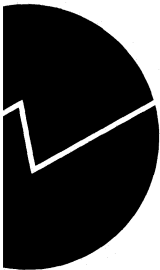


*Hilde-Marie Branæs Zakariassen*

# Rapport

**Tilbud av arbeidskraft i Norge**  
En empirisk analyse på kvartalsdata  
for perioden 1972 til 1990



*Hilde-Marie Branæs Zakariassen*

**Tilbud av arbeidskraft i Norge**  
En empirisk analyse på kvartalsdata for  
perioden 1972 til 1990

<b>Standardtegn i tabeller</b>	<b>Symbols in tables</b>	<b>Symbol</b>
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Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	: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
Foreløpige 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	

ISBN 82-537-3958-3  
ISSN 0332-8422

**Emnegruppe**  
32 Arbeidskraft

**Emneord**  
Arbeidsmarked  
Arbeidstilbud  
Makromodell  
Tidsserieanalyse  
Yrkesdeltaking

Design: Enzo Finger Design  
Trykk: Falch Hurtigtrykk

# Sammendrag

*Hilde-Marie Branæs Zakariassen*

## **Tilbud av arbeidskraft i Norge**

En empirisk analyse på kvartalsdata for perioden 1972 til 1990

**Rapporter 94/3 • Statistisk sentralbyrå 1994**

Denne rapporten presenterer resultatene fra en analyse av utviklingen i yrkesdeltakingen for ulike befolkningsgrupper på kvartalsdata. Arbeidet er et ledd i videreutviklingen av den makroøkonometriske modellen KVARTS. Tilbudet av arbeidskraft ble tidligere behandlet svært enkelt i denne modellen, og basert på de positive erfaringene en har hatt med detaljerte relasjoner i årsmodellen MODAG, er et tilsvarende opplegg forsøkt for KVARTS.

Hvilke faktorer som er av størst betydning for de ulike grupperes yrkesdeltaking er drøftet ved hjelp av økonometrisk analyse. I forhold til analysen på årsdata er det også lagt stor vekt på å analysere hvor raskt endringer i de ulike forklaringsfaktorene slår ut i yrkesdeltakingen. Som for den tidligere analysen tyder resultatene på at arbeidstilbudet til kvinner, ungdom og pensjonister er svært elastisk overfor situasjonen på arbeidsmarkedet. Yrkesdeltakingen for disse gruppene er således sterkt påvirket av utviklingen i sysselsettingen og arbeidsledigheten. Lønn ser for de fleste grupperes vedkommende ikke ut til å spille noen særlig stor rolle for arbeidstilbudet målt i antall personer.

**Emneord:** Arbeidsmarked, Arbeidstilbud, Makromodell, Tidsserieanalyse, Yrkesdeltaking



# Innhold

<b>1. Innledning</b>	7
<b>2. Teoretisk drøfting av tilbud av arbeidskraft</b>	9
2.1. Standard nyklassisk teori	9
2.2. Individets tilpasning når livsløpet vurderes under ett	12
2.3. Barns effekt på arbeidstilbudet i en modifikasjon av 2.1.	13
2.4. Skranker i arbeidsmarkedet og begrepet "tilbud av arbeidskraft"	15
<b>3. Modellutforming og økonometrisk spesifikasjon</b>	19
3.1. Modellutforming	19
3.2. Arbeidstilbudet i makro	19
3.3. Den økonometriske modellen	21
3.4. Modelleringsstrategi	23
<b>4. Datagrunnlaget for analysen av yrkesdeltakingen</b>	25
4.1. Kommentarer til plott over sysselsetting, yrkesdeltaking og arbeidsledighet	28
4.1.1. Ungdom 16-19 år	28
4.1.2. Ungdom 20-24 år	29
4.1.3. Menn 25-59 år	30
4.1.4. Menn 60-66 år	31
4.1.5. Gifte kvinner 25-66 år	32
4.1.6. Ikke gifte kvinner 25-66 år	33
4.1.7. Pensjonister 67-74 år	34
<b>5. Utarbeiding av en modell til forklaring av variasjoner i yrkesdeltakingen</b>	37
5.1. Ungdom 16-19 år	38
5.1.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer	38
5.1.2. Estimeringsresultater ungdom 16-19 år	39
5.1.3. Historisk føyning	44
5.2. Ungdom 20-24 år	45
5.2.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer	45
5.2.2. Estimeringsresultater ungdom 20-24 år	46
5.2.3. Historisk føyning	50
5.3. Menn 25-59 år	51
5.3.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer	51
5.3.2. Estimeringsresultater menn 25-59 år	53
5.3.3. Historisk føyning	56
5.4. Menn 60-66 år	57
5.4.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer	57
5.4.2. Estimeringsresultater menn 60-66 år	58
5.4.3. Historisk føyning	61
5.5. Gifte kvinner 25-66 år	62
5.5.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer	62
5.5.2. Estimeringsresultater gifte kvinner 25-66 år	66
5.5.3. Historisk føyning	71
5.6. Ikke gifte kvinner 25-66 år	71
5.6.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer	71
5.6.2. Estimeringsresultater ikke gifte kvinner 25-66 år	73
5.6.3. Historisk føyning	76
5.7. Pensjonister 67-74 år	77
5.7.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer	77
5.7.2. Estimeringsresultater pensjonister 67-74 år	77
5.7.3. Historisk føyning	80

---

<b>6. Oppsummering av den empiriske analysen</b> .....	81
6.1. Forklaringsfaktorer .....	81
6.2. Evaluering av modellen .....	82
6.3. Avsluttende kommentarer .....	82
<b>Vedlegg</b> .....	85
<b>Referanser</b> .....	97
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå .....	99

---

# 1. Innledning\*

Denne rapporten presenterer resultatene fra en analyse av faktorer som er med på å påvirke tilbudet av arbeidskraft. Kjennskap til effekten av disse faktorene sammen med kunnskap om etterspørselen kan være av stor betydning for å forklare utviklingen i arbeidsledigheten og lønnsdannelsen i årene framover. Det vil også kunne gi kunnskap om hvordan ulike politikktutforminger kan påvirke utviklingen.

Formålet med arbeidet har vært å utarbeide et sett med relasjoner som bestemmer størrelsen på arbeidsstyrken i Norge på grunnlag av kvartalsdata. Disse relasjonene skal innarbeides i Statistisk sentralbyrås kvartalsmodell KVARTS, hvor tilbudet av arbeidskraft hittil har blitt behandlet svært enkelt i en aggregert relasjon.

Individets beslutning om å tilby arbeidskraft kan betraktes som en todelt prosess; hvorvidt en skal tilby arbeid eller ikke, og i tilfelle hvor mange timer en ønsker å arbeide. Arbeidet er avgrenset til å analysere beslutningen om å tilby arbeid eller ikke. Selv om de generelle teoriene også dekker aspektet rundt hvor mye arbeid individet ønsker å tilby, er det ut fra denne avgrensningen spesielt lagt vekt på å finne fram til faktorer som kan ha innvirkning på individets beslutning om yrkesdeltaking. Analysen har derfor bestått i å modellere sannsynligheten for at et individ skal tilby arbeid eller ikke.

Som operasjonell variabel for tilbudet av arbeidskraft i makro er det hensiktsmessig å benytte yrkesdeltakingen. "Yrkesdeltakingen" måles som arbeidsstyrkens andel av befolkningen. "Arbeidsstyrken" er definert som summen av arbeidssøkere uten arbeidsinntekt og sysselsatte i (evt. midlertidig fraværende fra) inntektsgivende arbeid. På grunn av store forskjeller i yrkesdeltakingen mellom ulike sosio-demografiske grupper, kan vridninger i befolkningssammensetningen ha stor betydning for yrkesprosenten i befolkningen totalt. Ulike faktorer kan også ha forskjellig betydning for yrkesdeltakingen for de forskjellige gruppene. Ved å analysere yrkesdeltakingen for ulike grupper av befolkningen får vi tatt hensyn til disse aspektene. Tilgangen på data setter imidlertid begrensninger på hvor disaggregert analysen kan gjennomføres. De viktigste aspektene antas å bli tatt vare på ved følgende inndeling:

- Ungdom 16-19 år
- Ungdom 20-24 år
- Menn 25-59 år
- Menn 60-66 år
- Giftede kvinner 25-66 år
- Ikke giftede kvinner 25-66 år
- Pensjonister 67-74 år

Ved siden av innledningskapitlet inneholder rapporten fem kapitler og tre vedlegg.

Kapittel 2 danner den teoretiske bakgrunnen for valget av forklaringsfaktorer til den empiriske analysen. I dette kapitlet presenteres de grunnleggende teoriene for et individs tilpasning i arbeidsmarkedet. Begrepet "tilbud av arbeidskraft" diskuteres i tilknytning til en søkemodell. Teoridelen omfatter også en drøfting av hvordan enkelte av de beslutningene individet tar kan ha betydning for arbeidstilbudet over livsløpet.

---

\* Analysen ble utført under et korttidsengasjement Hilde-Marie Branæs Zakariassen hadde ved Seksjon for økonomisk analyse i 1991 og 1992 og utgjør hennes hovedoppgave til sosialøkonomisk embetseksamen.



Modelleringen av den økonometriske modellen behandles i kapittel 3. Valget av yrkesdeltaking eller ikke utformes her som et sannsynlighetsutsagn. I dette kapitlet drøftes overgangen fra mikro til makro, og vi kommer også inn på enkelte økonometriske problemer i forbindelse med estimeringen av modellen.

Kapittel 4 omhandler datagrunnlaget for den empiriske analysen. Analysen er gjort på tidsserier med kvartalsdata fra perioden 1972 til 1990. I hovedsak er det tatt utgangspunkt i Statistisk Sentralbyrås arbeidskraftundersøkelser (AKU) og i årsserier konsistente med Nasjonalregnskapet. Kapitlet tar for seg tilretteleggingen av datamaterialet. Dessuten gis en omtale av utviklingen i sysselsetting, yrkesdeltaking og arbeidsledighet for de enkelte gruppene over estimeringsperioden.

Den empiriske analysen presenteres gruppe for gruppe i kapittel 5. I hvert avsnitt diskuteres først aktuelle forklaringsvariable. Deretter følger en gjennomgang av selve estimeringen av modellen, og en evaluering av det aktuelle resultatet.

Rapporten munner ut i et oppsummeringskapittel hvor den (foreløpig) endelige modellen presenteres med en tabell over langtidselastisitetene. Modellens føyning diskuteres, og vi kommer også inn på forslag til muligheter for forbedringer ved senere reestimering.

## 2. Teoretisk drøfting av tilbud av arbeidskraft

Dette kapitlet tar for seg økonomisk teori for et individs tilpasning i forhold til arbeidsmarkedet. Siktemålet med den teoretiske gjennomgangen er å klarlegge hvilke mekanismer en tenker gjør seg gjeldende, og på grunnlag av dette finne fram til aktuelle forklaringsvariable som en bør forsøke i den empiriske analysen. Individets tilpasning kan betraktes som en todelt prosess; valget yrkesdeltaking eller ikke, og hvor mange timer individet eventuelt ønsker å arbeide. I dette arbeidet vil vi konsentrere oss om den første delen, og er dermed først og fremst interessert i å finne fram til faktorer som påvirker yrkesdeltakingen.

I avsnitt 2.1 presenteres en "lærebokframstilling" av standard nyklassisk teori for et individs tilbud av arbeidskraft. På slutten av avsnittet kommer vi inn på betydningen av endringer i ektefellens inntekt for individets valg av yrkesdeltaking.

I avsnitt 2.2 kommer vi inn på beslutninger som kan ha konsekvens for individets tilbud av arbeidskraft på lang sikt. Her er valget om å ta utdanning eller ikke valgt som eksempel.

Avsnitt 2.3 er inspirert av Beckers tidsbruksanalyse. Her behandles barns effekt på foreldrenes arbeidstilbud.

Forhold på etterspørselssiden er også av betydning for individets valg av yrkesdeltaking. I avsnitt 2.4 kommer vi inn på en diskusjon av begrepet "tilbud av arbeidskraft" i tilknytning til en såkalt "søkemodell".

