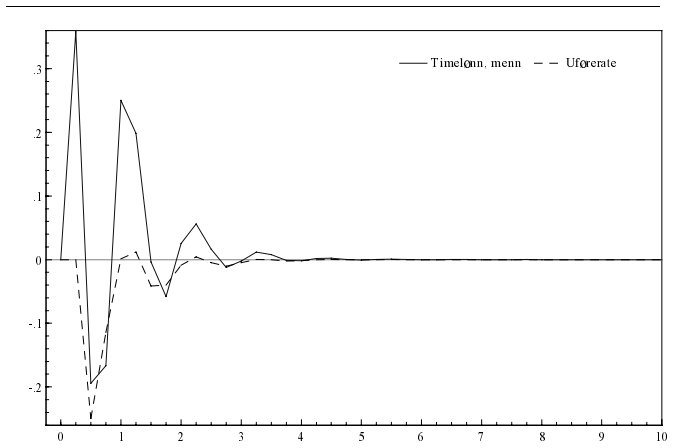
økt med 0,15 prosent. En økning i uføreraten eller ledighetsraten har negativ effekt på yrkesprosenten. De kortsiktige fluktasjonene er mindre sammenliknet med endringer i lønnen, og ny likevekt nås etter rundt fem år. En én prosents økning i uføreraten gir et fall i yrkesprosenten på 0,12 prosent, mens en ett prosentpoengs økning i ledighetsraten fra 4,1 til 5,1 prosent reduserer arbeidstilbudet fra 0,90 til 0,89 prosent, jamfør tabell 47.

Blant Menn 60-66 år har endringer i realdisponibel time-lønn og uføreraten effekt på yrkesprosenten. En økning i reallønnen på én prosent gir store utslag i arbeidstilbudet på kort sikt, jamfør figur 117 og 118. Effekten av lønnsøkningen er uttømt etter fire år, og ved en permanent økning har yrkesprosenten økt med nesten 0,5 prosent fra referansebanen. En permanent økning i uføreraten på én prosent har omtrent like stor negativ effekt på yrkesprosenten som en permanent lønnsøkning på én prosent. Forløpet mot en ny likevekt er mindre hakkete, og over halvparten av effekten er allerede uttømt to kvartaler etter skiftet. Fallet i yrkesprosenten på 0,46 prosent er nesten helt uttømt etter 3 år.

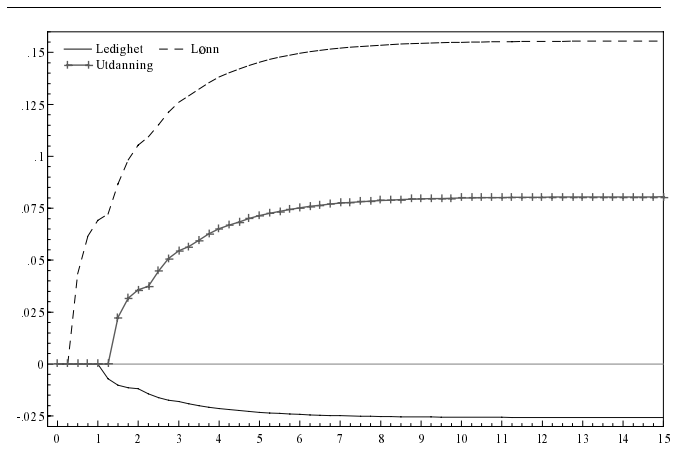
Figur 117 Menn 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter skift



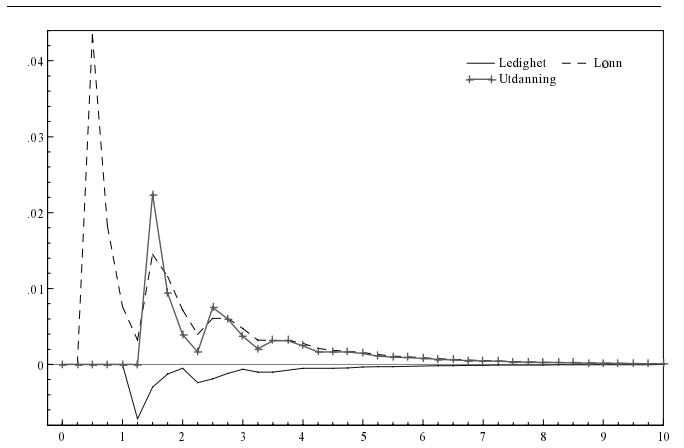
Figur 118. Menn 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett kvartal) økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter sjokk



Figur 119. Kvinner 25-39 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter skift



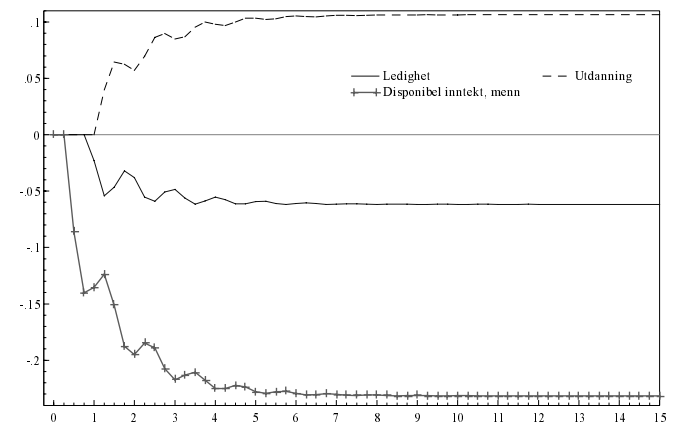
Figur 120. Kvinner 25-39 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett kvartal) økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter sjokk



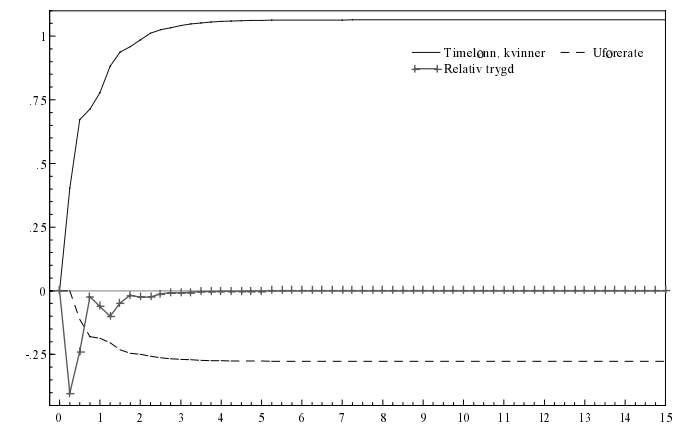
Yrkesprosenten til Kvinner 25-39 år endres ifølge modellen ved endringer i ledighetsraten, lønnsnivået og utdanningsraten. En økning i realdisponibel timelønn for kvinner har en relativt sterk effekt etter ett kvartal, men tilpasning til ny likevekt går relativt tregt sammenliknet med for de andre aldersgruppene, jamfør figur 119 og 120. Effekten av en permanent økning i lønnen er om lag uttømt etter syv år og yrkesprosenten har da økt med i overkant av 0,15 prosent. En økning i ledighetsraten har først effekt på arbeidstilbudet fire kvartaler etter et sjokk eller skift. Effekten er ikke stor, og fra tabell 47 ser vi at en permanent økning i ledigheten på ett prosentpoeng kun reduserer yrkesandelen fra 0,85 til 0,845 prosent. Siden effekten er så liten, uttømmes den relativt raskere enn økningen i lønnen. En permanent økning i andelen med høyere utdanning i forhold til de med kun grunnskole øker også arbeidstilbudet. Den første effekten av økt utdanningsandel blant kvinner kommer først etter fem kvartaler og forløpet mot nye likevekt er jevn og glatt og nås etter rundt syv år, jamfør tabell 50.

Blant Kvinner 40-59 år har i tillegg til endringer i utdanningsandelen og ledighetsraten også endringer i disponibel realinntekt for menn effekt på yrkesprosenten. I figur 121 og 122 ser vi at en økning i disponibel realkvartalsinntekt for menn reduserer arbeidstilbudet til kvinner et kvartal senere. Forløpet mot en ny stabil likevekt er forholdsvis hakkete og nås etter cirka fem år. Over 90 prosent av effekten er uttømt etter tre år. Fra tabell 48 ser vi at en permanent økning på én prosent i kvartalslønnen til menn reduserer yrkesprosenten med 0,23 prosent. En økning i andelen med høyere utdanning øker yrkesprosenten både på kort og lang sikt, jamfør figur 121 og 122, samt tabell 50. Effekten på yrkesprosenten kommer først etter fire kvartaler og forløpet er også her noe hakkete, med små negative effekter ved en midlertidig økning. Ny likevekt nås etter rundt fem år og en varig økning i andelen med høyere utdanning på én prosent øker yrkesprosenten med 0,11 prosent. En økning i ledigheten reduserer arbeidstilbudet etter tre kvartaler, jamfør tabell 47. Etter fem kvartaler er nærmere 90 prosent av effekten uttømt, men likevekten er ennå ikke stabil og det tar enda en del år før ny stabil likevekt nås. En økning i ledigheten på ett prosentpoeng reduserer yrkesandelen fra 0,83 til i underkant av 0,82 prosent.

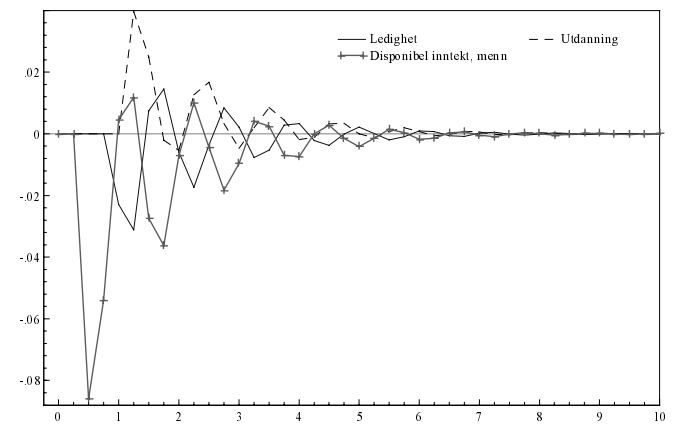
Figur 121. Kvinner 40-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter skift



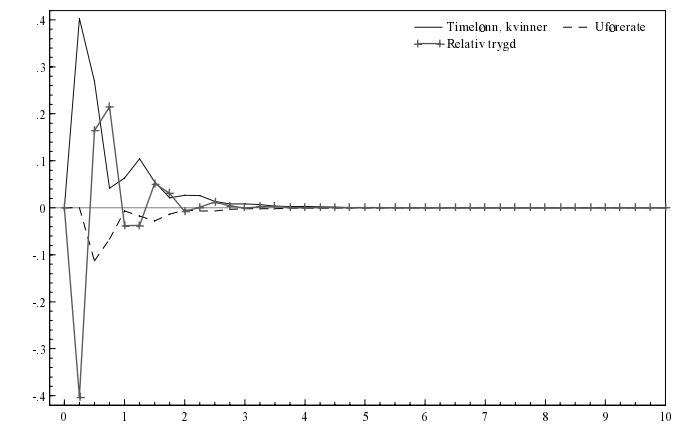
Figur 123. Kvinner 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en permanent økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter skift



Figur 122. Kvinner 40-59 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett kvartal) økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter sjokk



Figur 124. Kvinner 60-66 år. Prosentvis endring i yrkesprosenten ved en midlertidig (ett kvartal) økning i forklaringsvariable med én prosent. Antall år etter sjokk



Som blant Menn 60-66 år har permanente endringer realdisponibel timelønn og uføreraten effekt på yrkesprosenten blant Kvinner 60-66 år. I tillegg har endringer i utbetalt trygd i forhold til lønnsinntekt midlertidige effekter. Siden timelønnen inngår i uttrykket for forholdet mellom trygd og lønn, og variabelen har effekt initialt, mens lønn alene først får effekt etter et kvartal, vil en økning i både timelønn og trygd på en prosent ha samme prosentvise effekt (cirka 0,4 prosent) på yrkesprosenten initialt, bare med

motsatt fortegn (figur 123 og 124 samt tabell 48 og 50). På lang sikt gir en permanent økning i realdisponibel timelønn på én prosent en økning i yrkesprosenten på i overkant av en prosent. Effekten er uttømt etter rundt fire år. En permanent økning i uføreraten på én prosent reduserer yrkesprosenten med litt under 0,3 prosent og ny likevekt nås etter rundt fire år.