### 2.1 Standard nyklassisk teori

I den enkle, statiske nyklassiske teorien for tilbud av arbeidskraft betraktes individets tilpasning på arbeidsmarkedet med utgangspunkt i en avveining mellom konsum av to goder: samlet konsum av varer og tjenester (X) og fritid (F). For enkelhets skyld skilles det ikke mellom ulike typer av varer og tjenester. En antar at individet har positiv grensenytte av begge godene, og at individet tilpasser seg slik at han oppnår maksimal nytte. Individets nyttefunksjon kan da defineres som

$$(2.1) \quad U = U(X, F)$$

I utgangspunktet ønsker individet ubegrensede mengder av begge godene, men det er ulike skranke på mulighetsområdet. Her blir det kun tatt hensyn til en tidsskranke og en budsjettskranke; andre mulige begrensninger som det ses bort fra er for eksempel arbeidstidsbestemmelser og at muligheten for arbeid kan være rasjonert fra etterspørselssiden. Individet har den totale tiden T til rådighet. T kan for eksempel være lengden av perioden målt i antall timer. Denne tiden kan individet fordele på arbeid (L) og fritid (F). Vi har altså

$$(2.2) \quad T = L + F$$

Hvis  $w$  er lønnsraten og  $t$  en konstant proporsjonal skattesats, blir maksimal disponibel arbeidsinntekt lik

$$(2.3) \quad w(1 - t)T$$

(Forutsetningen om en konstant proporsjonal skattesats er en forenkling i forhold til det norske skattesystemet. Dersom en benytter en progressiv skattesats, vil dette komplisere analysen, men en del aspekter blir ivaretatt med en proporsjonal skatt.)

I tillegg får individet en arbeidsfri inntekt lik  $y$  slik at den maksimalt oppnåelige disponible inntekten ( $I^*$ ) er

$$(2.4) \quad I^* = w(1-t)T + y$$

Dersom individets arbeidstid er  $L$ , blir den disponible inntekten ( $I$ )

$$(2.5) \quad I = w(1-t)L + y$$

Hvis vi setter inn for arbeidstiden,  $L=T-F$ , i dette uttrykket, og  $p$  er en prisindeks, får vi individets budsjettbetingelse:

$$(2.6) \quad pX + w(1-t)F \leq w(1-t)T + y$$

Det forutsettes at budsjettbetingelsen gjelder med likhet. (Dette følger av forutsetningen om positiv grensenytte). Vi ser at godet "fritid" har prisen  $w(1-t)$  som tilsvarende det individet alternativt kunne fått i lønn dersom han hadde jobbet. Maksimering av individets nytte gitt hans budsjettbetingelse gir (når vi forutsetter at 2. ordensbetingelsen er oppfylt) følgende tilpasningsbetingelse:

$$(2.7) \quad \frac{U_F}{U_X} \leq \frac{w(1-t)}{p}$$

Når (2.7) gjelder med likhet, har individet tilpasset seg slik at det til gitt disponibel timelønn og pris er indifferent mellom én enhet mer fritid eller konsum.

Imidlertid er det skranker på mulighetsområdet. Den maksimale mengden fritid er gitt ved  $T$ . Dersom budsjettbetingelsen gjelder med ulikhet ved  $F=T$ , betyr det at forholdet mellom grensenytten av fritid og grensenytten av konsum er mindre enn prisforholdet mellom de to godene når individet benytter hele tiden til fritid. Til den gjeldende "prisen" på fritid ønsker individet mer enn den oppnåelige mengden  $T$ . Det betyr at individet velger  $L=0$ , altså at det ikke tilbyr arbeid.

"Skyggeprisen" på et gode angir hvor mye individet på marginalen er villig til å gi fra seg av et gode for å oppnå ytterligere en enhet av et annet. Den marginale substitusjonsbrøken mellom to goder er et uttrykk for skyggeprisen ( $r$ )

$$(2.8) \quad r = \frac{U_F}{U_X}$$

Ved å sette inn for  $X$  og  $F$ , kan skyggeprisen uttrykkes ved

$$(2.9) \quad r = r \left[ \frac{w(1-t)L + y}{p}, T - L \right]$$

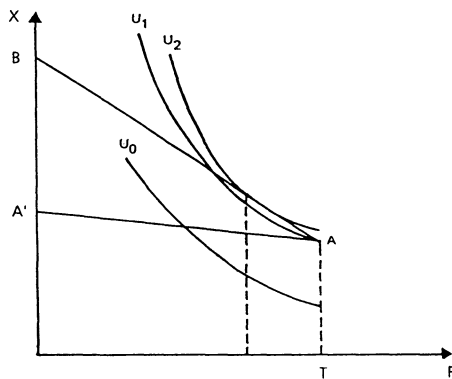
Normalt er skyggeprisen ikke observerbar fordi den bestemmes subjektivt og fordi det er skranker i arbeidsmarkedet. Dersom (2.7) gjelder med likhet, er individets skyggepris eksakt lik reallønna. Siden det antas at grensenytten av fritid er positiv, er det et offer forbundet med å jobbe. Da er det rimelig å anta at lønna må over et visst nivå før individet er villig til å tilby arbeid. Dette lønnsnivået kalles reservasjonslønnen. Uttrykket for reservasjonslønnen finner vi ved å sette  $L=0$ :

$$(2.10) \quad r^* = r \left( \frac{y}{p}, T \right)$$

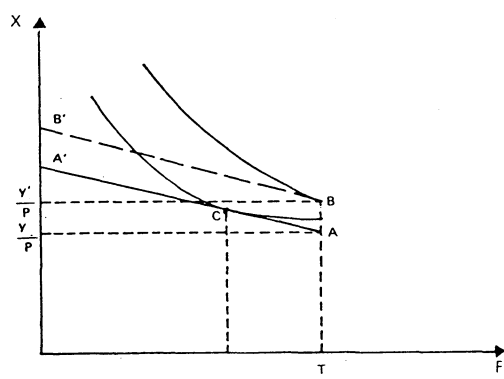
Vi ser at reservasjonslønnen avhenger av realverdien av den arbeidsfrie inntekten. Dersom reallønna er lavere enn dette, vil ikke individet tilby arbeid fordi offeret er større enn avkastningen på marginalen.

Figur 2.1 gir en grafisk illustrasjon av valget om yrkesdeltaking. I figuren måles konsumet langs den lodrette aksene og fritid utover langs den vannrette aksene. Individet har maksimalt tiden  $T$  til disposisjon, og valgt arbeidstid måles fra denne verdien og innover mot origo. Den arbeidsfrie inntekten,  $y$ , er tegnet inn ved avstanden  $TA$ .

Figur 2.1. Avveiningen mellom konsum og fritid



Figur 2.2. Effekter av økt arbeidsfri inntekt



Budsjettlinjen AA' tilsvarer et gitt lønnsnivå og en gitt arbeidsfri inntekt. Området som avgrenses av budsjettlinjen AT og de to aksene er individets mulighetsområde.

Individets preferanser er representert ved indifferenskurvene  $U_0$ ,  $U_1$ ,  $U_2$ . En indifferenskurve angir ulike kombinasjoner av de to godene som av individet anses som likeverdige. Nyttens antas å øke utover i godediagrammet, slik at  $U_0 < U_1 < U_2$  osv. Dette er fordi et større kvantum alltid foretrekkes framfor et mindre.

Et nyttemaksimerende individ vil tilpasse seg på budsjettlinjen. Tilpasningspunktet avhenger av individets subjektive preferanser, angitt ved indifferenskurvenes krumning, og budsjettbetingelsen.

Til budsjettbetingelsen AA' vil individet velge å ikke arbeide fordi den maksimalt oppnåelige nytten er representert ved  $U_1$ . Dersom lønna øker, men den arbeidsfrie inntekten holdes konstant, får vi budsjettlinjen AB som har en brattere hellning. Vi får en ny tilpasning på et høyere nivå der AB tangerer  $U_2$ . I dette punktet velger individet å tilby arbeid.

For et individ som tilbyr arbeid i utgangspunktet (2.7 gjelder med likhet), vil en økning i timelønn gi to motstridende effekter; en substitusjonseffekt og en inntektseffekt. Den økte lønssatsen innebærer en økt "pris" på fritid, og dette fører isolert sett til at individet ønsker mindre fritid og tilbyr mer arbeid. Økt lønn innebærer imidlertid økt inntekt. Forutsatt at fritid er et normalt gode, innebærer inntektseffekten at individet etterspør mer fritid. Nettovirkningen på arbeidstilbudet avhenger av hvilken av disse to effektene som er sterkere. I figuren over er det implisitt antatt at den positive substitusjonseffekten er sterkere enn den negative inntektseffekten, slik at nettoeffekten av økt timelønn på tilbudet av arbeid er positiv.

Økt timelønn vil ikke ha noen inntektseffekt for et individ som ikke tilbyr arbeid. Dersom lønnsøkningen er stor nok til at en når nivået på individets reservaslønn, vil individet velge å tilby arbeid. Ellers vil lønnsøkningen ikke ha noen effekt. I figur 2.1 ser vi at dette vil skje dersom lønna øker tilstrekkelig til at budsjettlinjen får en brattere helning enn indifferenskurven i punktet A.

Økt arbeidsfri inntekt vil ikke gi noen substitusjonseffekt. Inntektseffekten er entydig negativ slik at arbeidstilbudet går ned dersom fritid er et normalt gode. Dette er illustrert i figur 2.2.

Igen representerer linjen AA' den opprinnelige budsjettlinjen, Til denne verdien på  $w$  og  $y$  tilpasser individet seg i punktet C hvor  $L > 0$ . Dersom den arbeidsfrie inntekten øker og lønnen holdes konstant, får budsjettlinjen et positivt parallellt skift til BB'. Nå tilpasser individet seg i punktet B som gir et høyere nyttenivå. I dette punktet er  $L = 0$ . Når den arbeidsfrie inntekten øker, fører det til at reservaslønnen øker, og dermed kan en anta at økt arbeidsfri inntekt har en negativ effekt på tilbudet av arbeid.

Som en modifikasjon av modellen presentert i over, kan en i stedet for et individ betrakte tilpasningen til en husholdning med individer som oppfører seg som en økonomisk enhet. Med økonomisk enhet menes at husholdningen er underlagt én felles ressurskranke, og at det i husholdningen foretas en felles vurdering av de

ulike husholdningsmedlemmenes tilpasning slik at de maksimerer den samme nyttefunksjonen under den gitte ressursranken.

Det forutsettes at husholdningen består av to voksne individer som kan delta i arbeidsmarkedet. (2.2) gjelder for hver av dem, og for husholdningen totalt gjelder (2.2')

$$(2.2') \quad T^{\text{tot}} = L^m + L^k + F^m + F^k$$

der  $T^{\text{tot}} = T^m + T^k$  er den totale tiden husholdningen disponerer over,  
 $L^i$  er tid benyttet til inntektsgivende arbeid, og  
 $F^i$  er fritid for henholdsvis mannen ( $i=m$ ), og kvinnen ( $i=k$ ).

Husholdningens økonomiske ressursranke (budsjettbetingelsen) er da gitt ved

$$(2.6') \quad pX + (1-t)w_m F^m + (1-t)w_k F^k \leq (1-t)(w_m + w_k)T^{\text{tot}} + y'$$

der  $p$  er en prisindeks  
 $y'$  er arbeidsfrie inntekter  
 $w_m$  og  $w_k$  er henholdsvis mannens og kvinnens markedslønnssats.

For det enkelte individet blir ektefellens inntekt i dette tilfellet å betrakte som en del av den arbeidsfrie inntekten  $y$  (Jfr. relasjon (2.6)). I den enkle teorien over fant vi at en endring i den arbeidsfrie inntekten hadde en negativ effekt på individets arbeidstilbud (forutsatt at fritid er et normalt gode). En økning i mannens lønn vil føre til at han til samme tilbud av arbeidskraft mottar en høyere inntekt. Samtidig vil substitusjonseffekten av den økte lønnen på arbeidstilbudet være positiv. Dersom substitusjonseffekten er sterkere enn inntektseffekten, vil det økte arbeidstilbudet føre til at inntekten øker ytterligere.

Økningen i mannens inntekt vil føre til en nedgang i kvinnens arbeidstilbud fordi hennes reservasjonslønn øker (se relasjon (2.10)). Dersom endringen i mannens inntekt er tilstrekkelig stor, kan en komme i den situasjonen at kvinnens reservasjonslønn overstiger hennes forventede markedslønn, og hun velger å ikke tilby arbeid ( $L^k=0$ ).

Den samme effekten vil i prinsippet gjelde fra en økning i kvinnens lønn på mannens yrkesdeltaking.

## 2.2 Individets tilpasning når livsløpet vurderes under ett.

Dersom en ønsker å trekke inn momenter i analysen som har betydning for individets arbeidstilbud over livsløpet, er det klart at en statisk tilnærming blir for enkel. Mens individet i den statiske modellen valgte *nivået* på konsum av varer og fritid til gitte priser, er analogien til en dynamisk tilnærming at individet velger et sett av  $X$  og  $F$  over tid. Dvs. individet velger *tidsprofilen* for konsum av varer og fritid til en gitt utvikling i pris-, lønns- og rentenivå. Her er det med andre ord nødvendig å se hele livsløpet under ett, og faktorer som forventet utvikling i for eksempel prisnivå og lønn, marginal tidspreferanse og risikoaversjon vil være med på å påvirke tilpasningen.

Eksempler på beslutninger hvor livsløpet må vurderes under ett, kan være valget om en skal ta utdanning eller ikke og beslutningen om å stifte familie.

Mens valget om å ta utdanning eller ikke har spesiell relevans for ungdommers yrkesdeltaking, kan den siste problemstillingen antas å være av spesiell betydning for gifte kvinners yrkesdeltaking. Ljones(1979) argumenterer for at det er relevant å betrakte tilpasningen av barnetall og arbeidstilbud som en simultan beslutningsprosess ved dynamiske analyser. På kort sikt kan imidlertid barnetallet betraktes som gitt. Vi kommer nærmere inn på problemstillingen med barns effekt på yrkesdeltakingen i avsnitt 2.3.

Valget om å ta utdanning eller ikke kan behandles som en investeringsbeslutning. Dersom individet velger å ikke ta utdanning, mottar han en jevn inntektsstrøm i hver periode (på 1 år) over hele livsløpet. Utdanning gir større utbytte av arbeidsinnsatsen i form av høyere forventet timelønn når individet går ut i lønnet arbeid. Det er imidlertid en kostnad forbundet med å ta utdanning fordi det forutsettes at individet ikke har arbeidsinntekt i studietiden. I tillegg kommer andre eventuelle utgifter i forbindelse med utdanningen. I studieperioden vil individet derfor motta en negativ netto inntektsstrøm fordi kostnadene i forbindelse med utdanningen overstiger inntekten. Senere mottar han en positiv netto inntektsstrøm som er større enn den han ville mottatt uten utdanning. Arbeidstakere med utdanning har gjerne en brattere lønnsstige enn de uten. Som en forenkling tar vi ikke hensyn

til slike ulikheter, men forutsetter at inntektsstrømmene er konstante i begge tilfeller (med unntak av skiftet med at en går over fra utdanning til arbeid), høyere dersom utdanning velges.

Dersom investeringen vurderes etter nåverdikriteriet<sup>1</sup>, vil et nyttemaksimerende individ velge utdanning dersom (2.11) er oppfylt<sup>2</sup>:

$$(2.11) \quad U = \left[ \frac{I_u - I_i}{1+r} + \dots + \frac{I_u - I_i}{(1+r)^n} \right] \geq 0$$

- der  $I_u$ : Netto inntektsstrøm per år dersom individet velger utdanning. Denne størrelsen vil være  $\leq 0$  i den perioden individet er under utdanning fordi kostnadene overstiger inntekten. Senere er den positiv og større enn  $I_i$ .
- $I_i$ : Netto inntektsstrøm per år dersom individet velger å ikke ta utdanning.
- $r$ : Diskonteringsrate. I diskonteringsraten inngår både markedsrenten og individets subjektive marginale tidspreferanse og grad av risikoaversjon. Markedsrenten er positiv. Det er en vanlig forutsetning at konsum i dag foretrekkes framfor konsum i senere perioder. Dette gir isolert sett en positiv diskonteringsrate. Siden "framtiden er usiker" vil en person med risikoaversjon i større grad foretrekke konsum i dag framfor i framtiden. dette kommer til uttrykk ved en høyere diskonteringsrate.
- $U$ : Neddiskontert samlet avkastning av utdanning over  $n$  perioder som er den tidshorisonten individet betrakter.
- $n$ : Individets tids- eller planleggingshorisont.

Av (2.5) framgår det at individets inntekt regnes som summen av netto arbeidsinntekt og andre inntekter. Dersom et individ mottar stipend i studietiden, øker dette nettoinntektsstrømmen individet mottar i studietiden (mindre negativ), og dermed nåverdien av "investeringen". Av (2.11) ser vi at dersom stipendet er tilstrekkelig stort til at  $U \geq 0$ , vil dette føre til at individet velger utdanning framfor yrkesdeltaking. Rentefritak på studielån i studietiden og/eller subsidiert rente på lånet senere har samme effekt som et stipend.

Ljones (1979) påpeker at forventet markedslønn er et uttrykk for individenes subjektive vurdering av mulig-hetene for utbytte i arbeidsmarkedet. Ved siden av økonomiske faktorer er det derfor også grunn til å inkludere ikke-økonomiske faktorer som for eksempel interessante arbeidsoppgaver og betydningen av eventuell sosial status ved å ha en innflytelsesrik jobb eller å ha "blitt til noe". Dersom individet regner med slike faktorer i den forventede "lønnen", kan han akseptere en lavere differanse i kroner og øre og likevel velge utdanning.

Jo høyere lønn for de med utdanning sammenlignet med de uten, jo flere vil velge utdanning. Det at utdanning kan øke sannsynligheten for i det hele tatt å få jobb vil også ha innvirkning. Dette argumentet vil trolig bli tillagt større vekt ved et slakt arbeidsmarked. Økende ledighet kan redusere forventet markedslønn mest for de uten utdanning fordi sannsynligheten for å bli ledig øker mer for dem enn for de som har utdanning. I dette tilfellet kan en tenke seg at ettersom det ved valg av utdanning kan være mindre usikkerhet knyttet til framtidige inntektsstrømmer, kan en operere med to diskonteringsrater; en høyere uten utdanning, og en lavere med utdanning. Da kan individet akseptere en mindre differanse i inntekt etter endt utdanning, og likevel finne det mest lønnsomt å velge utdanning.

Dersom et individ velger utdanning, har dette en negativ effekt på arbeidstilbudet på kort sikt. På lengre sikt kan en imidlertid forvente en høyere timelønn etter endt utdanning, noe som vil gi økt yrkesdeltaking (Jfr. drøftingen i 2.1.). En kan heller ikke utelukke at ikke-økonomiske faktorer av typen nevnt over fører til at de som i utgangspunktet har valgt utdanning har større preferanser for yrkesdeltaking.

### 2.3. Barns effekt på arbeidstilbudet i en modifikasjon av 2.1.

I avsnitt 2.2 ble det nevnt at barn er av spesiell betydning for gifte kvinners yrkesdeltaking. Tidsbruksanalysen presentert i Becker(1965) er et velegnet verktøy for å analysere avveiningen mellom barnetall og yrkesdeltaking. I dette avsnittet skisseres grunntanken i modellen, men resonnementene blir gjort innenfor modellen i avsnitt 2.1.

Vi tar igjen utgangspunkt i den nyttemaksimerende husholdningen beskrevet i tilknytning til relasjon (2.2') og (2.6') på slutten av avsnitt 2.1.

<sup>1</sup> Se D. Lund (1987).

<sup>2</sup> Denne framstillingen bygger mye på Lindquist et.al(1990), hvor Rødseth(1969) oppgis som referanse.

Tanken er at husholdningens medlemmer omdanner varer og tjenester til såkalte "grunnleggende goder" ved hjelp av innsats av tid. Husholdningen er således både konsumenter og produsenter av disse "grunnleggende godene". Som eksempler på slike grunnleggende goder kan nevnes å sove, spise, more seg, osv.

Det forutsettes at husholdningens medlemmer er prisfaste kvantumstilpassere i alle markeder; det vil si at de ikke kan påvirke priser og lønninger ved sin tilpasning, men må ta disse som gitt. Forventet markedslønn kan godt variere mellom individer, men ikke slik at individene selv kan påvirke dette ved sin tilpasning.

Vi definerer følgende nyttefunksjon for husholdningen:

$$(2.12) \quad U = U(Z_1, Z_2, \dots, Z_n)$$

der  $Z_j$  er mengden av grunnleggende gode nr.  $j$ .

Siden vi antar at de grunnleggende godene produseres i husholdningen, defineres følgende produktfunksjon for hvert grunnleggende gode  $i$ :

$$(2.13) \quad Z_i = f_i(X_i, T_i)$$

der  $X_i$  kan betraktes som vektoren av varer og tjenester som inngår i produksjonen av grunnleggende gode  $i$  og  $T_i$  er tiden som går med i produksjon og konsum av godet.

De ulike grunnleggende godene fordrer ulik innsats av tid og varer; å sove er for eksempel et svært tidsintensivt gode, mens å spise er mer vareintensivt. Vi kan snakke om en pris på de grunnleggende godene. Denne prisen avhenger av hvor mye tid og varer som inngår som produksjonsfaktorer og av prisen på disse.

Husholdningens nyttefunksjon kan skrives på formen

$$(2.14) \quad U = U'(X_1, \dots, X_n, T_1, \dots, T_n)$$

Husholdningen disponerer over begrensede ressurser av tid og inntekt.

Den totale tiden husholdningen disponerer over ( $T^{\text{tot}}$ ) benyttes til produksjon og konsum av grunnleggende goder ( $T_i$ ) og til inntektsgivende arbeid.

Husholdningens tidsbudsjett blir da som følger:

$$(2.15) \quad T^{\text{tot}} = \sum_{i=1}^n T_i + L$$

Det å ha barn kan betraktes som et grunnleggende gode. Denne betraktningssmåten innebærer at barnas egen velferd kun trekkes implisitt inn i analysen via foreldrenes velferd. Det forutsettes også at barna ikke deltar aktivt i produksjonen og konsumet av de grunnleggende godene. På kort sikt kan barnetallet betraktes som gitt.

Det er grunn til å anta at barn er et tidsintensivt gode. Det kan også virke rimelig å anta at barn er mer tidsintensive for kvinner enn for menn, spesielt når barna er små. I så fall vil "barn" først og fremst redusere den tiden kvinnen kan disponere mellom arbeid og fritid. Som en forenkling forutsetter vi at det kun er kvinnetid som inngår i produksjonen av godet "barn". Når barna blir eldre, blir de mer vareintensive. Varer kan imidlertid ikke fullt ut erstatte tid i produksjonen av det grunnleggende godet "barn".

Figur 2.3 er i prinsippet samme figur som 2.2. Her kan vi sammenligne situasjonen for kvinnen før og etter at det kommer barn inn i bildet. I utgangspunktet var den disponible tiden linjestykket  $OT$ , og til gitt lønn og pris valgte hun å tilby arbeid. Etter at vedkommende har fått barn er den disponible tiden begrenset til  $OT'$ , og vi ser at i denne situasjonen velger hun å ikke tilby arbeid (i et tilfelle hvor "barn" er noe mindre tidsintensivt enn vist i figuren, vil en kunne få en situasjon hvor hun reduserer sitt arbeidstilbud uten å trekke seg helt ut av arbeidsmarkedet).

I avsnitt 2.1. så vi at en økning i arbeidsfri inntekt hadde en entydig negativ effekt på individets arbeidstilbud (se figur 2.2.). Dersom husholdningen velger å få barn, vil dette føre til at husholdningens disponible inntekt til andre goder reduseres, og dette kan tolkes som en negativ arbeidsfri inntekt. Fradraget i den arbeidsfrie inntekten gjør at reservasjonslønnen går ned, og dette vil ha en positiv effekt på tilbudet av arbeidskraft.