Tabell 47. Absolutte avvik i yrkesandelen fra referansebanen. Ett prosentpoengs varig økning i ledighetsraten

Kvartal etter skift	Ungdom		Menn		Kvinner		Pensjonister	
	16-19 år	20-24 år	25-59 år	60-66 år	25-39 år	40-59 år	60-66 år	67-74 år
0:1	-	-	-	-	-	-	-	-
0:2	-0,0125	-	-0,0037	-	-	-	-	-
0:3	-0,0285	-	-0,0050	-	-	-	-	-
0:4	-0,0272	-	-0,0051	-	-	-0,0042	-	-
1:1	-0,0291	-	-0,0066	-	-0,0013	-0,0101	-	-
1:2	-0,0335	-	-0,0077	-	-0,0019	-0,0087	-	-
1:3	-0,0355	-	-0,0079	-	-0,0022	-0,0059	-	-
1:4	-0,0370	-	-0,0085	-	-0,0023	-0,0071	-	-
2:1	-0,0386	-	-0,0092	-	-0,0027	-0,0103	-	-
2:2	-0,0399	-	-0,0094	-	-0,0031	-0,0110	-	-
2:3	-0,0409	-	-0,0097	-	-0,0033	-0,0094	-	-
2:4	-0,0418	-	-0,0101	-	-0,0034	-0,0090	-	-
3:1	-0,0425	-	-0,0103	-	-0,0036	-0,0105	-	-
3:2	-0,0431	-	-0,0104	-	-0,0038	-0,0115	-	-
3:3	-0,0436	-	-0,0106	-	-0,0040	-0,0110	-	-
3:4	-0,0440	-	-0,0107	-	-0,0041	-0,0103	-	-
4:1	-0,0443	-	-0,0108	-	-0,0042	-0,0107	-	-
4:2	-0,0446	-	-0,0109	-	-0,0043	-0,0115	-	-
4:3	-0,0448	-	-0,0110	-	-0,0043	-0,0115	-	-
4:4	-0,0450	-	-0,0110	-	-0,0044	-0,0111	-	-
5:1	-0,0452	-	-0,0111	-	-0,0045	-0,0110	-	-
5:2	-0,0453	-	-0,0111	-	-0,0045	-0,0114	-	-
5:3	-0,0454	-	-0,0112	-	-0,0046	-0,0116	-	-
5:4	-0,0455	-	-0,0112	-	-0,0046	-0,0114	-	-
6:1	-0,0456	-	-0,0112	-	-0,0047	-0,0113	-	-
6:2	-0,0456	-	-0,0112	-	-0,0047	-0,0114	-	-
6:3	-0,0457	-	-0,0113	-	-0,0047	-0,0116	-	-
6:4	-0,0457	-	-0,0113	-	-0,0047	-0,0115	-	-
7:1	-0,0458	-	-0,0113	-	-0,0048	-0,0114	-	-
7:2	-0,0458	-	-0,0113	-	-0,0048	-0,0115	-	-
7:3	-0,0458	-	-0,0113	-	-0,0048	-0,0115	-	-
7:4	-0,0458	-	-0,0113	-	-0,0048	-0,0116	-	-
8:1	-0,0459	-	-0,0113	-	-0,0048	-0,0115	-	-
8:2	-0,0459	-	-0,0113	-	-0,0048	-0,0115	-	-
8:3	-0,0459	-	-0,0113	-	-0,0048	-0,0115	-	-
8:4	-0,0459	-	-0,0113	-	-0,0048	-0,0116	-	-
9:1	-0,0459	-	-0,0113	-	-0,0049	-0,0115	-	-
9:2	-0,0459	-	-0,0113	-	-0,0049	-0,0115	-	-
9:3	-0,0459	-	-0,0113	-	-0,0049	-0,0115	-	-
9:4	-0,0459	-	-0,0113	-	-0,0049	-0,0116	-	-

Tabell 48. Prosentvis avvik i yrkesprosenten fra referansebanen. En prosents varig økning i disponibel reallønn for menn (Menn 25-59 og 60-66 år) og disponibel reallønn for kvinner (Kvinner 25-36 og 60-66 år og ungdom 16-19 og 20-24år) samt disponibel kvartalsinntekt for menn (Kvinner 40-59 år)

Kvartal etter skift	Ungdom		Menn		Kvinner		
	16-19 år	20-24 år	25-59 år	60-66 år	25-39 år	40-59 år	60-66 år
0:1	0,511	-	-	0,358	-	-	0,403
0:2	0,264	-	0,210	0,164	0,043	-0,086	0,672
0:3	0,137	0,314	0,072	-0,002	0,062	-0,140	0,714
0:4	0,422	0,160	0,054	0,248	0,069	-0,135	0,778
1:1	0,517	0,378	0,149	0,446	0,072	-0,124	0,882
1:2	0,539	0,217	0,126	0,442	0,087	-0,151	0,938
1:3	0,612	0,168	0,101	0,385	0,098	-0,188	0,959
1:4	0,670	0,118	0,134	0,410	0,105	-0,195	0,985
2:1	0,704	0,085	0,139	0,466	0,109	-0,185	1,011
2:2	0,738	0,061	0,126	0,483	0,115	-0,189	1,025
2:3	0,767	0,044	0,135	0,470	0,121	-0,207	1,033
2:4	0,790	0,032	0,142	0,468	0,126	-0,217	1,042
3:1	0,809	0,023	0,138	0,480	0,129	-0,213	1,048
3:2	0,825	0,016	0,140	0,487	0,132	-0,211	1,052
3:3	0,838	0,012	0,143	0,486	0,135	-0,218	1,055
3:4	0,849	0,008	0,143	0,484	0,138	-0,225	1,057
4:1	0,858	0,006	0,143	0,486	0,140	-0,225	1,059
4:2	0,866	0,004	0,145	0,488	0,142	-0,222	1,060
4:3	0,872	0,003	0,145	0,489	0,144	-0,224	1,061
4:4	0,877	0,002	0,145	0,488	0,145	-0,228	1,062
5:1	0,882	0,002	0,146	0,488	0,147	-0,229	1,063
5:2	0,885	0,001	0,146	0,489	0,148	-0,228	1,063
5:3	0,888	0,001	0,146	0,489	0,149	-0,228	1,063
5:4	0,891	0,001	0,146	0,489	0,150	-0,229	1,063
6:1	0,893	-	0,146	0,489	0,150	-0,231	1,063
6:2	0,894	-	0,147	0,489	0,151	-0,230	1,064
6:3	0,896	-	0,147	0,489	0,152	-0,230	1,064
6:4	0,897	-	0,147	0,489	0,152	-0,230	1,064
7:1	0,898	-	0,147	0,489	0,153	-0,231	1,064
7:2	0,899	-	0,147	0,489	0,153	-0,231	1,064
7:3	0,899	-	0,147	0,489	0,153	-0,231	1,064
7:4	0,900	-	0,147	0,489	0,154	-0,231	1,064
8:1	0,900	-	0,147	0,489	0,154	-0,231	1,064
8:2	0,901	-	0,147	0,489	0,154	-0,231	1,064
8:3	0,901	-	0,147	0,489	0,154	-0,231	1,064
8:4	0,901	-	0,147	0,489	0,154	-0,231	1,064
9:1	0,901	-	0,147	0,489	0,155	-0,231	1,064
9:2	0,902	-	0,147	0,489	0,155	-0,232	1,064
9:3	0,902	-	0,147	0,489	0,155	-0,232	1,064
9:4	0,902	-	0,147	0,489	0,155	-0,231	1,064

Tabell 49. Prosentvis avvik i yrkesprosent fra referansebanen. En prosents varig økning i utdanningsandel og relativ arbeidsmarkedsindikator for kvinner (Ungdom 20-24 år), uførerater (Menn 25-59 og 60-66 år)

Kvartal etter skift	Ungdom 20-24 år		Menn 25-59 år	Menn 60-66 år
	Utd.andel	Arb.m.ind	Uførerate	Uførerate
0:1	-	-	-	-
0:2	-0,117	0,199	-0,043	-0,250
0:3	-0,177	0,301	-0,058	-0,364
0:4	-0,225	0,382	-0,059	-0,363
1:1	-0,259	0,439	-0,075	-0,351
1:2	-0,283	0,480	-0,087	-0,393
1:3	-0,300	0,509	-0,090	-0,433
1:4	-0,313	0,530	-0,097	-0,441
2:1	-0,322	0,546	-0,104	-0,437
2:2	-0,329	0,557	-0,107	-0,442
2:3	-0,333	0,564	-0,110	-0,452
2:4	-0,337	0,570	-0,113	-0,457
3:1	-0,339	0,574	-0,116	-0,456
3:2	-0,341	0,577	-0,117	-0,457
3:3	-0,342	0,579	-0,119	-0,459
3:4	-0,343	0,581	-0,121	-0,460
4:1	-0,343	0,582	-0,122	-0,461
4:2	-0,344	0,582	-0,123	-0,460
4:3	-0,344	0,583	-0,123	-0,461
4:4	-0,345	0,583	-0,124	-0,461
5:1	-0,345	0,584	-0,124	-0,461
5:2	-0,345	0,584	-0,125	-0,461
5:3	-0,345	0,584	-0,125	-0,461
5:4	-0,345	0,584	-0,126	-0,461
6:1	-0,345	0,584	-0,126	-0,462
6:2	-0,345	0,584	-0,126	-0,462
6:3	-0,345	0,584	-0,126	-0,462
6:4	-0,345	0,584	-0,126	-0,462
7:1	-0,345	0,584	-0,126	-0,462
7:2	-0,345	0,584	-0,127	-0,462
7:3	-0,345	0,584	-0,127	-0,462
7:4	-0,345	0,584	-0,127	-0,462
8:1	-0,345	0,584	-0,127	-0,462
8:2	-0,345	0,584	-0,127	-0,462
8:3	-0,345	0,584	-0,127	-0,462
8:4	-0,345	0,584	-0,127	-0,462
9:1	-0,345	0,584	-0,127	-0,462
9:2	-0,345	0,584	-0,127	-0,462
9:3	-0,345	0,584	-0,127	-0,462
9:4	-0,345	0,584	-0,127	-0,462

Tabell 50. Prosentvis avvik i yrkesprosent fra referansebanen. En prosents varig økning i utdanningsnivå (Kvinner 25-39 og 40-59 år) samt uførerate og disponibel trygd i forhold til lønnsinntekt (Kvinner 60-66 år)

Kvartal etter skift	Kvinner 25-39 år	Kvinner 40-59 år	Kvinner 60-66 år	
	Utd. nivå	Utd. nivå	Uførerate	Trygd
0:1	-	-	-	-0,402
0:2	-	-	-0,113	-0,238
0:3	-	-	-0,180	-0,024
0:4	-	-	-0,186	-0,062
1:1	-	0,040	-0,204	-0,099
1:2	0,022	0,065	-0,232	-0,048
1:3	0,032	0,062	-0,245	-0,017
1:4	0,036	0,057	-0,250	-0,025
2:1	0,037	0,070	-0,257	-0,024
2:2	0,045	0,086	-0,264	-0,012
2:3	0,051	0,090	-0,267	-0,007
2:4	0,054	0,085	-0,269	-0,008
3:1	0,057	0,087	-0,271	-0,006
3:2	0,060	0,095	-0,273	-0,003
3:3	0,063	0,100	-0,274	-0,003
3:4	0,065	0,098	-0,275	-0,002
4:1	0,067	0,097	-0,275	-0,002
4:2	0,068	0,100	-0,276	-0,001
4:3	0,070	0,103	-0,276	-0,001
4:4	0,071	0,103	-0,276	-0,001
5:1	0,073	0,102	-0,276	-
5:2	0,074	0,103	-0,277	-
5:3	0,074	0,105	-0,277	-
5:4	0,075	0,105	-0,277	-
6:1	0,076	0,105	-0,277	-
6:2	0,076	0,105	-0,277	-
6:3	0,077	0,105	-0,277	-
6:4	0,077	0,106	-0,277	-
7:1	0,078	0,106	-0,277	-
7:2	0,078	0,106	-0,277	-
7:3	0,078	0,106	-0,277	-
7:4	0,079	0,106	-0,277	-
8:1	0,079	0,106	-0,277	-
8:2	0,079	0,106	-0,277	-
8:3	0,079	0,106	-0,277	-
8:4	0,079	0,106	-0,277	-
9:1	0,080	0,106	-0,277	-
9:2	0,080	0,106	-0,277	-
9:3	0,080	0,106	-0,277	-
9:4	0,080	0,106	-0,277	-

Referanser

- Ashenfelter, O. og Heckman, J. (1974): The Estimation of Income and Substitution Effects in a Model of Family Labor Supply, *Econometrica* **42**, 73-85.
- Becker, G. S. (1965): The Theory of the Allocation of Time, *The Economic Journal*, 493-517.
- Blundell, R. og MaCurdy, T. (1999): Labour Supply : A review of alternative approaches, i Ashenfelter, O. og Card, D. (red.): *Handbook of Labor Economics* **3**, North-Holland, Amsterdam.
- Bowitz, E. (1992): *Offentlige stønader til husholdninger - en økonometrisk undersøkelse og modellanalyse*, Sosiale og økonomiske studier 80, Statistisk sentralbyrå.
- Bowitz, E. (1997): Disability benefits, replacement ratios and the labour market. A time series approach, *Applied Economics* **25**, 13, 1075-1091.
- Cappelen, Å. (1992): MODAG - A macroeconomic model of the Norwegian economy, i Bergman, L. og Olsen, Ø. (red.): *Economic modeling in the nordic countries*, Contributions to economic analysis 210, North-Holland, Amsterdam.
- Chow, G. C. (1960): Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions, *Econometrica* **28**, 591-605.
- Christensen, A. M. og Knudsen, D. (1992): MONA: A Quarterly Model of Danish Economy, *Economic Modelling* **9**, 1, 10-74.
- Doornik, J. A. og Hendry, D. F. (1997): PcGive 9.0, International Thomson Business Press, London.
- Eaton, A. og Quandt, R. E. (1983): A model of rationing and labour supply: Theory and Estimation, *Economica* **50**, 221-233.
- Engle, R. F., Hendry, D. F. og Richard, J.-F. (1983): Exogeneity, *Econometrica* **51**, 277-304.
- Hove, S. I. og Eika, T. (1994): KVARTS: Modellen bak prognosene, *Økonomiske analyser* 9/94, Statistisk sentralbyrå.
- Killingsworth, M. R. (1983): *Labor Supply*, Cambridge Surveys of Economic Literature, Cambridge University press, New York.
- Killingsworth, M. R. og Heckman, J. J. (1986): Female Labor Supply: A Survey, i Ashenfelter, O. og Layard, R. (red.): *Handbook of Labor Economics* **1**, North-Holland, Amsterdam.
- Kraval, Ø. (1994): The importance of economic activity, economic potential and economic resources for the timing of first births in Norway, *Population Studies* **48**, 249-267.
- Kraval, Ø. (1996): How the local supply of day-care centers influences fertility in Norway: A parity-specific approach, *Population Research and Policy Review* **15**, 201-218.
- Lindquist, K.-G., Sannes, L. og Stølen, N. M. (1990): *Arbeidstilbudet i Modag - En analyse av utviklingen i yrkesdeltakingen for ulike sosiodemografiske grupper*, Rapporter 90/4, Statistisk sentralbyrå.
- McElroy, M. og Horney, M. (1981): Nash-bargained household decisions: toward a generalization of the theory of demand, *International Economic Review* **22**, 333-349.
- OECD (1995): The OECD Jobs Study: Taxation, Employment and Unemployment, OECD, Paris.
- Pencavel, J. (1986): Labor Supply of Men: A Survey, i Ashenfelter, O. og Layard, R. (red.): *Handbook of Labor Economics, Volume 1*, North-Holland, Amsterdam.
- Rønsen, M. og Sundstrøm, M. (1996): Maternal employment in Scandinavia: A comparison of the after-birth employment activity of Norwegian and Swedish mothers, *Journal of Population Economics* **9**, 267-286.