Vi ser at "barn" har to motstridende effekter på tilbudet av arbeidskraft; en negativ på grunn av redusert tid til rådighet og en positiv på grunn av reduksjonen i den arbeidsfrie inntekten.

Dersom det er mulig å substituere mellom innsats av tid og varer i produksjonen av godet "barn", slik at en ved å kjøpe barnepass kan gjøre "barn" mer vareintensive og mindre tidsintensive, kan dette ha en positiv effekt på arbeidstilbudet.

Utbyttet av arbeidsinnsatsen blir imidlertid redusert fordi utgiftene til barnepass må trekkes fra timelønnen. Dette fører til at fritid blir rimeligere relativt til konsum, og ut fra resonnetet i tilknytning til figur 2.1 vet vi at for et individ som tilbyr arbeid i utgangspunktet vil en endring i lønn ha to motstridende effekter. Det er vanlig å anta at substitusjonseffekten er sterkest, slik at dette aspektet isolert sett drar i retning av at kvinnen tilbyr mindre arbeid.

Det er grunn til å tro at "barn" først og fremst berører kvinnens yrkesdeltaking. Økt barnetall har en negativ effekt på arbeidstilbudet via redusert tid, mens økte økonomiske kostnader drar i motsatt retning. Når det gjelder økt barnehagetilgang vil tidsaspektet og kostnadsaspektet dra i motsatt retning; dersom økt barnehagedekning til de gitte priser fører til at kvinnen velger å ha barna der og gå ut i arbeidsmarkedet, må en anta at tidsaspektet er det viktigste, og i så fall vil økt tilgang på barnehageplasser ha en positiv effekt på kvinnens yrkesdeltaking. I den grad "barn" har effekt på mannens tilpasning, vil denne være positiv (vi forutsetter da at mannen ikke ser nytten av å bruke tid på barn). Dette er fordi "barn" for han fortøner seg som en reduksjon i den arbeidsfrie inntekten (både via kostnadene knyttet til "barn" og via ektefellens reduserte arbeidsinntekt).

#### 2.4. Skranker i arbeidsmarkedet og begrepet "tilbud av arbeidskraft"

I det foregående ble det forutsatt at individets mulighetsområde kun var begrenset av tid og penger. Innledningsvis ble det nevnt at det også kunne eksistere andre skranker, som for eksempel institusjonelt vedtatte arbeidstidsbestemmelser og rasjonering fra etterspørselssiden.

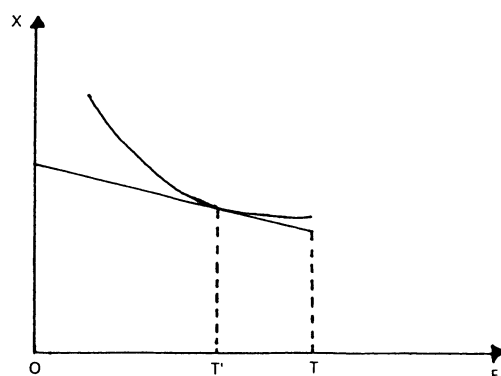
I Ljones (1985) begynner forfatteren sin behandling av temaet tilbud av arbeidskraft med en diskusjon av hva man skal forstå med "tilbud av arbeidskraft".

Det er vanlig å betrakte yrkesdeltaking og tilbud av arbeidskraft som synonyme begreper. Begrunnelsen for dette er at arbeidssøkere også regnes med i arbeidsstyrken og dermed defineres som yrkesaktive. I en situasjon hvor arbeidsmarkedet ikke er rasjonert vil dette være en uproblematisk definisjon. Dersom arbeidsmarkedet er rasjonert, kan det imidlertid være at denne definisjonen ikke fanger opp alle som søker arbeid fordi noen gir opp å søke.

Et aktuelt begrep i denne sammenhengen er "skjult arbeidsledighet". Det vil si at ikke alle som ønsker jobb synes som arbeidsledige i statistikken fordi de av ulike grunner ikke aktivt søker jobb. I litteraturen om tilbud av arbeidskraft diskuteres eksistensen av såkalte "discouraged worker"- og "added worker"-effekter. Den første effekten er den mest interessante. Kort fortalt dreier det seg om at høy arbeidsledighet fører til redusert tilbud av arbeidskraft. Dette skyldes at folk ikke engang prøver å søke arbeid fordi de tror det er fånyttet. Dette er trolig spesielt aktuelt for lavt kvalifisert arbeidskraft ettersom arbeidsledigheten er betraktelig høyere for disse enn for høyere kvalifisert arbeidskraft. (Dette behandles blant annet av Chinhui Juhn(1992) i en artikkel med data fra U.S.A.). Når det gjelder arbeidsledighet og muligheten for å finne arbeid vil det være store regionale forskjeller, og det er sannsynlig at det også vil være store forskjeller for ulike profesjoner. I AKU oppgir mange kvinner nettopp mangel på egnede arbeidsplasser som grunn til at de ikke søker arbeid.

Richard B. Davies et.al(1992) tar i sin artikkel spesielt opp sammenhengen mellom menns arbeidsledighet og deres

Figur 2.3. Effekter på arbeidstilbudet som følge av tidsbruk på barn





kones yrkesdeltaking. De kommer inn på at det kan eksistere en "added worker"-effekt ved at kvinner søker arbeid når mannen blir arbeidsledig. (Jfr. effekten av redusert  $y$  i 2.1). De påpeker imidlertid at offentlige støtteordninger kan inneholde negative insentiver ved at kvinnens eventuelle arbeidsinntekt reduserer utbetalingene til mannen. De peker også på at det empirisk sett ser ut til at arbeidsledige menn ofte er gift med ikke yrkesaktive kvinner. De mener at dette kan ha ulike forklaringer; det kan ha sin forklaring i arbeidsmarkedet på bostedet, eller at felles sosiologiske faktorer gjør at hverken mannen eller kvinnen lykkes i å finne jobb. Deres resultater tyder likevel på at "discouraged worker" effekten er sterkere enn "added worker" effekten.

Davies et.al refererer også til en fransk forsker ved navn Barrere-Maurisson som argumenterer for eksistensen av en "macho effekt". Dette er en annen begrunnelse for "discouraged worker" effekten (som imidlertid er vanskelig å begrunne ut fra økonomisk teori); nemlig at det kan skade mannens selvfølelse å bli forsørget av sin kone, og at hun av hensyn til dette ikke arbeider når mannen er arbeidsledig (!!).

I Ljones (1985) presenteres en såkalt "søkemodell". Dette er en modell hvor en tar hensyn til at sannsynligheten for å få jobb har betydning for hvorvidt en søker arbeid eller ikke. Dette skyldes at det er kostnader forbundet med å søke jobb, og hvis en tror at sannsynligheten for å få jobb er liten, ønsker en ikke å ta kostnadene ved å søke. Denne sannsynligheten er subjektiv, men vil være påvirket av den observerte ledigheten. Han setter opp en nyttefunksjon hvor forventet nytte av å søke arbeid er lik den veide summen av å søke jobb gitt at en får arbeid og nytten av å søke gitt at en ikke får arbeid, der vektene er den subjektive sannsynligheten for å få arbeid gitt at en søker.

Formelt kan valget om å søke i denne modellen illustreres som følger:

Vi antar nyttefunksjonen  $U(X,F)$ ,  $X$ =konsum,  $F$ =fritid.

Videre har vi

- $w$  = reallønn for markedsarbeid. For individer som er sysselsatt kan denne observeres. Vi antar at de som ikke er sysselsatte kjenner den lønnen de vil få hvis de får jobb.
- $P$  = den subjektive sannsynligheten for å finne jobb gitt at en søker (lønnen er gitt).
- $m$  = kostnader ved å søke jobb.
- $L$  = arbeidstid.
- $y$  = arbeidsfri inntekt.

Vi lar den indirekte nyttefunksjonen være  $V(Lw+y-m,w)$ .

Individets forventete nytte ved å søke arbeid er da

$$(2.14) \quad PV(Lw + y - m) + (1 - P)V(y - m, 0)$$

Nytten ved å holde seg utenfor arbeidsstyrken er

$$(2.15) \quad V(y, 0)$$

En forutsetter at individet vil søke arbeid hvis forventet nytte av å søke er større enn eller lik nytten av å ikke søke:

$$(2.16) \quad PV(Lw + y - m) + (1 - P)V(y - m, 0) \geq V(y, 0)$$

Reservasjonslønnen er da gitt ved den lønnsatsen hvor individets nytte er lik enten han søker eller ikke søker. Det kan vises at reservasjonslønnen avtar med økende sannsynlighet for å få jobb gitt at en søker, og dette vil gi økt søketilbøyelighet. Intuitivt kan dette best forstås ved å sammenligne med et lotteri der søkekostnaden er prisen på loddet,  $P$  er sannsynligheten for å bli trukket ut, og lotteriets gevinst er den eventuelle arbeidsinntekten. Jo færre lodd per gevinst, (dvs. jo flere ledige jobber i forhold til antall arbeidssøkende), jo større er sannsynligheten for å bli trukket ut, og jo mindre er sannsynligheten for at en kaster bort pengene sine ved å ta lodd (søke jobb). Søkeren kan påvirke trekk sannsynligheten ved å kjøpe flere lodd (dvs. søke mer aktivt) noe som imidlertid innebærer større kostnader.

Når et individ skal danne seg en formening om sin sannsynlighet for å få jobb dersom han søker,  $P$ , vil han ta utgangspunkt i sitt kjennskap til situasjonen på arbeidsmarkedet. Dersom det er stor ledighet, vil dette være en indikasjon på at det kan være vanskelig for han å finne arbeid, (dvs.  $P$  er lav). Dette kan føre til at han velger å la være å søke. Dette er et eksempel på den tidligere omtalte "discouraged worker"-effekten.

Ljones trekker i tvil hvorvidt det er rimelig å snakke om kostnader av betydning ved å søke jobb. Han påpeker at det også kan være negative søkekostnader fordi kontakt med arbeidskontoret kvalifiserer til å motta ledighetstrygd. Dette vil i så fall motvirke "discouraged worker" effekten for dem som har krav på ledighetstrygd. For kvinner og ungdom er dette ikke nødvendigvis tilfelle. Mange av dem har ikke krav på arbeidsledighetstrygd fordi de ikke tidligere har vært yrkesaktive, og deres søkekostnader vil derfor være reelle. Dersom de observerer at det er få egnede ledige arbeidsplasser, vil dette kunne føre til at de ikke søker.

Det kan også være slik at rigide arbeidstidsbestemmelser forhindrer noen fra å søke fordi de ikke ønsker å jobbe så mange timer som det i tilfelle kreves.



### 3. Modellutforming og økonometrisk spesifisering

Teorikapitlet inneholdt en presentasjon av økonomisk teori for individets tilpasning i forhold til arbeidsmarkedet utledet med basis i generelle funksjonsformer. Denne presentasjonen er ment å danne grunnlaget for en empirisk analyse av yrkesdeltakingen i makro. For å kunne foreta estimeringer, er det nødvendig å spesifisere funksjonsformen. I avsnitt 3.1 "oversettes" den teoretiske modellen til "økonometrisk terminologi" ved at valget om yrkesdeltaking modelleres som et sannsynlighetsutsagn. Avsnitt 3.2 tar for seg overgangen fra individets valg av yrkesdeltaking i mikro til yrkesdeltakingen i makro, og en del problemer en støter på i den forbindelsen. Selve den stokastiske utformingen av modellen behandles i avsnitt 3.3. I dette avsnittet kommer vi også inn på spesielle problemer som kan gjøre seg gjeldende i forbindelse med estimeringen. Til slutt kommer vi inn på modelleringsstrategi og kriterier for modellevaluering i avsnitt 3.4.

#### 3.1 Modellutforming<sup>3</sup>

I kapittel 2 ble det vist at individets strategi er å velge yrkesdeltaking dersom den realdisponible timelønna overstiger individets reservasjonslønn.

Vi antar at den realdisponible timelønna,  $w$ , og reservasjonslønna,  $r$ , kan uttrykkes ved følgende lineære relasjoner:

$$(3.1) \quad \begin{aligned} w &= \frac{W(1-t)}{P} = x_1' \alpha + v_1 \\ r &= x_2' \gamma + v_2 \end{aligned}$$

der  $x_1$  og  $x_2$  er kolonnevektorer med observerbare variable i modellen for  $w$  og  $r$ , og  $v_1$  og  $v_2$  er stokastiske restledd. ( $W$  er nominell timelønn,  $P$  en prisindeks, og  $t$  en skattesats).

I  $x_2$  inngår ulike observerbare sosiodemografiske og økonomiske faktorer som en antar har betydning for individenes preferanser med hensyn til yrkesdeltaking.

Ved å utnytte at differansen mellom to uavhengige og normalfordelte variable er normalfordelt, kan vi sette opp sannsynlighetsmodellen for om individet velger yrkesdeltaking eller ikke:

$$(3.2) \quad P(L > 0) = P(w > r) = \Phi(x' \beta)$$

der  $\Phi(\cdot)$  betegner den kumulative sannsynlighetsfunksjonen til normalfordelingen. Relasjon (3.2) definerer da sannsynligheten for at et tilfeldig individ skal velge yrkesaktivitet, dvs.  $L > 0$ , eller ikke.

#### 3.2. Arbeidstilbudet i makro

Den teoretiske utledningen som danner grunnlaget for sannsynlighetsmodellen i avsnitt 3.1 tok for seg et individs beslutning om yrkesdeltaking begrunnet i variasjoner i ulike forklaringsfaktorer. Siktemålet med denne oppgaven er imidlertid å analysere yrkesdeltakingen i makro, og det er på sin plass å komme nærmere inn på overgangen fra mikro til makro. Denne overgangen er ikke uproblematisk. Årsaken er at en i makro foretar en aggregering som fører til at en ikke får fanget opp individspesifikke kjennetegn. Disse individspesifikke kjennetegnene kan være

<sup>3</sup> Se forøvrig Lindquist et.al (1990).

faktorer som ikke kan observeres direkte, eller det kan være faktorer som er observerbare og av stor betydning for enkelte individers yrkesdeltaking; fordi vi har foretatt en aggregering får ikke disse faktorene signifikant forklaringskraft i den estimerte modellen, og det er problematisk at endringer i befolkningens sammensetning påvirker sammenhenger som estimeres i makro. Vi har forsøkt å begrense problemet ved at vi har delt arbeidsstyrken inn i grupper etter en del felles kjennetegn som vi antar innebærer en viss homogen adferd; for eksempel kjønn og alder. Jo mer disaggregert analysen gjøres, jo flere slike kjennetegn har en mulighet til å ta hensyn til. Her vil det imidlertid være en avveining mellom hva en mister av informasjon og hva som er praktisk mulig.

Videre vil også forklaringsfaktorene være aggregerte serier. Her kan det bli et problem at en feiltolker effekten av en endring i en variabel. Et eksempel kan være den siste tidens store mannskapsreduksjon innenfor banksektoren. Ved oppsigelsene har det gjennomgående vært de med lavest ansiennitet som har måttet gå først. Vanligvis har de med lavest ansiennitet også lavest lønn. Når disse ikke lenger mottar lønn, vil det gjennomsnittlige lønnsnivået i banksektoren stige uten at noen egentlig har gått opp i lønn. Hvis dette har forekommet samtidig med en endring i venstresidevariabelen, vil en kunne komme til å feilaktig forklare utviklingen med "lønnsendringen".

Lindquist et.al (1990) argumenterer likevel for at aggregeringsproblemet ikke er til hinder for at probitmodellen (3.2) kan benyttes som en analogi på makronivå hvis en bare er oppmerksom på at en ikke uten videre kan sammenligne parameterestimaterne med tilsvarende estimater fra mikroanalyser. De påpeker også at en endring i sammensetningen av populasjonen vil kunne endre parametrene på makronivå.

Dersom vi ikke er i nærheten av halene til fordelingen, kan probitmodellen tilnærmes med den logistiske fordelingen<sup>4</sup>:

$$(3.3) \quad p(L>0) = \Phi(x'\beta) \approx F(x'\beta) = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}}$$

Det forutsettes da at restleddet er logistisk fordelt i stedet for normalfordelt. Av (3.3) ser vi at den logistiske funksjonen er en monotont stigende funksjon som uansett verdien på høyresidevariablene alltid vil anta verdier mellom 0 og 1. Derfor er den en hensiktsmessig funksjon for modellering av sannsynligheter. Dessuten ser vi at den logistiske kumulative sannsynlighetsfordelingsfunksjonen er på sluttet form, og den er derfor enklere å forholde seg til enn normalfordelingens funksjon.

I avsnitt 3.1 modellerte vi sannsynligheten for at individet skulle velge yrkesdeltaking. En nær analogi i makro er å benytte yrkesandelen i befolkningen.

Yrkesprosenten (yrkesandelen multiplisert med 100) til gruppe  $j$  kan da uttrykkes ved relasjon (3.4).

$$(3.4) \quad yp_j = \frac{e^{x'_j\beta_j}}{1 + e^{x'_j\beta_j}} \cdot 100$$

Av (3.4) får vi at

$$(3.5) \quad \log\left(\frac{yp_j}{100 - yp_j}\right) = x'_j\beta_j$$

Den generelle formen på elastisiteten til yrkesprosenten i modellen (3.4) med hensyn på en vilkårlig variabel  $x_k$  i  $x$ -vektoren, når alle variablene i  $x$ -vektoren er på logaritmisk form, er gitt ved (3.6).

$$(3.6) \quad El_{x_k} yp_j = (100 - yp_j) \beta_{jk} / 100$$

Av uttrykket over ser vi at elastisitetene vil variere med størrelsen på yrkesprosenten. Ettersom yrkesprosenten varierer over tid, vil heller ikke elastisitetene være konstante. Når yrkesprosenten nærmer seg grensen 100, vil

<sup>4</sup> Denne drøftingen bygger på Lindquist et.al (1990). Der er overgangen fra mikro til makro også drøftet mer formelt.

elastisitetene gå mot 0. Når yrkesprosenten går mot 0, vil elastisitetene gå mot  $\beta_{jk}$ . Logit-modellen sikrer at de modellberegnete yrkesandelene ligger innenfor det logiske mulighetsområdet, dvs. at  $yp_j \in [0,100]$ .

### 3.3 Den økonometriske modellen

I utgangspunktet kan en enkel stokastisk utforming av (3.5) gjøres på følgende måte:

$$(3.7) \quad y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$$

der  $u_t$  er et stokastisk restledd og

$$y_t = \log \frac{yp_j}{100 - yp_j}$$

$$x_t = \log x_j$$

Det er grunn til å anta at yrkesdeltakingen er påvirket av forhold som kommer i forkant av den faktiske tilpasningen, og at tilpasningen skjer som en gradvis bevegelse mot langtidsløsningen. Vi er interessert i å modellere disse eventuelle treghetene i tilpasningen, og da er en dynamisk utforming av den empiriske modellen mer hensiktsmessig enn den statiske modellen (3.7). For å unngå skjeve estimatorer på grunn av utelatt dynamikk, bør den dynamiske spesifikasjonen være så generell som mulig. En autoregressiv distribuert lag (ADL) modell er en slik generell spesifikasjon, og har følgende utseende (presentert med to variable og to lag):

$$(3.8) \quad y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2} + v_t$$

Det er et vanlig problem i økonometriske modeller at forklaringsvariablene er nært korrelerte, og det er vanskelig å skille effekten på venstresidevariabelen fra hver enkelt. Dette fenomenet kalles *multikollinearitet*. Ved perfekt multikollinearitet bryter MKM sammen. "Klassiske" indikasjoner på multikollinearitet er svært høy  $R^2$  og insignifikante koeffisienter.

Ved å reparametrisere ADL modellen til en såkalt *feiljusteringsmodell*<sup>5</sup> reduseres dette problemet fordi selv om to variable er tilnærmet perfekt korrelerte er ikke nødvendigvis differensen mellom dem korrelerte. En stor fordel med denne parametriseringen av ADL modellen er at parametrene i feiljusteringsmodellen er enkle å tolke økonomisk. I feiljusteringsmodellen inngår differenser og laggete nivåvariable i samme modell. De differensierte variablene representerer den umiddelbare effekten av økt  $x$  på  $y$ , mens de laggete nivåvariablene representerer langtidsløsningen.

Relasjon (3.9) er et eksempel på en slik modell.

$$(3.9) \quad \Delta y_t = \alpha + b_0 \Delta x_t + b_1 \Delta x_{t-1} + c \Delta y_{t-1} + d x_{t-1} + g y_{t-1} + v_t$$

$\Delta$  uttrykker endringen i variabelen.

Sammenhengen mellom parametrene i (3.8) og (3.9) er gitt ved

$$b_0 = \beta_0, \quad b_1 = -\beta_2, \quad c = -\gamma_2, \quad d = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2, \quad g = \gamma_1 + \gamma_2 - 1$$

Langtidseffekten er lik  $-d/g$ .  $g$  måler hvor raskt avviket fra langtids-likevekten korrigeres. Jo nærmere  $g$  er  $-1$ , jo raskere skjer tilpasningen. For at modellen skal være dynamisk stabil, må  $0 < g < -2$ .

Under estimeringen av modellen er vanlig minste kvadraters metode (MKM) benyttet. Forutsatt at det ikke er perfekt multikollinearitet mellom forklaringsvariablene og restleddet er "hvit støy", gir MKM BLUE-estimatorer (best linear unbiased estimators). Dvs. estimatorene er de beste (i betydningen de med minst varians) lineære forventningsrette og konsistente estimatorene for de koeffisientene en ønsker å estimere. Dersom det inngår lagget endogen variabel i modellen er ikke MKM-estimatoren lenger forventningsrette, men de er fremdeles konsistente dersom restleddsforutsetningene forøvrig er oppfylt.

<sup>5</sup> Se Engle, R.F. og C.W.J. Granger (1987) og Hendry et.al (1984).

**Spesielle problemer:**

I en situasjon uten arbeidsledighet vil de observerte yrkesprosentene være en samling markedskryss, og en finner ikke nødvendigvis fram til tilbudskurvens helning med utgangspunkt i dette datamaterialet. Dette skyldes at tilbudet av og etterspørselen etter arbeidskraft i stor grad vil være påvirket av de samme faktorene, i første rekke lønn. Ved estimering på markedsmodellen kan dette føre til problemer med å få identifisert modellens parametre fordi en endring i en forklaringsvariabel vil føre til at både tilbuds- og etterspørselskurven får et skift. For å bestemme tilbudsfunksjonen er det derfor nødvendig med minst en eksogen forklaringsvariabel i etterspørselsfunksjonen som ikke inngår i tilbudsfunksjonen. Dermed kan en få kjennskap til tilbudsfunksjonen via skift i etterspørselsfunksjonen.

I praksis vil det være flere forhold som reduserer identifiseringsproblemet ved empirisk modellering av det norske arbeidsmarkedet; dette kan være tregheter i tilpasningen, produktivitetsvekst og ulik utvikling i skattesatser og priser som har betydning for enten tilbuds eller etterspørselssiden.<sup>6</sup>

Som nevnt over, vil det observerte arbeidstilbudet (arbeidsstyrken) i virkeligheten være å betrakte som et markedspunkt bestemt av samspillet mellom tilbud og etterspørsel. I dette samspillet bestemmes lønn, sysselsetting og ledighet simultant. Når en skal estimere en enkelt relasjon i dette systemet, vil det være et problem at enkelte av forklaringsfaktorene er korrelerte med restleddet. I dette tilfellet vil ikke de estimerte parametrene være konsistente og forventningsrette (dette fenomenet kalles simultanitetsskjevheter).