Rønsen, M. (1998): Fertility and Public Policies - Evidence from Norway and Finland, Documents 98/12, Statistisk sentralbyrå.

Svendsen, I. (1999): Female labour participation rates in Norway - trends and cycles, Discussion Papers 253, Statistisk sentralbyrå.

Turner, D. S., Wallis, K. F. og Whitley, J. D. (1989): Differences in the properties of large-scale macroeconomic models: The role of labour market specifications, *Journal of Applied Econometrics* **4**, 317-344.

Willman, A., Kortelainen, M., Männistö, H.-L. og Tujula, M. (1998): The BOF5 Macroeconomic Model of Finland, Structure and Equations, Discussion Papers 10/98, Bank of Finland.

Zakariassen, H.-M. B. (1994): *Tilbud av arbeidskraft i Norge - En empirisk analyse på kvartalsdata for perioden 1972 til 1990*, Rapporter 94/3, Statistisk sentralbyrå.

Aaberge, R., Colombino, U. og Strøm, S. (1997): Welfare effects of proportional taxation: Empirical evidence from Italy, Norway and Sweden, Discussion Papers 171, Statistisk sentralbyrå.

Aaberge, R., Dagsvik, J. K. og Strøm, S. (1995): Labour supply responses and welfare effects of tax reforms, *Scandinavian Journal of Economics* **97**, 635-659.

Aarbu, K. O. og Thoresen, T. O. (1997): The Norwegian Tax Reform: Distributional Effects and the High-income Response, Discussion Papers 207, Statistisk sentralbyrå.

Vedlegg A

Datakilder og variabelforklaring

Data er hentet fra databasene MATAUK.DB, INNTEKT95.DB og AARDAT95.DB som alle ligger på arkivet SSB/FRISCH/FAME/MODAG/TIDSSERIER. Kvartalsdataene er i tillegg til de nevnte databasene også hentet fra INR.DB, som ligger på SSB/FRISCH/FAME/INR. Disse databasene bygger på data som er hentet fra Nasjonalregnskapet, Arbeidskraftregnskapet (AKU) og Befolkningsstatistikken. Vedlegg B gjennomgår makroer som benyttes til å generere blant annet yrkesprosentene og utdanningsvariable.

```
lyp16=log (YP16 / (1-YP16)) ;
lyp20=log ((YP20-NVPL20) / (1-
YP20+NVPL20)) ;
lypm25=log (YPM25 / (1-YPM25)) ;
lypm60=log (YPM60 / (1-YPM60)) ;
lypk25=log ((YPK2539) / (1-YPK2539)) ;
lypk45=log ((YPK4059) / (1-YPK4059)) ;
lypk60=log ((YPK6066) / (1-YPK6066)) ;
lyp67=log (YP67 / (1-YP67)) ;
```

```
dlyp16=diff (lyp16, 1) ;
dlyp20=diff (lyp20, 1) ;
dlypm25=diff (lypm25, 1) ;
dlypm60=diff (lypm60, 1) ;
dlypk25=diff (lypk25, 1) ;
dlypk45=diff (lypk45, 1) ;
dlypk60=diff (lypk60, 1) ;
dlyp67=diff (lyp67, 1) ;
```

```
lwtg=log (WW* (1-TRTNW) / PC) ;
lwmtg=log (WWK* (1-TRTNW) / PC) ;
lwktg=log (WWK* (1-TRTNW) / PC) ;
lwwnm=log (WWNM* (1-TRTNW) / PC) ;
ltdp=log (TD/PC) ;
ltda=log ((TDK*1000) / (WWK*HWAAR* (1-
TGW)) ;
```

```
dlwktg=diff (lwktg, 1) ;
dlwnm=diff (lwwnm, 1) ;
dltdp=diff (ltdp, 1) ;
dltda=diff (ltda, 1) ;
```

```
dUR=diff (UR, 1) ;
lur=log (UR) ;
dlur=diff (lur, 1) ;
```

```
lnwki=log (NWKI) ;
lrwki=log (NWKI/NB20)
```

```
lnnu16=log (NNU16) ;
lnnu20=log (NNU20) ;
dlnnu16=diff (lnnu16, 1) ;
```

```
dlnnu20=diff (lnnu20, 1) ;
```

```
lnu16=log (NBU16/NB16) ;
lnu20=log (NBU20/NB20) ;
```

```
lufm25=log (UFRM1659) ;
lufm60=log (UFRM6066) ;
lufk40=log (UFRK4059) ;
lufk60=log (UFRK6066) ;
```

```
dlufm25=diff (lufm25, 1) ;
dlufm60=diff (lufm60, 1) ;
dlufk40=diff (lufk40, 1) ;
dlufk60=diff (lufk60, 1) ;
```

```
luhg25=log (HUPG2539/GUPG2539) ;
luhg40=log (HUPG4059/GUPG4059) ;
lbk03=log (BK03) ;
BK03=BEF0003/BEFK2539;
```

```
D84=dummy (1984, 1, 1984, 1) ;
D86=dummy (1986, 1, 1986, 1) ;
D87=dummy (1987, 1, 1987, 1) ;
D95=dummy (1995, 1, 1995, 1) ;
```

```
TIDYP67= insample (1976, 1, 1976, 1) ?
1: lag (TIDYP67, 1)+1;
TIDkv=sqrt (TIDYP67) ;
```

YP: Yrkesprosent for gruppe i, i = 1619, 2024, M2559, M6066, K2539, K4059; K6066 og 6774.

AKU_i: Antall arbeidsledige, gruppe i.

N_i: Antall sysselsatte personer, gruppe i.

NT_i: Arbeidstilbud antall personer, gruppe i.

BEF_i: Middelfolkemengden, gruppe i.

BEF0003: 0-3 år, middelfolkemengde.

BEFK2539: Kvinner 25-39 år, middelfolkemengde.

UR: Arbeidsledighetsraten ifølge

Arbeidskraftundersøkelsen (AKU), korrigeret for brudd

1996. På kvartalsdataene er variabelen URKORR

benyttet. Denne nedjusterer ledigheten i 1975.

NVPL20: Andel vernepliktige 20-24 år.

NNUi: Andel av ungdomsgruppen (i=16, 20) under utdanning.

NBUi: Antall i ungdomsgruppen (i=16, 20) under utdanning.

NBi Antall personer i ungdomsgruppen (i=16, 20) per 31.12.

NUi: Andel av ungdomsgruppen (i=16, 20) under utdanning (På kvartalsdata er NNUi og NUi sammenfallende).

NWKI: Arbeidsmarkedsindikator for kvinner 1000 personer.

RWKI_i: Arbeidsmarkedsindikator for kvinner 1000 personer i forhold til antall personer i gruppe *i*.
 UFR_{*i*}: Uførerate, gruppe *i*.
 WW: Timelønssats for utbetalt lønn totalt.
 WWK: Timelønssats for kvinner i henhold til arbeidskraftregnskapet.
 WWMN: Normalårslønn, menn.
 TRTNW: Gjennomsnittsskattesats for lønnstakere.
 TGW: Gjennomsnittsskattesats for art *r* og sosioøkonomiskgruppe *k*. Benyttet på kvartalsdata, da tilbakegående (etter 1978) seirer av TRTNW ikke eksisterer.
 PC: Nasjonalregnskapets prisindeks for privat konsum.
 KPI: Konsumprisindeksen (benyttet som deflator på kvartalsdataene).
 WMTG: disponibel reallønn menn.
 WKTG: disponibel reallønn kvinner.
 WTG :disponibel reallønn totalt.
 TD: Disponibel trygd.
 TDK: Disponibel trygd per kvartal.
 HWAAR: Gjennomsnittlig arbeidstid i løpet av et år.
 GUPG_{*i*}: Andel kvinner, (*i*=2539, 4059) med grunnskole som høyeste avsluttede utdanning.
 HUPG_{*i*}: Andel kvinner, (*i*=2539, 4059) med 13 år eller mer utdanning utover grunnskole.
 UHG_{*i*}: Indikator på utdanningsnivå, kvinner.
 Dk: Dummy, lik én i år *k*, 0 ellers.
 TIDYP67: Trendvariabel lik 1 i år 1976, deretter $T_t = T_{t-1} + 1$.
 TIDkv: Kvadratroten av TIDYP67.

$$YP_i = NT_i / BEF_i$$

$$NT_i = N_i + AKUL_i$$

Makroer som genererer variable til bruk i arbeidstilbudsblokken i MODAG og KVARTS

Vedlagt følger et sett makroer som brukes i oppdatering av sentrale variable i arbeidstilbudsblokken i MODAG og KVARTS. Makroene ligger på arkivet /SSB/FRISCH/FAME/MODAG/MATAUK/PROG, og har extension .inp. Data som genereres legges i hovedsak på FAME-databasen /SSB/FRISCH/FAME/MODAG/TIDSSERIER/MATAUK.DB og /SSB/FRISCH/FAME/INR/INR.DB. I makroen OPPDATA.INP genereres yrkesprosentene og ledighetsraten for årsdataene, og i makroen NYAKU.INP genereres yrkesprosentene for kvartalsdata. Makroene er lagt ved sammen med enkelte kommentarer til beregningene. Før OPPDATA.INP kjøres må man kjøre makroene OPPDATB.INP og OPPDATS.INP. Disse er lagt ved til slutt. I OPPDATB.INP beregnes en del befolkningsstørrelser, mens det i OPPDATS.INP blant annet beregnes andeler under utdanning, utdanningsnivå for gifte kvinner og andel vernepliktige. I makroen UTDAR.INP glattes og trendforlenges utdanningsandeler for kvinner etter alder. Makroen med kommentarer er lagt ved.

Kommentarer til OPPDATA.INP

Avstemning av antall sysselsatte fra og med 1986

Fra AKU hentes tall for antall sysselsatte (NA_{je}) og arbeidsledige ($AKUL_{je}$) personer etter alder, ekteskapelig status og kjønn, hvor $e = (16, 20, 25, 2539, 4059, 60, 67, G, U)$ og j angir kjønn (K, M). G og U angir henholdsvis gift og ugift, mens $16 = 16-19$ år, $20 = 20-24$ år, $25 = 25-59$ år, $2539 = 25-39$ år, $4059 = 40-59$ år, $60 = 60-66$ år og $67 = 67-74$ år.

Antall sysselsatte i AKU er ikke identisk med antall sysselsatte i Nasjonalregnskapet (NR). Derfor foretas det en avstemning av AKU-tallene mot NR-tallene. Fordelingen av sysselsatte i AKU på alder, kjønn og ekteskapelig status brukes som fordelingsnøkler, mens det samlede antall sysselsatte tas fra NR. Resultatet er Ne ; antall sysselsatte i sosiodemografisk gruppe e , i henhold til NR. Avstemningen er vist i relasjon (B.1). NA_j og N_j angir det samlede antall sysselsatte fordelt på kvinner og menn i henholdsvis AKU og NR.

Antall sysselsatte i NR omfatter blant annet utenlandske statsborgere som er sysselsatt i norsk utenlandsk sjøfart (NUS_j). Denne gruppen varierer over tid og hadde en kraftig oppgang siste halvdel av 1980-tallet. I vår beregning av yrkesprosent og ledighetsrate har vi valgt å justere for disse.