Dersom formålet kun er betinget estimering og testing, er det tilstrekkelig at vedkommende forklaringsvariabel,  $X_t$ , er "svakt eksogen". Med dette menes at den kan behandles som "fast" når en trekker slutninger om interesseparametrene. Dette innebærer at en ikke mister informasjon ved å betinge med hensyn på  $X_t$  uten å spesifisere den genererende prosessen. For simultane dynamiske ligningsmodeller kan det under visse betingelser vises at svak eksogenitet er ekvivalent med at en variabel er predeterminert. En variabel  $X_t$  er predeterminert dersom den er uavhengig av restleddet  $u_{t-i}$  for alle  $i \leq 0$ .

Av den teoretiske presentasjonen framgikk det at lønn er en sentral forklaringsvariabel for yrkesdeltakingen. Dersom lønnen faktisk bestemmes ved klarering i arbeidsmarkedet, står vi overfor et simultanitetsproblem. Lindquist et.al(1990) argumenterer for at datamaterialet som analysen bygger på ikke er generert ved en prosess med fullt fleksible lønninger som sikrer markedsklarering. Over estimeringsperioden kan en observere et varierende nivå på ledigheten og antall ledige jobber. Det er store tregheter i lønnsdannelsen. Lønnen bestemmes i stor grad ved tariff-forhandlinger mellom partene i arbeidslivet. Ettersom tariffavtalene gjelder for et lengre tidsrom, er det ikke helt riktig å si at lønnsnivået bestemmes av de rådende markedsforhold.

Fordi en antar at sannsynligheten for å finne egnet arbeid er av spesielt stor betydning for kvinners arbeidstilbud, er det konstruert en arbeidsmarkedsindikator som viser utviklingen i antall kvinnearbeidsplasser. En kan imidlertid ikke utelukke at yrkesdeltakingen og arbeidsmarkedsindikatoren bestemmes simultant, slik at variabelen er dårlig egnet som forklaringsfaktor når den inngår med verdi fra inneværende periode. Lindquist et.al(1990) trekker imidlertid fram en del aspekter ved analysen som bidrar til å redusere dette problemet:

- Arbeidsmarkedsindikatoren er en aggregert størrelse som sier noe om sysselsettingsmulighetene for kvinner, mens det estimeres mer disaggregert; gifte og ikke-gifte kvinner og to ungdomsgrupper der kvinner inngår.
- Ledigheten kommer mellom tilbudet og den etterspørselsbaserte arbeidsmarkedsindikatoren, selv om lav og stabil ledighet i estimeringsperioden likevel har forårsaket stor grad av samvariasjon mellom sysselsatte og arbeidsstyrke.
- Slik arbeidsmarkedsindikatoren er konstruert er den ikke påvirket av at kvinneandelen i de ulike næringer har økt som følge av kvinnelig yrkesdeltaking. Utviklingen er først og fremst preget av de endringer i næringsstrukturen som har funnet sted, med sterk vekst i offentlig og privat tjenesteyting.

<sup>6</sup> Simultanitets- og identifiseringsproblemet er grundigere behandlet i Lindquist et.al(1990). Se forøvrig Maddala(1989).

### 3.4 Modelleringsstrategi

Mekanismene i økonomien er kompliserte, og den datagenererende prosessen er ukjent. Selv om enhver økonometrisk modell derfor vil være en forenkling, er det ønskelig å komme så nær den datagenererende prosessen som mulig.

David F. Hendry (Pagan(1987)) argumenterer for at en bør ta utgangspunkt i den datagenererende prosessen når en skal bestemme den økonometriske modellen for et økonomisk fenomen. Framfor å ta utgangspunkt i én bestemt teori, bør en starte med et generelt utgangspunkt som kan omfatte flere konkurrerende teorier. På denne måten prøver en å ta hensyn til alle relevante effekter for det fenomenet en ønsker å forklare. Forslag til variable i denne forbindelsen kan dermed komme fra flere konkurrerende teorier.

Ideelt sett bør den generelle modellen omfatte alle faktorer som kan ha betydning for det fenomenet en ønsker å forklare. Imidlertid vil det vanligvis være praktiske begrensninger på hvilke variable en har mulighet til å inkludere. Dette kan skyldes at det er problematisk å operasjonalisere en variabel f.eks. på grunn av måleproblemer eller rett og slett fordi det ikke er foretatt innsamling av data for vedkommende variabel. Dette kan føre til skjevheter i estimatene på grunn av utelatte variable og målefeil.

Modelleringsstrategien er altså at en starter opp med en mest mulig generell modell.

For å få tatt hensyn til mulig sesong i dataseriene, bør en ved kvartalstall starte med opptil 4-5 lag på hver av forklaringsvariablene og venstresidevariabelen ved spesifisering av den generelle modellen.

Deretter forenkles modellen ved at det pålegges nullrestriksjoner og andre lineære restriksjoner der data tillater det. Den endelige modellen bør ikke bestå av flere parametre enn strengt tatt nødvendig. Dette er viktig av hensyn til antall frihetsgrader. Få frihetsgrader vil gi svært uskarpe estimater. En modell med få parametre vil vanligvis også være mer stabil enn modeller med flere parametre.

Ved å følge denne prosedyren ender en opp med flere aktuelle modellalternativer. Disse vurderes så mot hverandre på grunnlag av forklaringskraft og føyningssegenskaper.

Følgende kriterier må oppfylles for at en modell skal kunne betraktes som en gyldig forenkling av den datagenererende prosessen<sup>7</sup>:

- a) Det må være prinsipielt mulig at modellen har generert data.
- b) Modellen må være konsistent med økonomisk teori.
- c) Regressorene i modellen bør oppfylle relevante eksogenitetskriterier.
- d) Parameterestimatene må være stabile over tid.
- e) Residualene i modellen må ikke vise systematikk i form av heteroskedastisitet, autokorrelasjon eller fravær av normalitet.
- f) Vurdert etter kriteriene a) - e) bør modellen være minst like god som rivaliserende modeller for samme fenomen.

Den valgte modellen evalueres til slutt ved å teste for kriteriene d) og e) ovenfor. Her kan ulike metoder som rekursiv estimering, virkningsberegninger og en rekke testobservatorer benyttes. Disse testobservatorene er nærmere omtalt i vedlegg A.

---

<sup>7</sup> Hendry, David F. og J.F.Richard(1983).





## 4. Datagrunnlaget for analysen av utviklingen i yrkesdeltakingen

På grunn av store forskjeller i yrkesdeltakingen mellom ulike sosio-demografiske grupper, kan vridninger i befolkningssammensetningen ha stor betydning for yrkesprosenten til befolkningen totalt. Denne effekten tas hensyn til dersom en analyserer yrkesdeltakingen separat for de ulike gruppene. I MOSART, en mikrosimuleringsmodell for utdanning og arbeidsstyrke (Andreassen m.fl. (1993)), er denne inndelingen gjort svært detaljert med ett-årige aldersgrupper fordelt på kjønn, alder, ekteskapielig status, antall barn, utdanning og hvorvidt vedkommende deltar i arbeidsstyrken eller ikke. Som et ytterligere eksempel på hvor detaljert inndelingen er, kan det nevnes at det er ca 100 utdanningsgrupper. I MODAG har en av praktiske årsaker valgt å begrense denne inndelingen til sju hovedgrupper, da en mener at dette er tilstrekkelig detaljert til å få ivarett de viktigste forskjellene med hensyn til yrkesdeltaking og faktorer som påvirker denne for de ulike gruppene. Av datamessige grunner har vi funnet det hensiktsmessig å legge oss på dette aggregeringsnivået også for analysene av arbeidstilbudet i KVARTS. Inndelingen er som følger:

- Ungdom 16-19 år
- Ungdom 20-24 år
- Menn 25-59 år
- Menn 60-66 år
- Gifte kvinner 25-66 år
- Ikke gifte kvinner 25-66 år
- Pensjonister 67-74 år

Yrkesprosenten, eller yrkesdeltakingen, for en gruppe er definert som arbeidsstyrken i prosent av antall personer i alt i hver gruppe.

Arbeidsstyrken er summen av arbeidssøkere uten arbeidsinntekt og sysselsatte. Denne definisjonen brukes i Statistisk Sentralbyrås arbeidskraftundersøkelse (AKU); der "sysselsatte" omfatter personer som utførte inntektsgivende arbeid av minst en times varighet i undersøkelsesuken, og personer som var midlertidig fraværende fra inntektsgivende arbeid i denne uken. "Arbeidssøkere uten arbeidsinntekt" er personer som ikke er sysselsatte i arbeidsuken, men som umiddelbart kan tiltre en jobb og som har søkt inntektsgivende arbeid de siste fire uker.

De makroøkonomiske modellene bygger på Nasjonalregnskapet, og denne tilknytningen tilsier at dataseriene som benyttes må samsvare med Nasjonalregnskapets. Foreløpig er det ikke utarbeidet dataserier i Nasjonalregnskapet hverken for den demografiske inndelingen nevnt over eller på kvartalsnivå. I forbindelse med utarbeidingen av arbeidstilbudsmodellen i MODAG er det imidlertid utarbeidet årsserier etter den ønskede demografiske inndelingen som er konsistente med Nasjonalregnskapet. Ved utarbeidingen av kvartalsseriene er det derfor tatt utgangspunkt i årsserier fra MODAG-databanken. Disse er så kvartalsfordelt ved hjelp av serier fra AKU.

Årsaken til at AKU-seriene ikke er helt konsistente med Nasjonalregnskapet er blant annet at enkelte definisjoner avviker fra de som benyttes i nasjonalregnskaps-statistikken.

Data for arbeidssøkere uten arbeidsinntekt er hentet direkte fra AKU. Når det gjelder antall sysselsatte er imidlertid ikke AKU-definisjonen sammenfallende med nasjonalregnskapets. De ulike definisjonene har først og fremst betydning for nivået. For antall sysselsatte ble det derfor tatt utgangspunkt i årsserier som er konsistente med Nasjonalregnskapet fra MODAG-databanken. Disse er lagt til grunn for nivået. Kvartalsseriene fra AKU ble benyttet til å konstruere nøkler for å kvartalsfordele årsseriene.

Definisjonen av "gifte kvinner" skaper også problemer her. AKU slår sammen gifte og samboende, mens det i befolkningsstatistikken legges formelle kriterier til grunn slik at "samboende" er med i gruppen av ikke gifte. I og med at det i løpet av 1980-tallet har blitt ganske vanlig med papirløse samboerforhold, blir skillet mellom formelt gifte og ikke gifte kvinner noe kunstig. Det ville muligens vært bedre å skille mellom kvinner med og uten barn ettersom en kan anta at dette vil ha større betydning for yrkesdeltakingen enn hvorvidt de er gift eller ikke.

AKU startet 1. kvartal 1972, og den empiriske analysen vil bygge på tidsserier med kvartalsdata fra begynnelsen og fram til 4. kvartal 1990.

AKU tallene er basert på utvalgsundersøkelser og enkel oppblåsing av utvalgsresultatene med etterstratifisering. Ved å etterstratifisere oppnår en at utvalgsvariansen blir mindre, og dette gir mer pålitelige resultater. Inndelingen i strata er basert på personregisteret (gruppert etter alder, kjønn og region) og data om registrerte sysselsatte.

"Arbeidssøkere uten arbeidsinntekt" må ikke forveksles med "registrerte ledige ved arbeids- og sjømannskontorene" som Arbeidsdirektoratet gir tall for. Grovt sett fanger AKU definisjonen også opp personer som søker arbeid men som ikke har registrert seg som ledige. (Dette kan spesielt gjelde for ungdom og andre som ikke har krav på ledighetstrygd og derfor ikke registrerer seg ).

I løpet av perioden har det skjedd en del endringer i AKU som fører til brudd i dataseriene. Det er imidlertid bare der bruddene kan ha ført til endringer i kvartalsfordelingen at det er påkrevet å ta hensyn til dem i og med at vi benytter MODAG-databanken som "fasit" for årsgjennomsnittet. De viktigste bruddene er omtalt i det følgende.