I (B.1) disaggregeres antall sysselsatte etter kjønn i henhold til NR, fratrukket antall utenlandske

statsborgere i norsk utenriks sjøfart, etter alder og ekteskapelig status.

$$(B.1) N_{je} = (NA_{je} / NA_j) * (N_j - NUS_j)$$

For gruppene hvor det ikke skilles etter kjønn (ungdom og pensjonister) gjelder følgende uttrykk:

$$(B.2) Ne = (NAKe / NAK) * (NK - NUSK) + (NAME / NAM) * (NM - NUSM)$$

Avstemning av antall sysselsatte til og med 1985

Som følge av hovedrevisjonen av NR har vi måttet avstemme tilbakegående AKU-tall mot reviderte, tilbakeførte NR-serier. På et tidligere tidspunkt er imidlertid NA_e og NA_j for årene 1978-85 blitt slettet. Beregningen av antall sysselsatte etter sosiodemografisk gruppe avstemt mot NR for denne perioden avviker derfor fra øvrige perioder. I relasjon (B.3) avledes fordelingsnøklerne (NA_e / NA_j) fra databaser som inneholder serier fra før hovedrevisjonen, hvor $gml'Ne$ er antall sysselsatte i gruppe e i tidligere MATAUK-versjon (GMATAUK.DB) og $work'GN_j$ er antall sysselsatte, kjønn j , i henhold til NR før hovedrevisjonen (MAI94A.DB). I (B.4) er de avledede fordelingsnøklerne satt inn i (B.1).

$$(B.3) NA_e / NA_j = gml'Ne / work'GN_j$$

$$(B.4) matauk'Ne = (gml'Ne / work'GN_j) * (N_j - NUS_j)$$

For ungdom og pensjonister har det ikke vært mulig å regne seg tilbake til de opprinnelige nøklene. For disse gruppene bruker vi tidligere verdier på antall sysselsatte.

I forbindelse med ny inndeling av voksne kvinner etter alder ble det i 1998 på nytt lagt inn tilbakegående serier fra AKU for kvinner i aldersgruppene 25-39 år, 40-59 år og 60-66 år. Beregningen av Ne_j for disse gruppene er derfor identisk over alle perioder.

Antall arbeidsledige etter sosiodemografisk gruppe hentes direkte fra AKU. Tilbakegående ledighetstall for kvinner i aldersgruppene 25-39 år, 40-59 år og 60-66 år ble lagt inn fra AKU-databasen i 1998. Vi har samtidig revidert antall ledige ugifte kvinner slik at summen $AKUL_{GK} + AKUL_{UK}$ stemmer med summen $AKUK_{2539} + AKUK_{4059} + AKUK_{6066}$. Tilsvarende justering gjøres for antall sysselsatte ugifte kvinner.

Videre beregning av yrkesprosenten og ledighet

Summen av antall sysselsatte (N_{je}) og antall ledige (AKU_{Lje}) danner arbeidstilbudet i antall personer i sosiodemografisk gruppe e (NT_{je}). Yrkesprosenten (YP_{je}) beregnes deretter som forholdet mellom antall personer som tilbyr arbeid og antall personer i populasjonen (BEF_{je}); $YP_{je} = NT_{je} / BEF_{je}$. BEF_{je} er størrelsen på befolkningen i gruppe (j, e), regnet som årsgjennomsnitt (middelfolkemengden).

Ledighetsraten i makro (UR) beregnes som antall ledige ifølge AKU, relativt til det samlede arbeidstilbudet. Samlet arbeidstilbud regnes her som summen av antall ledige (AKUL) og antall sysselsatte ifølge NR (AARDAT'NTOT) fratrukket utenlandske sjøfolk i norsk utenriks sjøfart (NUS).

Fra og med 1996 har AKU utvidet antall undersøkelses- uker til å omfatte alle årets uker. Endringen har ført til at ledighetsraten har økt med anslagsvis 0,5 prosent- poeng. Dette korrigeres det for i de tilbakegående seriene ($URKORR$).

MAKRO OPPDATA.INP

```
----- MAKRO SOM OPPDATERER TALL FOR ANTALL
SYSSELSATTE,
----- ARBEIDSSTYRKEN
----- OG YRKESANDELER ETTER KJOENN, ALDER
OG EKTESKAPELIG STATUS PAA
----- UNDERARKIVET ARBDAT SOM ER AVSTEMT
MOT ARBEIDSKRAFTREGNSKAPET.
----- MAKROENE OPPDATB OG OPPDATS MAA
KJOERES FOERST, OG TALL FOR
---- SYSSELSATTE OG ARBEIDSLOESE PERSONER
IFLG. AKU NA(EJ), NA(J),
----- AKUL(EJ) OG AKUL(J) PAA UNDERARKIVET
ARBDAT MAA OPPDATERES
----- MANUELT FOERST. INDEKSER I PARANTES.
SE INTERNT NOTAT NO. 89/32. ***
```

```
open <acc r> "$FF/modag/matauk/gmatauk" as gml
open <acc r> "/ssb/frisch/fame/modag/mai94a" as mai
--- hadde nd-verdier i 1978-1985 og må hente fra
gammel versjon juli 1997
-- og justeres NGK mv. før 1986
```

```
work'gnk=mai'nwk99+mai'nsk99
work'gnm=mai'nw99+mai'ns99-work'gnk
work'gntot=gnk+gnm
```

```
search matauk,lister,aardat
date *
matauk'ngk=gml'ngk*((nk-nusk)/work'gnk)
matauk'nuk=gml'nuk*((nk-nusk)/work'gnk)
matauk'nm25=gml'nm25*((nm-nusm)/work'gnm)
matauk'nm60=gml'nm60*((nm-nusm)/work'gnm)
matauk'n67=gml'n67
```

```
matauk'n16=gml'n16
matauk'n20=gml'n20
matauk'nu16=gml'nu16
matauk'nu20=gml'nu20
matauk'ni16=gml'ni16
matauk'ni20=gml'ni20
close gml, mai
```

```
matauk'nak2539=nak25
matauk'nak4059=nak40
matauk'nak6066=nak60
```

```
matauk'nk2539=nk25
matauk'nk4059=nk40
matauk'nk6066=nk60
```

```
matauk'akulk2539=akuk25
matauk'akulk4059=akuk40
matauk'akulk6066=akuk60
```

```
-- lager tall før 1986 for akulgk,akuluk,
work'akulukgk=akulgk+akuluk
date firstvalue(akulk2539) to 1986
set akulgk=akulk2539+akulk4059+akulk6066-akuluk
set akuluk=akulukgk-akulgk
```

```
date firstvalue(akulk2539)to slutt
set akuluk=akulk2539+akulk4059+akulk6066-akulgk
set nauk=nak2539+nak4059+nak6066-nagk
```

```
date start to slutt
-----
```

```
----- NAK er lest inn manuellt med tall fra
Grunntabeller (AKU) før 1986
```

```
search matauk,lister,aardat
```

```
date firstvalue(nam) to slutt -- når start er før 1986
```

```
set NAK= NAK16+ NAK20+ NAK2539+
NAK4059+NAK6066+ NAK67
set NAM= NAM16+ NAM20+ NAM25+ NAM60+
NAM67
set natot=nak+nam
```

```
set NGK = ( NAGK/NAK)*(NK-NUSK)
set NUK = ( NAUK/NAK)*(NK-NUSK)
set NM25=( NAM25/NAM)*(NM-NUSM)
set NM60=( NAM60/NAM)*(NM-NUSM)
set N67 = ( NAK67/NAK)*(NK-NUSK) + (
NAM67/NAM)*(NM-NUSM)
set N16 = ( NAK16/NAK)*(NK-NUSK) + (
NAM16/NAM)*(NM-NUSM)
set N20 = ( NAK20/NAK)*(NK-NUSK) + (
NAM20/NAM)*(NM-NUSM)
set NU16=( NAU16/( NAK16+ NAM16))*N16
set NU20=( NAU20/( NAK20+ NAM20))*N20
```

```
set NK2539=( NAK2539/NAK)*(NK-NUSK)
set NK4059=( NAK4059/NAK)*(NK-NUSK)
set NK6066=( NAK6066/NAK)*(NK-NUSK)
```

```
DATE *
```

```
--
AKULK25=AKUK25/(AKUK25+AKUK40+AKUK60)*(A
KULGK+AKULUK)
```

```
--
AKULK40=AKUK40/(AKUK25+AKUK40+AKUK60)*(A
KULGK+AKULUK)
```

```
--
AKULK60=AKUK60/(AKUK25+AKUK40+AKUK60)*(A
KULGK+AKULUK)
```

```
matauk'NI16=N16-NU16- NBVPL16
matauk'NI20=N20-NU20- NBVPL20
```

```
loop for i in nl(befli)
matauk'NT&i=N&i+ AKUL&i
matauk'YP&i=NT&i/ BEF&i
end loop
```

```
matauk'YP16EV=(NT16- NBVPL16)/ NB16
matauk'YP20EV=(NT20- NBVPL20)/ NB20
```

```
date start to slutt
set AKUL =
convert(normap'sys.NATAK.an.U,a,const,average)
set AKULLANG = AKUL-AKULKORT
set AKULM=AKUL-AKULK
date *
```

```
matauk'NT = AARDAT'Ntot-nus + AKUL
matauk'YP=NT/ bef1674
matauk'UR = 100 * AKUL/(AKUL + AARDAT'ntot-nus)
```

```
matauk'URLANG = 100*AKULLANG/NT
matauk'URKORT = 100*AKULKORT/NT
```

```
matauk'NTM=NM+AKULM-nusm
matauk'NTK=nK+AKULK-nusk
matauk'URK=100*AKULK/NTK
matauk'URM=100*AKULM/NTM
```

```
matauk'YPK2566=(NTGK+NTUK)/( befGK+ befUK)
-- ny 1996-modellen
matauk'YPK2559 =
(ntk2539+ntk4059)/(BEFK2539+BEFK4059)
--
```

```
matauk'ntk6064=0.785*ntk6066
matauk'ntk6566=ntk6066-ntk6064
-- det skiller ikke lenger mellom 6064 og 6566 i aku
matauk'ypk1639=ntk1639/nbk1639
matauk'ypk4049=ntk4049/nbk4049
```

```
matauk'ypk5059=ntk5059/nbk5059
matauk'ypk6064=ntk6064/nbk6064
matauk'ypk6566=ntk6566/nbk6566
```

```
matauk'urkorr=ur
date firstvalue(ur) to 1995
set matauk'urkorr=ur+0.5
```

```
date *
```

```
date * to *
```

```
type"OPPDATA-MAKROEN FERDIG"
```

MAKRO NYAKU.INP

```
-- NYAKU
```

```
date *
```

```
search inr
```

```
/AKULA256 =
MATAUK'AKULM25+MATAUK'AKULM60+MATAUK'A
KULGK &&
+MATAUK'AKULUK
/AKULNM25 =
convert(MATAUK'AKULM25/AKULA256,q,const,end)
/AKULNM60 =
convert(MATAUK'AKULM60/AKULA256,q,const,end)
/AKULNGK =
convert(MATAUK'AKULGK/AKULA256,q,const,end)
/AKULNUK =
convert(MATAUK'AKULUK/AKULA256,q,const,end)
```

```
-- DE 3 NESTE LINJER BRUKES TIL AA AVSTEMME
AKU-TALL FRA SIH-ARKIVET
```

```
AKUL2566 = AKUL-AKU'AKUL16-AKU'AKUL20-
AKU'AKUL67
/AKU_AKUL =
AKU'AKUL16+AKU'AKUL20+AKU'AKUL67+AKU'AKUL
M25+AKU'AKULM60+ &&
AKU'AKULGK+AKU'AKULUK
SIHB_AKUL256 = AKU_AKUL-AKU'AKUL16-
AKU'AKUL20-AKU'AKUL67
```

```
AKULM25 =
(AKU'AKULM25/SIHB_AKUL256)*AKUL2566
AKULM60 =
(AKU'AKULM60/SIHB_AKUL256)*AKUL2566
AKULGK =
(AKU'AKULGK/SIHB_AKUL256)*AKUL2566
AKULUK =
(AKU'AKULUK/SIHB_AKUL256)*AKUL2566
AKULK2539 =
(AKU'AKULK2539/SIHB_AKUL256)*AKUL2566
AKULK4059 =
(AKU'AKULK4059/SIHB_AKUL256)*AKUL2566
AKULK6066 =
(AKU'AKULK6066/SIHB_AKUL256)*AKUL2566
```

NAM25 = AKU'NTAM25-AKULM25
 NAM60 = AKU'NTAM60-AKULM60
 NAK2539 = AKU'NTAK2539-AKULK2539
 NAK4059 = AKU'NTAK4059-AKULK4059
 NAK6066 = AKU'NTAK6066-AKULK6066
 /MATAUK_NBGK = &&
 OVERLAY(MATAUK'NBGK,0.25*CONVERT(SYSS'NBGK,a, const))
 /MATAUK_NBUK = &&

OVERLAY(MATAUK'NBUK,0.25*CONVERT(SYSS'NBUK,a, const))

KORR_NBGK =
 CONVERT(MATAUK_NBGK,q, const, end)/AKU'NBGK
 KORR_NBUK =
 CONVERT(MATAUK_NBUK,q, const, end)/AKU'NBUK

NAGK = (aku'ntagk-akulgk)*KORR_NBGK
 NAUK = (aku'ntauk-akuluk)*KORR_NBUK

NfGK =
 CONVERT(MATAUK'NGK,q, const, end)*nagk/CONVERT(CONVERT(nagk,a, const)/4,q, const, end)
 DATE LASTVALUE(NFGK)+1 TO LASTVALUE(NAGK)
 SET NFGK = NAGK
 DATE *

NfUK =
 CONVERT(MATAUK'NUK,q, const, end)*nauk/CONVERT(CONVERT(nauk,a, const)/4,q, const, end)
 DATE LASTVALUE(NFUK)+1 TO LASTVALUE(NAUK)
 SET NFUK = NAUK
 DATE *

NfK2539 =
 CONVERT(MATAUK'NK2539,q, const, end)*nak2539/CONVERT(CONVERT(nak2539,a, const)/4,q, const, end)
 DATE LASTVALUE(NFK2539)+1 TO LASTVALUE(NAK2539)
 SET NFK2539 = NAK2539
 DATE *

NfK4059 =
 CONVERT(MATAUK'NK4059,q, const, end)*nak4059/CONVERT(CONVERT(nak4059,a, const)/4,q, const, end)
 DATE LASTVALUE(NFK4059)+1 TO LASTVALUE(NAK4059)
 SET NFK4059 = NAK4059
 DATE *

NfK6066 =
 CONVERT(MATAUK'NK6066,q, const, end)*nak6066/CONVERT(CONVERT(nak6066,a, const)/4,q, const, end)
 DATE LASTVALUE(NFK6066)+1 TO LASTVALUE(NAK6066)
 SET NFK6066 = NAK6066
 DATE *

Nf16 =
 CONVERT(MATAUK'N16,q, const, end)*(ginr'n16kor+aku'na16/CONVERT(CONVERT(aku'na16,a, const)/4,q, const, end))
 DATE LASTVALUE(NF16)+1 TO LASTVALUE(AKU'NA16)
 SET NF16 = AKU'NA16
 DATE *

NfM60 =
 CONVERT(MATAUK'NM60,q, const, end)*nam60/CONVERT(CONVERT(nam60,a, const)/4,q, const, end)
 DATE LASTVALUE(NFM60)+1 TO LASTVALUE(NAM60)
 SET NFM60 = NAM60
 DATE *

Nf67 =
 CONVERT(MATAUK'N67,q, const, end)*aku'na67/CONVERT(CONVERT(aku'na67,a, const)/4,q, const, end)
 DATE LASTVALUE(NF67)+1 TO LASTVALUE(AKU'NA67)
 SET NF67 = AKU'NA67
 DATE *

Nf20 =
 CONVERT(MATAUK'N20,q, const, end)*(ginr'n20kor+aku'na20/CONVERT(CONVERT(aku'na20,a, const)/4,q, const, end))
 DATE LASTVALUE(NF20)+1 TO LASTVALUE(AKU'NA20)
 SET NF20 = AKU'NA20
 DATE *

NfM25 =
 CONVERT(MATAUK'NM25,q, const, end)*nam25/CONVERT(CONVERT(nam25,a, const)/4,q, const, end)
 DATE LASTVALUE(NFM25)+1 TO LASTVALUE(NAM25)
 SET NFM25 = NAM25
 DATE *

NF =
 NF16+NF20+NFGK+NFUK+NFM25+NFM60+NF67
 N16 = NF16*((kv87'Ntot-nus)/NF)
 N20 = NF20*((kv87'Ntot-nus)/NF)
 NM25 = NFM25*((kv87'Ntot-nus)/NF)
 NM60 = NFM60*((kv87'Ntot-nus)/NF)
 NGK = NFGK*((kv87'Ntot-nus)/NF)
 NUK = NFUK*((kv87'Ntot-nus)/NF)
 NK2539 = NFK2539*((kv87'Ntot-nus)/NF)
 NK4059 = NFK4059*((kv87'Ntot-nus)/NF)
 NK6066 = NFK6066*((kv87'Ntot-nus)/NF)
 N67 = NF67*((kv87'Ntot-nus)/NF)

NT16 = N16+AKU'AKUL16
 NT20 = N20+AKU'AKUL20
 NTM25 = NM25+AKULM25
 NTM60 = NM60+AKULM60
 NTGK = NGK+AKULGK
 NTUK = NUK+AKULUK
 NTK2539 = NK2539+AKULK2539

NTK4059 = NK4059+AKULK4059
 NTK6066 = NK6066+AKULK6066

 NT67 = N67+AKU'AKUL67

 NB0003 =
 convert(matauk'nb0003,q,linear)/convert(matauk'nb0003*0+4,q,lin)*4
 NB0015 = OVERLAY
 (convert(matauk'nb0015,q,linear)/convert(matauk'nb0015*0+4,q,lin)*4,syss'nb0015)
 NB16 =
 OVERLAY(convert(MATAUK'NB16,q,linear)/convert(matauk'nb16*0+4,q,lin)*4,syss'NB16)
 nb1619 = nb16
 NB20 =
 OVERLAY(convert(MATAUK'NB20,q,linear)/convert(matauk'nb20*0+4,q,lin)*4,syss'NB20)
 NBM25 = OVERLAY
 (convert(MATAUK'NBM25,q,linear)/convert(matauk'nbm25*0+4,q,lin)*4,syss'NBM25)
 NBM60 = OVERLAY
 (convert(MATAUK'NBM60,q,linear)/convert(matauk'nbm60*0+4,q,lin)*4,syss'NBM60)
 NBGK =
 OVERLAY(convert(MATAUK'NBGK,q,linear)/convert(matauk'nbgk*0+4,q,lin)*4,syss'NBGK)
 NBUK =
 OVERLAY(convert(MATAUK'NBUK,q,linear)/convert(matauk'nbuk*0+4,q,lin)*4,syss'NBUK)
 NB67 =
 OVERLAY(convert(MATAUK'NB67,q,linear)/convert(matauk'nb67*0+4,q,lin)*4,syss'NB67)
 NBK1666 = OVERLAY
 (convert(matauk'nk1666,q,linear)/convert(matauk'nbk1666*0+4,q,lin)*4,syss'nbk1666)
 NB75 =
 OVERLAY(convert(matauk'nb75,q,linear)/convert(matauk'nb75*0+4,q,lin)*4,syss'nb75)

 NB1674 = NB16 + NB20 + NBM25 + NBM60 +
 NBUK + NBGK + NB67
 NB = nb1674+nb0015+nb75

 NBM2539 =
 convert(MATAUK'NBM2539,q,linear)/convert(matauk'nbm2539*0+4,q,lin)*4
 NBK1639 =
 convert(MATAUK'NBK1639,q,linear)/convert(matauk'nbk1639*0+4,q,lin)*4
 NBK2539 =
 convert(MATAUK'NBK2539,q,linear)/convert(matauk'nbk2539*0+4,q,lin)*4
 nb2539 = nbm2539+nbk2539

 NBK4049 =
 convert(MATAUK'NBK4049,q,linear)/convert(matauk'nbk4049*0+4,q,lin)*4
 NBK5059 =
 convert(MATAUK'NBK5059,q,linear)/convert(matauk'nbk5059*0+4,q,lin)*4
 nbk4059 = nbk4049+nbk5059
 NBK6064 =
 convert(MATAUK'NBK6064,q,linear)/convert(matauk'nbk6064*0+4,q,lin)*4
 NBK6066 =
 convert(MATAUK'NBK6066,q,linear)/convert(matauk'nbk6066*0+4,q,lin)*4
 NBK6566 =
 convert(MATAUK'NBK6566,q,linear)/convert(matauk'nbk6566*0+4,q,lin)*4

 NBM4049 =
 convert(MATAUK'NBM4049,q,linear)/convert(matauk'nbm4049*0+4,q,lin)*4
 NBM5059 =
 convert(MATAUK'NBM5059,q,linear)/convert(matauk'nbm5059*0+4,q,lin)*4
 NBM6066 =
 convert(MATAUK'NBM6066,q,linear)/convert(matauk'nbm6066*0+4,q,lin)*4

 nb4049 = nbm4049+nbk4049
 nb5059 = nbm5059+nbk5059

 bef0003 =
 convert(matauk'bef0003,q,linear)/convert(matauk'bef0003*0+4,q,lin)*4
 BEF1619 =
 convert(MATAUK'BEF1619,q,linear)/convert(matauk'bef1619*0+4,q,lin)*4
 BEF2024 =
 convert(MATAUK'BEF2024,q,linear)/convert(matauk'bef2024*0+4,q,lin)*4
 befM2559 =
 convert(MATAUK'befM2559,q,linear)/convert(matauk'befm2559*0+4,q,lin)*4
 befM6066 =
 convert(MATAUK'befM6066,q,linear)/convert(matauk'befm6066*0+4,q,lin)*4
 befGK2566 =
 convert(MATAUK'befGK2566,q,linear)/convert(matauk'befgk2566*0+4,q,lin)*4
 befK2539 =
 convert(MATAUK'befK2539,q,linear)/convert(matauk'befk2539*0+4,q,lin)*4
 befK4049 =
 convert(MATAUK'befK4049,q,linear)/convert(matauk'befk4049*0+4,q,lin)*4
 befK5059 =
 convert(MATAUK'befK5059,q,linear)/convert(matauk'befk5059*0+4,q,lin)*4
 befK6066 =
 convert(MATAUK'befK6066,q,linear)/convert(matauk'befk6066*0+4,q,lin)*4

```
befUK2566 =
convert(MATAUK'befUK2566,q,linear)/convert(matauk
'befuk2566*0+4,q,lin)*4
bef6774 =
convert(MATAUK'bef6774,q,linear)/convert(matauk'be
f6774*0+4,q,lin)*4
bef=
convert(matauk'bef,q,linear)/convert(matauk'bef*0+4,
q,lin)*4
bef1674 =
convert(matauk'bef1674,q,linear)/convert(matauk'bef1
674*0+4,q,lin)*4
befk4059 = befk4049+befk5059
bk03 = bef0003/befk2539
```

```
YP16 = NT16/bef1619
YP20 = NT20/bef2024
YPM25 = NTM25/befM2559
YPM60 = NTM60/befM6066
YPGK = NTGK/befGK2566
YPUK = NTUK/befUK2566
YPK2539 = NTK2539/befK2539
YPK4059 = NTK4059/befK4059
YPK6066 = NTK6066/befK6066
YP67 = NT67/bef6774
```

```
YP = (KV87'NW+KV87'NS-nus+AKUL)/bef1674
yp1666 = (nt-nt67)/(bef1674-bef6774)
date 1990:1 to 1999:4
series zero = 0
date * to *
NTR = KV87'ntot-nus+AKUL-
(NT16+NT20+NTM25+NTM60+NTK2539+ntk4059
+ntk6066+NT67)
```

TYPE "NYAKU ER FERDIG - OG TAKK FOR DET"

Kommentarer til UTDAR.INP

Fra AKU får vi oppgitt antall kvinner i aldersgruppe i som har avsluttet utdanning k som sin høyeste utdanning. Disse tallene brukes til å beregne relative andeler på hver utdanningsnivå. Vi opererer med tre utdanningsnivå; grunnskole ($k = G$), videregående ($k = V$) og høyere utdanning ($k = H$). kU_i angir antall kvinner, aldersgruppe i med utdanningsnivå k .

Det er to forhold ved rådata som gjør at vi bearbeider andelene før de benyttes i modellen. For det første er det klare brudd i seriene rundt 1975. Vi bruker derfor ikke observasjonene fra perioden 1972-1975. For det andre gir rådata opphav til et svært hakkete forløp i de relative andelene. Dette skyldes trolig mer at AKU er en utvalgsundersøkelse, og mindre at det avspeiler utviklingen i utdanningsnivået. Det er trenden i det siste vi ønsker å fange opp med våre utdanningsandeler og vi har derfor valgt å glatte utdanningsandeler som framkommer fra rådata. Dette gjelder andelene med henholdsvis høyere utdanning og

grunnskole i aldersgruppene 25-39 år og 40-59 år - andeler som inngår i arbeidstilbudsblokken. Resultatet er seriene $kUPGi$.

Glattingen foretas ved å beregne et 5-perioders glidende gjennomsnitt av de relative andelene. Dette er vist i (B.5).

$$(B.5) \quad kUPi_t = mavec((kUi_t / (HUi_t + VUi_t + GU_i_t)), 5) \\ = \frac{1}{5} \sum_{s=t-2}^{s=t+2} \frac{kUi_s}{HUi_s + VUi_s + GU_i_s}$$

Ved å bruke et glidende gjennomsnitt mister vi observasjoner i start og slutt. I tillegg ønsker vi som nevnt ikke å benytte de første observasjonene i vårt material. Det benyttes en prosedyre i dataprogrammet PcGive 9.0⁷ som foretar en ekstrapolering av dataserien basert på en glatting. Resultatet av ekstrapoleringen er lagt inn for seriene $kUPGi$ for perioden 1970-77. Det er viktig at $kUPGi$ ikke blir overskrevet for denne perioden. Fra og med 1978 og så langt serien $kUPi$ går, settes $kUPGi = kUPi$. Deretter benyttes en relativ enkel framskrivning av serien i det det antas at veksten fra foregående periode er et veid gjennomsnitt av de tre siste årlige vekstrater. Dette er vist i (B.6).

$$(B.6) \quad kUPGi_t = kUPGi_{t-1} * ((3/6) * (kUPGi_{t-1} / kUPGi_{t-2}) + \\ (2/6) * (kUPGi_{t-2} / kUPGi_{t-3}) + \\ (1/6) * (kUPGi_{t-3} / kUPGi_{t-4}))$$

UTDAR.INP

```
--Lager glattede utdanningsandeler for ulike alders-
grupper kvinner.
--HUj: Antall kvinner med høyere utdanning, alders-
gruppe j
--VUj: Antall kvinner med videregående utdanning som
høyest avsluttede
-- utdanning,aldersgruppe j
--GUj: Antall kvinner med grunnskole som høyest
avsluttede
-- utdanning,aldersgruppe j
--HUj, VUj, GUj, hentes fra AKU. HUPj, GUPj beregnes
som glidende
--gjennomsnitt fra og med 1978 og så langt vi har
observasjoner.
--Data før 1978 bør ikke brukes p.g.a. brudd i
grunnlagsdata.
--HUPGj, GUPGj er glattede serier før 1978,deretter
settes de
--lik hhv. HUPj og GUPj så langt disse går. Resten av
--tidsperioden benyttes glattede framskrivninger.
```