Fra og med 1975 ble det tatt i bruk nye estimeringsmetoder i AKU. Det førte til at folketallet i 1975 ble 22 000 høyere enn det ville blitt etter gammel estimeringsmetode, mens sysselsettingstallet ble ca 13 000 høyere. Fra og med 1976 ble det tatt i bruk nytt spørreskjema. Dette førte til at tallet på personer sysselsatt som familiearbeidere og tallet på midlertidig fraværende fra inntektsgivende arbeid ble høyere i 1976 og senere enn ved det gamle skjemaet. Virkningen for 1976 ble anslått til at ca 30 000 flere ble regnet som sysselsatte.

Fra og med 1. kvartal 1986 er det et brudd ved at en fjernet betingelsen om 10 arbeidstimer per uke for at familiearbeidere skulle klassifiseres som sysselsatte. I tillegg ble estimeringsmetoden lagt om ved at inndelingen i strata til etterstratifiseringen er basert både på personregisteret og på data for registrerte sysselsatte i arbeidstakerregisteret.

Fra og med 1987 regnes også vernepliktige med som sysselsatte. Dette vil spesielt slå ut i sysselsettingstallene for de to ungdomsgruppene. Mellom 1. og 2. kvartal 1988 oppsto et nytt brudd i AKU's sysselsettingsdata ved at kvartalsseriene etter den tid er basert på gjennomsnitt over tre uker i hvert kvartal, mot en referanseuke tidligere. Dette vil spesielt ha betydning for ungdomsgruppene sysselsettingstall fordi svært mange i denne gruppen er skoleelever/studenter og har sommerjobb i denne perioden. Dette er det forsøkt å korrigere for ved at tallene for 3. kvartal i årene før 1988 er oppjustert.

Det var nødvendig å bearbeide AKU-seriene noe for å få den rette inndelingen etter soiodemografisk gruppe. For årene 1972 - 1974 ble tallene for arbeidsstyrken bearbeidet for å få den riktige fordelingen på "menn 60-66 år", "gifte kvinner 25-66 år" og "ikke gifte kvinner 25-66 år". Til dette ble det benyttet årssnitt fra MODAG-databanken til å korrigere de beregnede kvartalstallene.

Tallene for arbeidsstyrken ble deretter brukt for å finne fordelingen på "sysselsatte" og "arbeidssøkere uten arbeidsinntekt". Også her var det nødvendig å bearbeide materialet noe fordi antall sysselsatte bare var tilgjengelig fordelt på alder. For å få fordelingen på kjønn og alder (og ekteskapelig status for kvinner) ble det også her brukt årsgjennomsnitt fra MODAG-databanken til å lage fordelingsnøkler for å spre totalen ut på de ulike gruppene for hvert kvartal.

For 1972 - 1974 måtte sysselsettingstallene også bearbeides slik at aldersgrupperingen ble riktig.

Tabell 4.1. til 4.3. er oppdaterte versjoner av tabellene gjengitt i Lindquist et al.(1990).

Av tabell 4.1. går det fram at antall sysselsatte kvinner økte sterkt i løpet av perioden. Også for menn i alderen 25 til 59 år er det en vekst i antall sysselsatte, men ikke så stor som for kvinner. For den yngste av ungdomsgruppene fant det sted en sterk reduksjon i sysselsettingen i løpet av 1960-tallet, trolig som følge av utbyggingen av videregående skoler. Fra 1972 hadde gruppen en sterk vekst i tallet på sysselsatte fram til 1987, men deretter har

**Tabell 4.1. Antall sysselsatte etter sosiodemografisk gruppe, 1000 personer**

	Ungdom 16-19 år	Ungdom 20-24 år	Menn 25-59 år	Menn 60-66 år	Giftede kvinner 25-66 år	Ikke giftede kvinner 25-66 år	Pensjonister 67-74 år	I alt 16-74 år
1970	109	191	765	100	295	119	62	1640
1975	100	192	800	107	358	136	46	1739
1980	116	221	832	110	459	166	44	1948
1984	103	217	829	103	486	192	45	1975
1987	131	245	865	93	532	223	43	2133
1990	96	223	867	79	518	235	35	2053

**Tabell 4.2. Befolkningstall. 1000 personer**

	Ungdom 16-19 år	Ungdom 20-24 år	Menn 25-59 år	Menn 60-66 år	Giftede kvinner 25-66 år	Ikke giftede kvinner 25-66 år	Pensjonister 67-74 år	I alt 16-74 år
1970	241	314	812	132	751	197	246	2692
1975	247	303	851	143	781	206	261	2793
1980	251	309	879	148	783	232	282	2885
1984	267	313	906	152	773	267	294	2972
1987	268	332	938	144	756	301	303	3043
1990	254	337	973	134	734	343	311	3086

**Tabell 4.3. Yrkesprosent etter sosiodemografisk gruppe**

	Ungdom 16-19 år	Ungdom 20-24 år	Menn 25-59 år	Menn 60-66 år	Giftede kvinner 25-66 år	Ikke giftede kvinner 25-66 år	Pensjonister 67-74 år	I alt 16-74 år
1970	49.0	63.0	94.7	76.2	40.0	61.5	25.1	61.9
1975	46.1	66.2	94.7	75.7	46.8	67.5	17.5	63.4
1980	50.8	73.5	95.3	74.7	59.8	71.6	15.7	68.6
1984	43.4	72.9	93.5	69.4	64.2	74.0	15.4	68.6
1987	53.1	76.8	93.3	64.9	71.5	75.6	14.3	71.6
1990	44.8	73.5	93.1	60.4	72.6	72.1	11.4	70.2

antallet falt tilbake til 1972 nivået. Gruppen "ungdom 20-24 år" har også hatt en tydelig vekst gjennom hele perioden. Gruppen "menn 60-66 år" hadde en vekst i antall sysselsatte fram til 1980, deretter har nivået falt kraftig. Pensjonister i alderen 67-74 år har hatt en nedgang i antall sysselsatte gjennom hele perioden.

Data for befolkningssammensetningen etter kjønn, alder og ekteskadelig status gir ifølge NOS Befolkningsstatistikk antall personer innenfor hver av de aktuelle sosiodemografiske gruppene. Av tabell 4.2. går det fram at en del av utviklingen i sysselsettingen for de ulike gruppene vist i tabell 3.1. kan forklares med at det har vært endringer i folketallet i vedkommende gruppe. Spesielt gjelder dette "menn 25-59 år" og "ikke giftede kvinner 25-66 år". Et tildels betydelig avvik mellom utviklingen i sysselsettingen og befolkningen for de øvrige gruppene har sammenheng med at yrkesdeltakingen har endret seg, som det går fram av tabell 4.3.

For arbeidsstyrken totalt viser yrkesdeltakingen en stigning fra 62 prosent i 1970 til 72 prosent i 1987. Deretter avtar yrkesdeltakingen noe, til 70 prosent i 1990.

Denne økningen i yrkesdeltakingen skyldes nok i hovedsak veksten i kvinners yrkesdeltaking. Spesielt har gruppen "giftede kvinner 25-66 år" hatt en sterk økning. I 1970 lå yrkesdeltakingen for denne gruppen på ca 40 prosent, i

1990 var den steget til 73 prosent. Også gruppene "ungdom 20-24 år" og "ikke gifte kvinner 25-66 år" har hatt en markert vekst i sin yrkesdeltaking. Utviklingen for disse gruppene har vært svært parallell; i 1970 var yrkesdeltakingen for "ungdom 20-24 år" på 63 prosent, og for "ikke gifte kvinner" på 62 prosent. I 1987 lå den på hhv. 77 og 76 prosent, mens den i 1990 var avtatt noe til hhv. 73 og 72 prosent. Vi ser at "gifte kvinner" faktisk har tatt igjen "ikke gifte kvinner" slik at disse gruppene nå har praktisk talt samme yrkesprosent.

Yrkesdeltakingen til gruppene "menn 60-66 år" og "pensjonister 67-74 år" har vist en avtakende tendens fra hhv. 76 og 25 prosent i 1970 til 60 og 11 prosent i 1990. For "menn 60-66 år" har det meste av denne nedgangen kommet på 1980 tallet, mens det for pensjonistenes vedkommende fant sted en stor nedgang i yrkesdeltakingen fra 1970 til 1975 som følge av nedsettelsen av pensjonsalderen i 1973. Deretter har det vært en jevn nedgang over hele perioden. Når det gjelder den yngste av ungdomsgruppene, har nivået variert mye fra 49 prosent i 1970, 43 prosent i 1984, 53 prosent i 1987 og ned igjen til 45 prosent i 1990.

#### **4.1. Kommentarer til plott over sysselsetting, yrkesdeltaking og arbeidsledighet**

Dette kapitlet inneholder kommentarer til utviklingen i sysselsettingen, yrkesdeltakingen og arbeidsledigheten for de ulike gruppene på bakgrunn av plott av kvartalsseriene for dataene.

##### **4.1.1. Ungdom 16-19 år**

Sysselsettingen for denne gruppen viser svært store, regelmessige sesongsvingninger med topper i 3. kvartal, og bunn i 1. kvartal. Denne gruppen består for en stor del av skoleelever som ofte har deltids- og feriejobber. Dette kan forklare en god del av sesongsvingningene; sysselsettingen er høyest i 3. kvartal som er "feriekvartalet". Det er også mange som har julejobber, slik at nivået på sysselsettingen i 4. kvartal er ganske høyt.

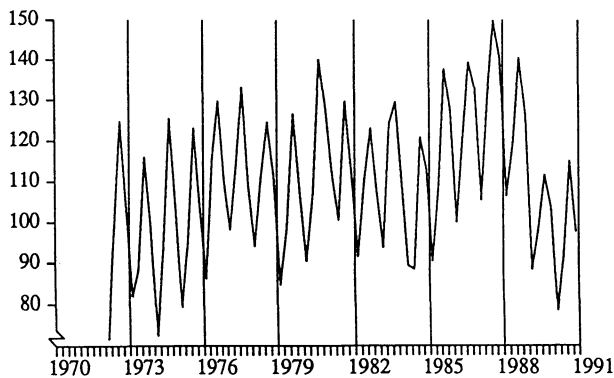
Det er vanskelig å oppdage noen egentlig trend. Nivået er noe stigende fra 1974 til 1977. Fra 1978 varierer nivået en del; fra dette tidspunktet begynner de store barnekullene fra 1960-tallet å nå opp i denne aldersgruppen, selv om det først er fra 1980 at de virkelig gjør seg gjeldende. Veksten i antallet personer som tilhører denne gruppen forklarer trolig at vi kan observere en liten vekst i antall sysselsatte til tross for en svak konjunkturutvikling. Fra 1985 steg nivået på sysselsettingen voldsomt, og dette falt sammen med en sterk vekst i sysselsettingen generelt som i særlig grad fant sted i privat tjenesteyting. Sysselsettingsveksten for denne gruppen kulminerte med en topp i 3. kvartal 1989, deretter har nivået falt kraftig. På dette tidspunktet har befolkningstilveksten for gruppen også avtatt, slik at et lavere nivå på sysselsettingen til en viss grad kan tilskrives færre personer, men en viktig årsak ligger nok i den kraftige nedgangen vi kan observere i økonomien generelt i denne perioden. Gjennom 1990 ser nivået ut til å ta seg noe opp igjen, men dette kan ha sammenheng med at det har blitt satset mer på sysselsettingstiltak for ungdom.

Yrkesdeltakingen for ungdom i alderen 16 til 19 år avspeiler svingningene i sysselsettingen og det er vanskelig å se noen trend. Nivået var noe stigende fram til 1978. Dette falt sammen med en periode med sterk vekst i etterspørselen i økonomien, og behovet for arbeidskraft var stort. På begynnelsen av 1980-tallet fikk vi en tilbakegang i økonomien, og allerede fra 1981 kan en observere en klar nedgang i yrkesdeltakingen til denne gruppen. Fra 1985 kan vi igjen observere en sterk stigning i yrkesdeltakingen blant ungdom på grunn av sysselsettingsveksten i tjenesteytende næringer. Denne veksten i yrkesdeltakingen kulminerte i 1988, og deretter falt den kraftig. Dette kan nok være uttrykk for at det har blitt svært vanskelig for ungdom i denne gruppen å få seg arbeid i de siste årene, og det vi kan observere kan være en kombinasjon av at flere søker videregående skole og at de rett og slett faller utenfor arbeidsmarkedet fra starten av.