⁷ Følgende prosedyre benyttes: $kUPGi = insample(1970,1,1997,1) ?$
smooth_sp($kUPi$, 0, $kUPGi$); smooth_sp er en cubic spline smoothing.

date * to *
 freq a
 overwrite on
 HU4059=HU4049+HU5059
 GU4059=GU4049+GU5059
 VU4059=VU4049+VU5059

date 1978 to *

HUP2539=MAVEC(HU2539/(HU2539+VU2539+GU2539),5)
 GUP2539=MAVEC(GU2539/(HU2539+VU2539+GU2539),5)

date 1978 to lastvalue(HUP2539)

set HUPG2539=HUP2539
 set GUPG2539=GUP2539

date lastvalue(HUP2539[T-1]) to slutt

set HUPG2539=HUPG2539[T-1]*((3/6)*(HUPG2539[T-1]/HUPG2539[T-2]))+&&(2/6)*(HUPG2539[T-2]/HUPG2539[T-3])+&&(1/6)*(HUPG2539[T-3]/HUPG2539[T-4]))

set GUPG2539=GUPG2539[T-1]*((3/6)*(GUPG2539[T-1]/GUPG2539[T-2]))+&&(2/6)*(GUPG2539[T-2]/GUPG2539[T-3])+&&(1/6)*(GUPG2539[T-3]/GUPG2539[T-4]))

date 1978 to *

HUP4059=MAVEC(HU4059/(HU4059+VU4059+GU4059),5)
 GUP4059=MAVEC(GU4059/(HU4059+VU4059+GU4059),5)

date 1978 to lastvalue(HUP4059)

set HUPG4059=HUP4059
 set GUPG4059=GUP4059

date lastvalue(HUP4059[T-1]) to slutt

set HUPG4059=HUPG4059[T-1]*((3/6)*(HUPG4059[T-1]/HUPG4059[T-2]))+&&(2/6)*(HUPG4059[T-2]/HUPG4059[T-3])+&&(1/6)*(HUPG4059[T-3]/HUPG4059[T-4]))

set GUPG4059=GUPG4059[T-1]*((3/6)*(GUPG4059[T-1]/GUPG4059[T-2]))+&&

(2/6)*(GUPG4059[T-2]/GUPG4059[T-3])+&&(1/6)*(GUPG4059[T-3]/GUPG4059[T-4]))

date * to *
MAKRO OPPDATB.INP
 ----OPPDATB

----- MAKRO SOM BEREGNER TALL FOR GJENNOMSNITTSALDER, ANTALL PERSONER I ULIKE SOSIODEMOGRAFISKE GRUPPER ETTER MODAG-INNDELINGEN FORUTEN OPPSPLITTINGEN AV UNGDOMSGRUPPENE, BARNETALLET I EKTESKAP OG PR. GIFT KVINNE OG TALL FOR BEFOLKNINGEN I ALT. DISAGGREGERTE BEFOLKNINGSTALL NB(GKA) OG ANTALL LEVENDEFOEDTE BARN I ALT OG INNENFOR EKTESKAP NBF OG NBF E MAA OPPDATERES MANUELT PAA UNDER-ARKIVET BEFOLK FOERST. INDEKSER I PARANTES. SE INTERNT NOTAT NR. 89/32.

date start to slutt

search matauk,aardat

set
 AGK=(27*NBKG05+32*NBKG06+37*NBKG07+44.5*NBKG08+54.5*NBKG09+62* &&

NBKG10+65.5*NBKG11)/(NBKG05+NBKG06+NBKG07+NBKG08+NBKG09+ && NBKG10+NBKG11)

set AUK=(27*(NBK05-NBGK05)+32*(NBK06-NBGK06)+37*(NBK07-NBGK07)+44.5* &&(NBK08-NBGK08)+54.5*(NBK09-NBGK09)+62*(NBK10-NBGK10)+65.5* &&(NBK11-NBGK11))/(NBK05-NBGK05+NBK06-NBGK06+NBK07-NBGK07+NBK08 &&-NBKG08+NBK09-NBGK09+NBK10-NBGK10+NBK11-NBGK11)

set
 AM25=(27*NBM05+32*NBM06+37*NBM07+44.5*NBM08+54.5*NBM09)/(NBM05+ && NBM06+NBM07+NBM08+NBM09)

set NBE01=(NBF E/NBF+0.008)*(NBK01+NBM01)

set
 NBEGK=NBE01/(NBKG05+NBKG06+NBKG07+NBKG08+NBKG09+NBKG10+NBKG11)

----- *** OPPKALLING AV MAKROEN NBMOD ***
 inp NBMOD

```

set
NB1674=NBGK+NBUK+NBM25+NBM60+NB67+NB
16+NB20
set NB0000=OVERLAY(NB0000,0.995*NBF)
set NB0106=NB0006-NB0000
set
AK2566=(AGK*NBGK2566+AUK*NBUK2566)/(NBGK
2566+NBUK2566)
set GIFTRATE=NBGK2566/(NBGK2566+NBUK2566)
set BEF=(NB+NB[t-1])/2
set
GFRM1639=(NBGM1619+NBGM2024+NBGM2539)/
NBM1639
set
GFRK1639=(NBGK1619+NBGK2024+NBGK2539)/N
BK1639

date *
bef1619=(nb16+nb16[t-1])/2
bef2024=(nb20+nb20[t-1])/2
befgk2566=(nbgk+nbgk[t-1])/2
befuk2566=(nbuk+nbuk[t-1])/2
befm2559=(nbm25+nbm25[t-1])/2
befm6066=(nbm60+nbm60[t-1])/2
bef6774=(nb67+nb67[t-1])/2
bef1674=(nb1674+nb1674[t-1])/2

bef16=(nb16+nb16[t-1])/2
bef20=(nb20+nb20[t-1])/2
befgk=(nbgk+nbgk[t-1])/2
befuk=(nbuk+nbuk[t-1])/2
befm25=(nbm25+nbm25[t-1])/2
befm60=(nbm60+nbm60[t-1])/2
bef67=(nb67+nb67[t-1])/2
befk1639=(nbk1619+nbk1619[t-
1]+nbk2024+nbk2024[t-1]+nbk2539+nbk2539[t-
1])/2

befk2539=(nbk2539+nbk2539[t-1])/2
befk4049=(nbk4049+nbk4049[t-1])/2
befk5059=(nbk5059+nbk5059[t-1])/2
befk6066=(nbk6066+nbk6066[t-1])/2
befk6064=(nbk6064+nbk6064[t-1])/2
befk6566=(nbk6566+nbk6566[t-1])/2

befk25=befk2539
befk40=befk4049+befk5059
befk4059=befk4049+befk5059
befk60=befk6066
bef0003=(nb0003+nb0003[t-1])/2
bk03=bef0003/befk2539

-- dette er lagt inn januar 1999 (iho) brukes i
makrokonsumfunksjonen i MODAG
-- gj, snitts befolkning menn + totalen

befm2539=(nbm2539+nbm2539[t-1])/2
befm4049=(nbm4049+nbm4049[t-1])/2
befm5059=(nbm5059+nbm5059[t-1])/2
befm6066=(nbm6066+nbm6066[t-1])/2

```

```

-- totalen
bef2539=befk2539+befm2539
bef4049=befk4049+befm4049
bef5059=befk5059+befm5059
bef6066=befk6066+befm6066

```

```
type"OPPDATB-MAKROEN FERDIG"
```

MAKRO OPPDATS.INP

```
-----OPPDATS
```

```

---- MAKRO SOM OPPDATERER TALL FOR
UNGDOMSGRUPPEANDELER ETTER ULIKE
---- AKTIVITETER OG GJENNOMSNTTLIG
UTDANNINGSNIVAA FOR GIFTE KVINNER
---- PAA UNDERARKIVET SOSIO. BEFOLKNINGSTALL
PAA UNDERARKIVET BEFOLK
---- NB(GKA) OG TALL FOR ANTALL UNDER OG IKKE
UNDER UTDANNING OG ANTALL
---- VERNEPLIKTIGE I UNGDOMSGRUPPENE PAA
UNDERARKIVET SOSIO NB(EJ) OG
---- NBAVPL(J) MAA OPPDATERES MANUELT
FOERST. INDEKSER I PARANTES. SE
---- INTERNT NOTAT NR. 89/32. MAKROEN
OPPDATB MAA OGSAA KJOERES FOERST.

```

```
date start to slutt
```

```
search matauk
```

```
----- set NBVPL=SYSDAT"NW92V" SE PÅ
DETTE SENERE
```

```
date 1994 to slutt
```

```
set NBVPL=nbavpl16+nbavpl20 ----- settes lik aku-
tall 20/5 iho
```

```
date start to slutt
```

```
set NNU16=0.5*( NBU16+ NBU16[t-1])/( NBK03+
NBM03)
```

```
set NNU20=0.5*( NBU20+ NBU20[t-1])/( NBK04+
NBM04)
```

```
set NBVPL16=NBVPL* NBAVPL16/( NBAVPL16+
NBAVPL20)
```

```
set NBVPL20=NBVPL-NBVPL16
```

```
set NVPL16=NBVPL16/( NBK03+ NBM03)
```

```
set NVPL20=NBVPL20/( NBK04+ NBM04)
```

```
set NNI16=1-NNU16-NVPL16
```

```
set NNI20=1-NNU20-NVPL20
```

```
set NUG=( GSNITT* BGG+ VSNITT*( BAG+
BYG)+HSNITT* BHG)/ &&
(BGG+ BAG+ BYG+BHG)-0.24
```

```
uhg2539=hupg2539/gupg2539
```

```
uhg4059=hupg4059/gupg4059
```

```
date * to *
```

```
type"OPPDATS-MAKROEN FERDIG"
```

Vedlegg C

Beregning av yrkesprosjenter for kvinner - ny aldersinndeling

MODAG

Yrkesandelene til estimering av arbeidstilbudet på årsdata beregnes i makroen *oppdata*. I *matauk-data-basen* har innleste data for sysselsetting (na_i) falt ut fram til 1986, noe som medfører at en kun har tilbakegående serier for den NR-avstemte sysselsettingen til de ulike gruppene i befolkningen (n_i). I konstruksjonen av de ny kvinnegruppene trenger vi, i tillegg til sysselsettings- (na_i) og ledighetsvariable ($akul_i$) for hver enkelt gruppe, også summen av antall sysselsatte kvinner ifølge AKU (nak). Siden verdier av nak ikke eksisterer før 1986 i databasen har denne blitt lest inn på nytt med utgangspunkt i data oversendt fra arbeidsmarkedsstatistikk (Grunntabeller). Fra 1986 er det mulig å sammenlikne seriene, og selv om de ikke er 100 prosent sammenfallende er avvikene så små at vi mener den nyinnleste variabelen kan brukes. Egentlig vil den nye (innleste) variabelen være mer korrekt siden den bygger på endelige data. Vi velger likevel å benytte den allerede eksisterende dataserien fra 1986 for å gjøre variablene i modellen mest mulig like de allerede eksisterende (slik at seriene til de andre kvinnegruppene ikke endres av at vi endrer aldersinndelingen for kvinner (på grunn av nye verdier på nak)).

Sysselsatte

Variablene som leses inn manuelt for antall sysselsatte i følge AKU, na_j , legges direkte inn i mataukdatabasen, ved hjelp av makroen *arbdatt.inp*. De nye kvinnegruppene har fått navnet nak_j , $j = 25, 40, 60$.

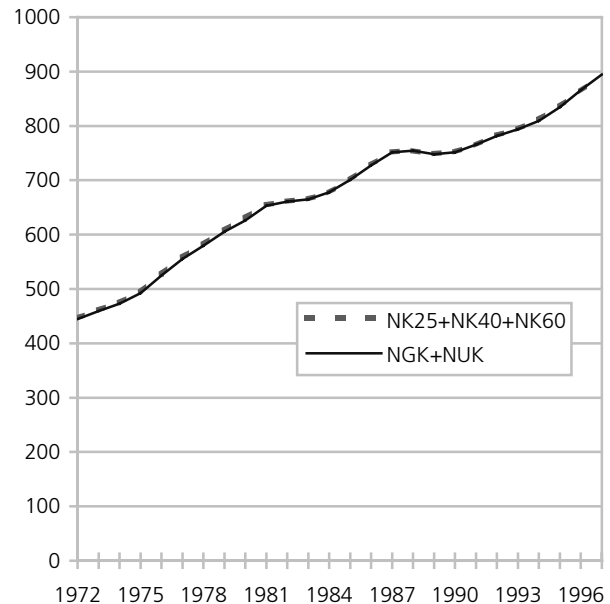
Antall sysselsatte kvinner i de nye aldersgruppene (nk_j) avstemt mot nasjonalregnskapstall vil være gitt ved likningen:

$$(C.1) \quad nk_j = (nak_j / nak) * (nk - nusk), \\ \text{for } j = 25, 40, 60.$$

Summerer vi antall sysselsatte kvinner i aldergruppen 25 - 66 år og sammenlikner den nye aldersinndelingen med den gamle inndelingen etter ekteskapeleg status finner vi at seriene ikke er helt sammenfallende.

Før 1986 henger dette sammen med at både summen av totalt antall sysselsatte kvinner (nak) og summen av kvinnene i den aktuelle aldersgruppen (na_j) ikke er helt sammenfallende. Fra 1986 er det kun den sistnevnte aggregeringen som gir ulike tall. Vi anser seriene for såpass like at vi ikke ønsker å avstemme de nye aggregerte kvinnegruppene mot de gamle.

Figur C1. Antall sysselsatte kvinner, 25-66 år, etter ny og gammel inndeling. Tusen personer



Ledige

Variablene som leses inn manuelt for antall ledige i følge AKU, $akul_j$, legges direkte inn i mataukdatabasen, ved hjelp av makroen *arbdatt.inp*. De nye kvinnegruppene som leses inn har fått navnet $akuk_j$, $j = 25, 40, 60$. Dette er noe forskjellig fra den opprinnelige navnsettingen fordi vi makroen *oppdata.inp* gjør en transformasjon av den nye serien.

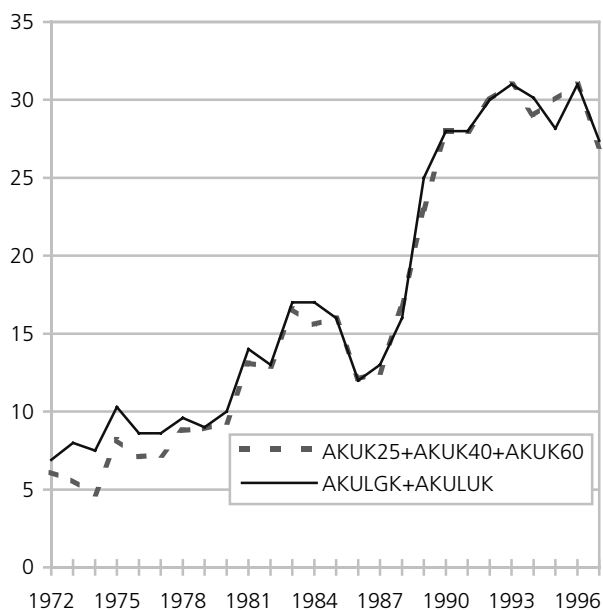
Grunnen til transformasjonen er at til forskjell fra antall sysselsatte er avvikene i den nye serien i forhold til den gamle større for antall ledige. Vi har derfor valgt å avstemme antall ledige i hver nye kvinnegruppe mot de allerede eksisterende seriene for gifte og ugifte.

$$(C.2) \quad akulk_j = akuk_j / (akuk25 + akuk40 + akuk60) * \\ (akulgk + akuluk)$$

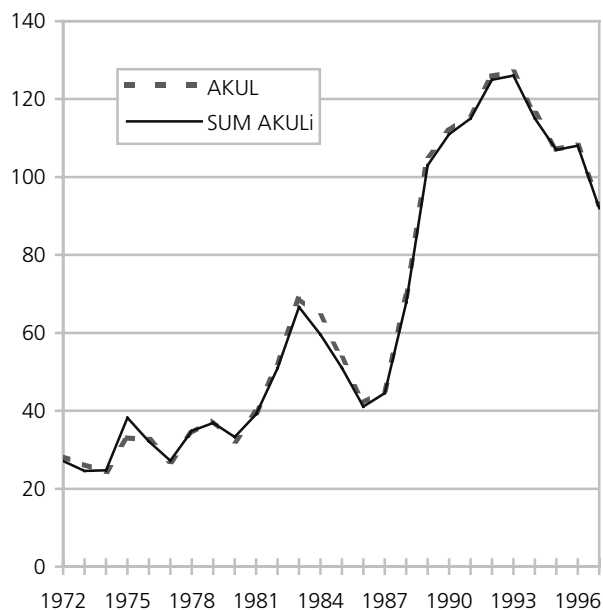
for $j = 25, 40, 60$.

Sammenlikner vi summene i de to parentesene ser vi fra figuren hvordan de to innleste seriene varierer. Strengt tatt skulle en regne med at de nye innleste tallene var bedre enn de allerede eksisterende, men igjen velger vi å benytte det mønsteret som allerede ligger inne for å slippe å påvirke det totale bildet (de aggregerte størrelsene).

Figur C2. Antall ledige kvinner, 25-66, år etter ny og gammel inndeling. Tusen personer



Figur C3. Totalt antall ledige. Tusen personer



På kvartalstallene har en nedjustert antall ledige i 1975. Denne nedjusteringen ser kun ut til å ha slått ut på den aggregerte ledighetsvariabelen *akul* (samlet antall ledige 16 - 74 år), og ikke i hver enkelt gruppe. Dette gir seg uttrykk i at *akul* og $\sum_i akul_i$ ikke er like

på årsdata. Ser man hele perioden under ett er det visse avvik hele veien, men spesielt stor er forskjellen rundt 1975. I antall personer er det snakk om rundt 7 000 stykker i 1975. Hadde man valgt å bruke tall fra den nye inndelingen blant kvinner (*akuk_j*) ville avviket

i 1975 vært 2 000 færre og null i 1974. Noe som gjenspeiles i differansen mellom ny og gammel inndeling i figuren over.

I et historisk perspektiv er 7 000 ledige et lite tall, i tillegg er 1975 lenge siden. Vi velger derfor, til tross for denne nye informasjonen, å bruke de allerede eksisterende seriene for antall ledige i beregningen av hver enkelt gruppe sin yrkesandel.

KVARTS

I KVARTS er opplegget for innlesing og beregning av yrkesprosenter noe annerledes enn i MODAG. Ulikhetene ligger i at en leser inn sysselsettings- og ledighetstall for mer disaggregerte grupper i KVARTS sammenliknet med MODAG, i tillegg til at en nedjusterer antall ledige rundt 1975 for de største gruppene. En avstemmer også kvartalstallene mot årstallene, slik at gjennomsnittet over kvartalene blir lik året.

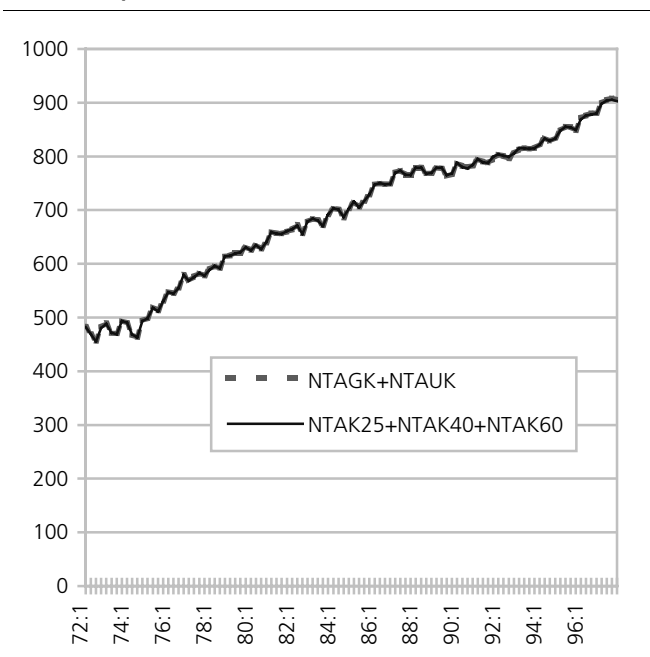
I de innleste dataene skilles det på kvartal mellom gifte og ikke gifte i hver aldersgruppe, slik at de innleste variablene må gjennomgå en eller flere regneopprasjoner før de kommer til syne i makroen *nyaku.inp*, der yrkesprosentene blir beregnet. På grunn av ulikhetene nevnt over har ikke de innleste variablene de samme navnene i KVARTS som i MODAG. I tillegg leses det inn ulike sysselsettingsvariable for ulike grupper i KVARTS. Grunnen til dette er for å kunne gjennomføre nedjusteringen av ledighetsnivået rundt 1975. For de gruppene en gjør justeringen for, leser en inn tall for arbeidsstyrken, mens en for de andre gruppene leser inn tall for antall sysselsatte, som igjen er lik antall lønnstakere.

Variablene som leses inn legges ikke direkte inn i INR-databasen, men i en database ved navn AKU. I makroen *akutall.inp* blir gruppene aggregert opp før variablene igjen dukker opp i makroen *nyaku.inp* der en konstruerer yrkesprosentene.

Sysselsatte

Fra og med 1989 gjorde en om rutinene for hvilke sysselsettingsvariable som ble lest inn. Før 1989 leste en inn tall for antall sysselsatte i hver enkelt gruppe, kalt *nw* (aggregert opp til riktig gruppe heter den *na_i*), mens en fra 1989 begynte å lese inn tall for arbeidsstyrken (antall som tilbyr arbeid) for de største gruppene. Grunnen til dette var for å kunne fordele nedjusteringen i ledigheten i 1975. I MODAG nedjusterer man kun ledigheten aggregert, *akul*, mens en i KVARTS fordeler reduksjonen i antall ledige utover på de største arbeidsmarkedsgruppene. (Det er dette som gjøres i første del av makroen *nyaku.inp*). De gruppene som berøres av dette er *m25*, *m60*, *gk*, *uk*.

Figur C4. Antall kvinner, 25-66 år, som tilbyr arbeid. Tusen personer



Variablene som leses inn for disse gruppene er antall som tilbyr arbeid, n_{kl} , der k er kjønn (m eller k) og l angir ekteskapelige status samt aldersgruppe. I makroen akutall.inp aggregeres tilbyderene opp slik at de gjenspeiler antall som tilbyr arbeid i gruppe $i = m25, m60, gk, uk$. Variabelen heter nå nta_i .

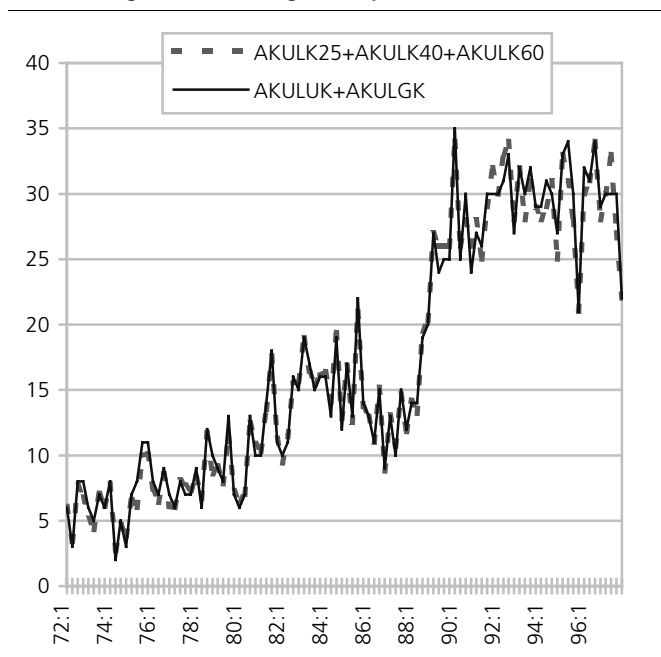
Når vi leser inn arbeidstilbudstall for de nye kvinnegruppene våre heter disse $ntak_j$, $j = 25, 40, 60$ og legges inn i aku-databasen. De vil da være ferdig-aggregerte med hensyn på sivil status. Figur C4 viser en sammenlikning av de nye og de gamle kvinnegruppens arbeidstilbud aggregert. Vi ser at de så å si er sammenfallende.

Ledige

Innlesingen av antall ledige følger samme mønster som beskrevet over, der man først leser inn antall ledige, u , etter kjønn, ekteskapelig status og alder for alle arbeidsmarkedsgruppene og deretter aggregerer opp til den kjente gruppeinndelingen, $akul_i$, $i = 16, 20, m25, m60, gk, uk, 67$.

For de nye kvinnegruppene leser vi inn verdiene for $akulk_j$, $j = 25, 40, 60$ direkte inn i aku-databasen. Selv om variabelen heter det samme som den som benyttes i makroen som beregner yrkesprosentene, vil ikke $akul_i$ ha samme verdi i databasene AKU og INR for de største arbeidsmarkedsgruppene, på grunnen av nedjusteringen av ledigheten i 1975. Sammenlikner vi nivået på ledigheten for ny og gammel inndeling av kvinnene, før nedjusteringen, finner vi at den følger omtrent den samme utviklingen. Det er noen avvik visse kvartaler, men disse er så små at vi velger å ikke avstemme tallene slik vi gjør med ledigheten på år.

Figur C5. Antall arbeidsledige kvinner, 25-66 år, etter ny og gammel inndeling. Tusen personer



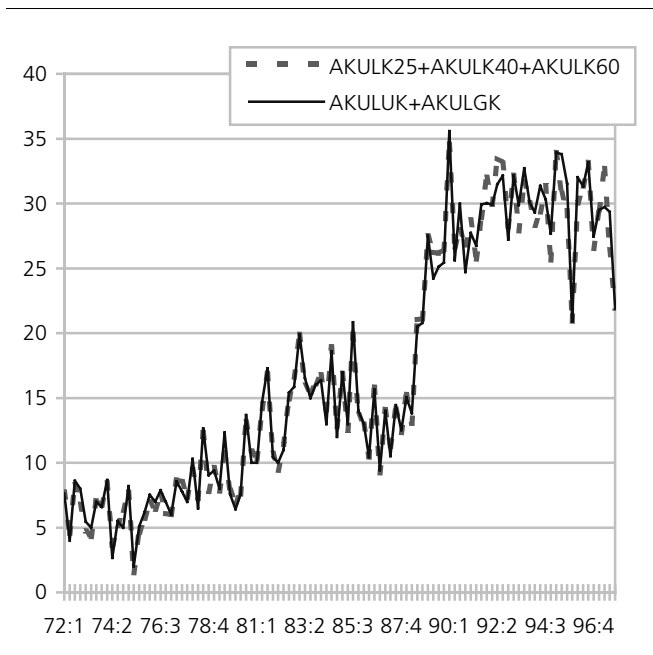
Som vi kan se av figur C5 øker ledigheten markant fra 1974 til 1975. I en tidligere estimering av yrkesprosentene fant Stølen, N. M. med flere ut at ledigheten var alt for høy i 1975 og valgte derfor å nedjustere denne med til sammen rundt 7 000 personer i 1975. På kvartal kommer nedjusteringen i 2., 3. og 4. kvartal, mens det i kvartalene før nedgangen i ledigheten er en liten oppgang i den justerte serien sammenliknet med den innleste. Nedjusteringen er fordelt proporsjonalt på de største arbeidsmarkedsgruppene ved å vekte ledigheten med tall fra et arkiv kalt SIH. Tallene i dette SIH-arkivet representerer det "riktige" ledighetsnivået og er en konstruert tallserie. Den korrigerte aggregerte ledighetsvariabelen heter $akul$ og ligger inne i inr-databasen (tar man whats-prosedyren i FAME står det at $akul$ er lik $overlay(skikaku, lesinaku)$, der det ikke finnes noen definisjoner på de to uttrykkene inne i parentesene). Denne variabelen skiller seg fra den $akul$ som ligger i aku-databasen, som igjen er lik aggregatet av alle de innleste ledighetstallene (også lik $akulraa$ i makroen akutall.inp).

For at avvikene mellom de nye og de gamle kvinnegruppene ikke skal bli for store gjennomfører vi justeringen av ledigheten også på de nye kvinnegruppene med de vektene som allerede ligger inne i datasettet. Det vil si at følgende nye kommando kommer inn i makroen nyaku.inp:

$$(C.3) \quad akulk_j = (aku'akulk_j / sihb_akul2566) * akul2566$$

$j = 25, 40, 60$.

Figur C6. Antall arbeidsledige kvinner, 25-66 år, etter justeringen. Tusen personer



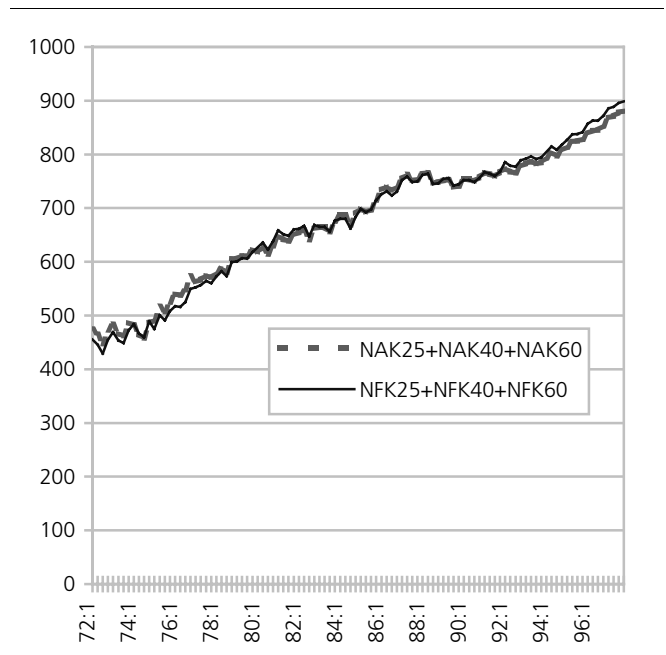
Sammenlikner vi de justerte ledighetstallene med de ujusterte for kvinner aggregert, ser vi at ledigheten faller markant i 1975, jamfør figur C6. Ellers er det bare marginale forskjeller i seriene. Antall ledige kvinner i ny og gammel inndeling er fremdeles ikke helt sammenfallende etter justeringen, selv om forskjellene er blitt noe mindre. De nye seriene antas å være bedre enn de gamle og vi ønsker derfor ikke å gjøre ytterligere avveininger mot de gamle, til tross for at vi gjør det på årsdata.

For å finne antall sysselsatte ifølge AKU for de gruppene vi har justert ledigheten for, tar vi antall i arbeidsstyrken og trekker fra antall ledige (justert). Ny kommando i makroen nyaku.inp for kvinnegruppene blir dermed:

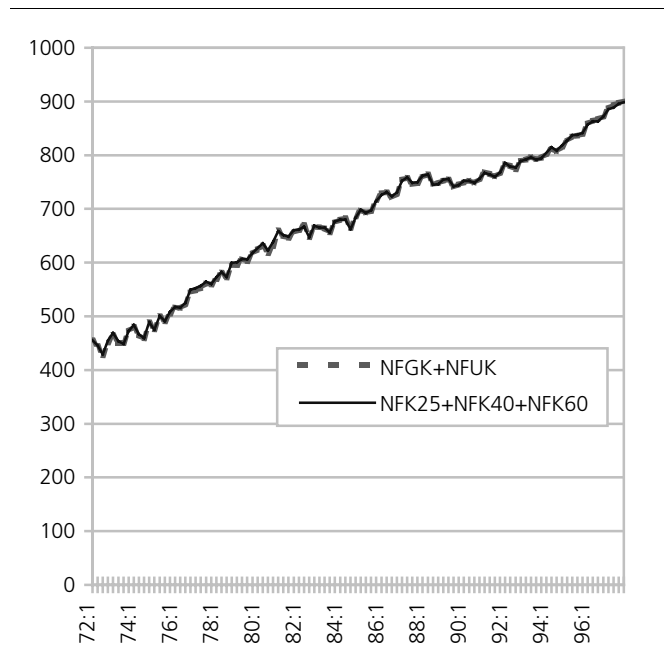
$$(C.4) \quad nak_j = aku'ntak_j - akul_j, \quad j = 25, 40, 60.$$

Videre avstemmer en kvartalstallene for antall sysselsatte to ganger til før en kommer frem til de endelige seriene som brukes i beregningen av yrkesprosentene. Den første avstemningen skjer mot årstall, den andre mot kvartalsvise nasjonalregskapstall. I avstemningen mot årstall fra MODAG brukes variabelen n_i , som er antall sysselsatte i gruppe i avstemt mot sysselsatte ifølge Nasjonalregskapet. Siden avstemningen mot nasjonalregskapstall hever nivået på antall sysselsatte vil også kvartalstallenes avstemming mot årstall justere opp nivået på antall sysselsatte i hver enkelt arbeidsmarkedsgruppe. Avstemningen mot kvartalsvise nasjonalregskapstall endrer lite på nivået, men har litt å si for kvartalsfordelingen. Utslagene er størst for den første delen av perioden, og har mindre å si desto lengere frem i tid en kommer.

Figur C7. Antall sysselsatte kvinner, 25-66 år, før og etter avstemming mot MODAG. Tusen personer



Figur C.8. Antall sysselsatte kvinner, 25-66 år, avstemt mot årsdata, ny og gammel inndeling



For at de nye kvinnegruppene skal fremkomme på en så lik måte som de andre gruppene, gjør vi avstemming mot årsdata også for de nye kvinnegruppene, der vi bruker de nye seriene for kvinner konstruert i MODAG. Konkret får vi følgende nye kommandoer i nyaku.inp:

$$(C.5) \quad nfk_j = convert(MATAUK'nk_j, q, const, end) * nak_j / convert(convert(nak_j, a, const) / 4, q, const, end)$$

Denne kommandoen endrer nivået på sysselsettingen i de ulike kvinnegruppene noe, men ikke veldig mye (under 10 000 personer i hver gruppe). Den endrer også kvartalsfordelingen noe, spesielt i 1. kvartal.

Aggregerer vi opp de nye kvinnegruppene og sammenlikner antall sysselsatte før og etter avstemmingen mot MODAG finner vi at avvikene på det meste er på i overkant av 20 000 personer, jamfør figur C7.

Neste operasjon består i å avstemme de avstemte sysselsettingstallene mot KNR. Dette gjøres rett frem for de nye kvinnegruppene. Der vi bruker den allerede eksisterende aggregeringen av antall sysselsatte ifølge AKU avstemt mot MODAG, nf . Som figur C8 viser avviker ikke antall sysselsatte kvinner etter ny og gammel inndelingen mye over perioden.

Avstemmingen av antall sysselsatte i de nye kvinnegruppene mot KNR-tall vil bli rett fram, som for resten av gruppene:

$$(C.6) \quad nk_j = nf k_j * ((KV87'ntot - nus) / nf), \\ j = 25, 40, 60.$$

n_i er det endelige målet på antall sysselsatte som brukes i konstruksjonen av de ulike arbeidsmarkedsgruppenes arbeidstilbud, nt_i . Arbeidstilbudet til hver befolkningsgruppe er summen av antall sysselsatte og antall ledige og beregnes rett fram:

$$(C.7) \quad nt_i = n_i + akul_i$$

$$i = 16, 20, m25, m60, k25, k40, k60, 67.$$

Det å legge til antall ledige gir ikke noe utslag på de små forskjellene det er mellom ny og gammel inndeling av kvinner, det vil si at forskjellene mellom $ntgk + ntuk$ og $ntk25 + ntk40 + ntk60$ er omtrent like store som forskjellene mellom tilsvarende summer for nf_i . Dette innebærer at det er en maksimal differanse, i arbeidstilbudet for kvinner, på rundt 7 000 personer mellom ny og gammel inndeling.

Tidligere utgitt på emneområdet*Previously issued on the subject***Rapporter (RAPP)**

- 90/4: Arbeidstilbudet i Modag - En analyse av utviklingen i yrkesdeltakingen for ulike sosiodemografiske grupper.
- 94/3: Tilbud av arbeidskraft i Norge - En empirisk analyse på kvartalsdata for perioden 1972 til 1990.

Discussion Papers (DP)

- 171: Welfare effects of proportional taxation: Empirical evidence from Italy, Norway and Sweden
- 253: Female labour participation rates in Norway - trends and cycles

De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter*Recent publications in the series Reports*

- 2000/13 K. Rypdal og L.-C. Zhang: Uncertainties in the Norwegian greenhouse Gas Emission Inventory. 2000. 44s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4808-6
- 2000/14 A. Benedictow: Inntektsforholdene i landbruket: 1992-1997. 2000. 24s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-37-4809-4
- 2000/15 Ø. Skullerud og S.E. Stave: Avfallsregnskap for Norge: Metoder og resultater for plast. 2000. 51s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4810-8
- 2000/16 G. Beleme, F. Gjertsen og J.K. Borgan: Health Indicators and Health Information System in Botswana. 2000. 34s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4810-8
- 2000/17 J.L. Hass, R.O. Solberg og T.W. Bersvendsen: Industriens investeringer og utgifter tilknyttet miljøvern - pilotunder-søkelse 1997. 2000. 40s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4813-2
- 2000/18 F. Gundersen, U. Haslund, A.E. Hustad og R.J. Stene: Innvandrere og nordmenn som offer og gjerningsmenn. 2000. 68s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4816-7
- 2000/19 T. Smith: Utvikling av arealstatistikk for tettstedsnære områder - muligheter og begrensninger. 2000. 61s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4822-1
- 2000/20 A.S. Bye, K. Mork, T. Sandmo, B. Tornsjo: Resultatkontroll jordbruk 2000: Jordbruk og miljø, med vekt på gjennomføring av tiltak mot forureining. 2000. 82s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4824-8
- 2000/21 M. Torsvik: Epperspørsel og utgifter til pleie og omsorg. 2000. 25s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4827-2
- 2000/22 M. Bråthen og T. Pedersen: Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak - Deltakere i 1999. 2000. 36s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4833-7
- 2000/24 G.M. Pilskog og E. Sverrbo: Bruk av informasjons- og kommunikasjonsteknologi i næringslivet 1999: Undertittel. 2000. 50s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4838-8
- 2000/25 T. Lappgård: Fruktbarhetsmønstre blant innvandrerkvinner i Norge. 2000. 54s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4839-6
- 2000/26 T.A. Johnsen, F.R. Aune og A. Vik: The Norwegian Electricity Market: Is There Enough Generation Capacity Today and Will There Be Sufficient Capacity in Coming Years?. 2000. 49s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-5374859-0
- 2000/27 K. Mork, T. Smith og J. Hass: Ressursinnsats, utslipp og rensing i den kommunale avløpssektoren. 1999. 2000. 66s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4862-0
- 2000/28 A. Thomassen: Byggekostnadsindeks for boliger. Definisjoner og beregningsmetode. Vektor og representantvarer 2000. 2000. 72s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4867-1
- 2001/1 Use of ICT in Nordic enterprises 1999/ 2000. 2001. 28s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4873-6
- 2001/2 B. Havorsen, B.M. Larsen og R. Nesbakken Hvordan utnytte resultater fra mikroøkonometriske analyser av husholdningenes energiforbruk i makromodeller? En diskusjon av teoretisk og empirisk litteratur og aggregering. 59s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4879-5
- 2001/3 M. Rønsen: Market work, child care and the division of household labour. Adaptations of Norwegian mothers before and after the cash-for-care reform. 2001. 35s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4881-7
- 2001/4 A.L. Brathaug, H. Brunborg, E. Skretting Lunde, E. Nørgaard og Å. Vigran: Utviklingen av aldersrelaerte helse-, pleie og omsorgsutgifter. 2001. 46s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4900-7
- 2001/5 L. Håkonsen, T. Kornstad, K. Løyland og T. O. Thoresen: Kontantstøtten- effekter på arbeidstilbud og inntektsfordeling. 2001. 67s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4901-5
- 2001/6 B. Tornsjo: Utslipp til luft fra innenriks sjøfart, fiske og annen sjøtrafikk mellom norske havner. 2001. 36s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4903-1