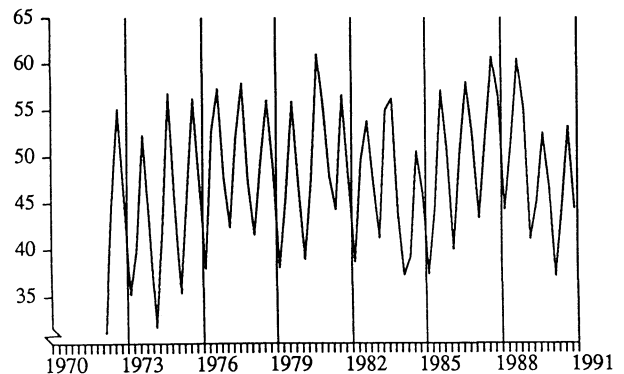
Sesongmønsteret for yrkesdeltakingen er helt regelmessig, og viser topper i 3. kvartal og bunn i 1. kvartal.

AKU-ledigheten for gruppen "ungdom 16-19 år" viser et stabilt nivå gjennom hele 1970-tallet. I 1982 steg nivået noe. Dette falt sammen med en svakere vekst i økonomien. I 2. kvartal 1983 nådde ledigheten en topp før den falt gjennom 1984. Fra 1984 og fram til 1987 fikk vi en ny periode med vekst i økonomien, og ledigheten holdt seg på et jevnt lavt nivå, men noe høyere enn før 1982. I løpet av 1987 snudde tendensen i økonomien, og fra 1988 kan en observere en kraftig stigning fram mot en absolutt topp i 3. kvartal 1989, deretter falt ledigheten en del gjennom 1990 - trolig mest som følge av en opptrapping av arbeidsmarkedstiltakene spesielt rettet mot ungdom og en utvidelse i antall elevplasser.

**Figur 4.1. Antall sysselsatte i alderen 16-19 år. 1000 personer**

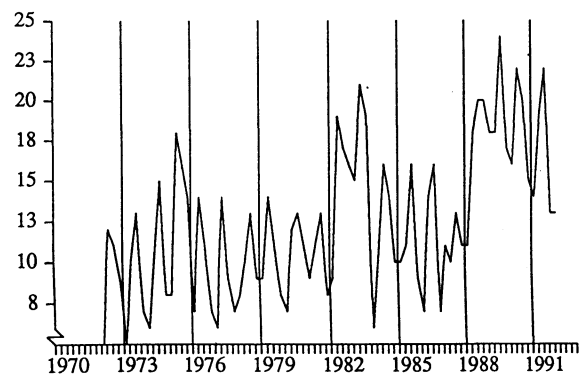


**Figur 4.2. Yrkesdeltaking, ungdom 16-19 år. Prosent**



Sesongmønsteret for ledigheten viser store, regelmessige svingninger med topper i 3. kvartal og bunn i 1. og 4. kvartal. Dette sesongmønsteret kan trolig forklares med utgangspunkt i skoleåret; ungdommene uteksamineres i slutten av 2. kvartal. 3. kvartal er feriekvartal, og mange ønsker sommerjobb. Det synes rimelig å anta at de som ikke har klart å skaffe seg jobb innen skolestart, velger å fortsette skolegangen framfor å gå ledige.

**Figur 4.3. Antall arbeidssøkere uten arbeidsinntekt, ungdom 16-19 år. 1000 personer**



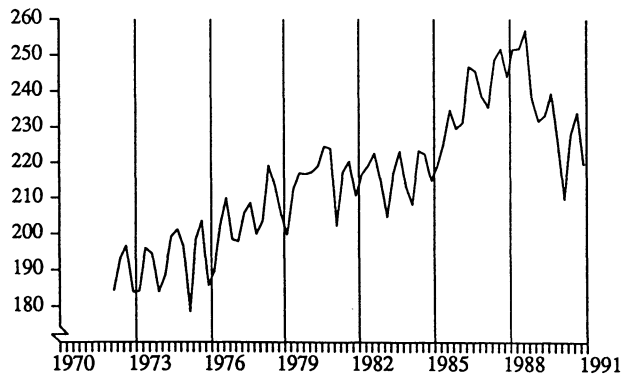
#### 4.1.2. Ungdom 20-24 år

Sysselsettingen for gruppen ungdom 20-24 år viser også store sesongsvingninger, men på langt nær så dramatiske som for den yngre ungdomsgruppen.

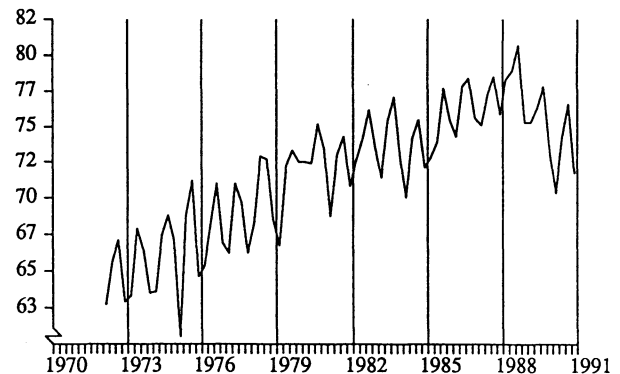
Sesongmønsteret er identisk med det som gjelder for den yngre ungdomsgruppen; bunnivå i 1. kvartal, og topp i 3. kvartal. Denne tendensen kan nok forklares med at også denne gruppen består av svært mange studenter og skoleelever. Når sesongutslagene er mindre her, er det nok den større andelen fulltidsarbeidende som gjør utslag. Tendensen i nivået på sysselsettingen avspeiler egentlig konjunktursituasjonen ganske godt; vi hadde en jevn vekst fra 1975 og fram til 1981 hvor nivået flatet ut. Fra 1985 fikk vi en kraftig vekst som kulminerte med en topp i 3. kvartal 1988. Deretter falt sysselsettingen klart fram mot 1991, med en bunnotering i 1. kvartal 1990 på 210 000 sysselsatte mot ca 252 000 i 1. kvartal 1988. De store kullene fra 1960-tallet kan forklare en del av sysselsettingsveksten. Samtidig har det imidlertid også vært en ganske sterk vekst i tallet på studieplasser som har demmet opp for den store tilveksten (Jfr. figur 5.2.1.).

Yrkesdeltakingen til denne gruppen viser en stigende tendens fra 1972 til 1987, med regelmessige sesongsvingninger. Svingningene avspeiler sysselsettingsutviklingen, og viser samme entydige mønster som for "ungdom 16-19 år": topper i 3. kvartal og bunn i 1. kvartal, men utslagene er betraktelig mindre.

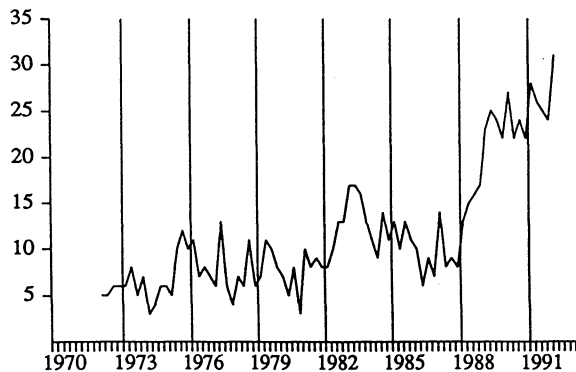
Figur 4.4. Antall sysselsatte i alderen 20-24 år. 1000 personer



Figur 4.5. Yrkesdeltaking, ungdom 20-24 år. Prosent



Figur 4.6. Antall arbeidssøkere uten arbeidsinntekt, ungdom 20-24 år. 1000 personer



Nivået steg jevnt fram til begynnelsen av 1980-tallet, i 1979/1980 fikk vi en liten topp før nivået avtok noe for så å fortsette på den gamle trenden. Fra 1983 falt nivået noe fram mot 1984, før det igjen steg ganske bratt sammen med den generelle oppgangen i økonomien fram til den nådde en topp i 3. kvartal 1988. Deretter falt yrkesdeltakingen kraftig, og nådde en bunn i 1. kvartal 1990. Deretter ser tendensen ut til å flate ut gjennom 1990.

AKU-ledigheten for gruppen "ungdom 20-24 år" viser ingen markerte sesongsvingninger. Det er en del uregelmessige utslag, men disse har sammenheng med utvalgsusikkerheten i AKU. Nivået var ganske stabilt fram til 1982 hvor ledigheten økte kraftig fra 2. kvartal. Dette avspeiler nedgangskonjunkturen. Fra 1984 bedret konjunkturene seg, og nivået på ledigheten avtok. Spesielt fra 2. kvartal 1986 og fram til 1.

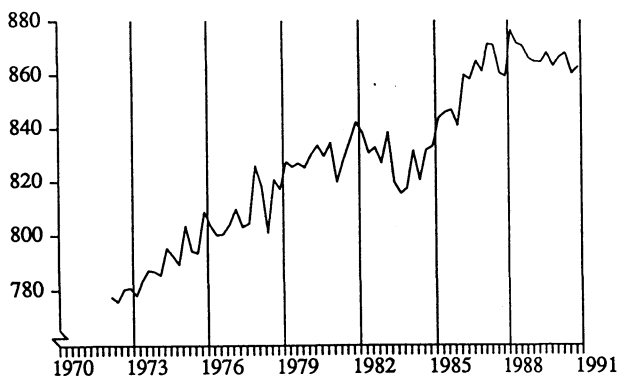
kvartal 1988 lå ledigheten på et nivå tilsvarende det for 1982. Fra 1988 økte ledigheten voldsomt fram til 1989. Mens ledighetsnivået for gruppen "20-24" tidligere gjennomgående lå under nivået for den yngre ungdomsgruppen, lå det fra 1989 klart over. Dette kan muligens forklares med at ungdom under 20 år er sterkt prioritert ved fordelingen av arbeidsmarkedstiltak. Gjennom 1990 ser det imidlertid ut til at ledighetsnivået for denne gruppen også flater ut.

#### 4.1.3. Menn 25-59 år

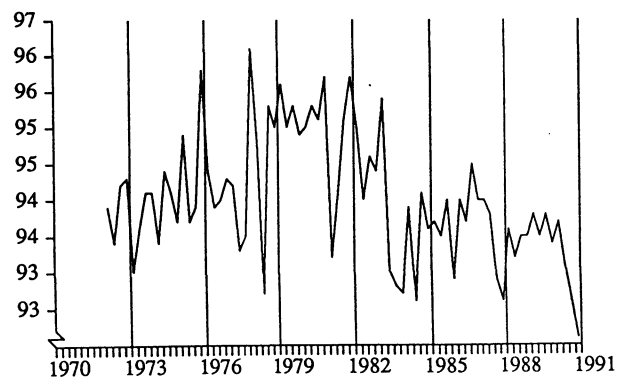
Det er vanskelig å se noe utpreget sesongmønster i sysselsettingen til denne gruppen. Det er en stigende tendens gjennom hele 1970-tallet og mesteparten av dette kan trolig forklares med befolkningsutviklingen. Fra 1981 til 1984 fikk vi en periode med stagnasjon i veksten i antall sysselsatte i denne gruppen, mens sysselsettingen igjen vokste kraftig fra 1985 til 1987. Denne veksten falt sammen med at de store barnekullene fra 1960-tallet nådde opp i denne gruppen, samtidig som avgangen er preget av de små kullene fra mellomkrigstiden. Nivået nådde en topp i 1. kvartal 1988 på ca 876 000. Deretter falt sysselsettingen i denne gruppen igjen til ca 863 000 i 1. kvartal 1989 og 865 000 i 1. kvartal 1990. Nedgangen har trolig sammenheng med en generell svikt i økonomien. Gjennom 1990 ser nedgangen ut til å flate ut også for denne gruppen.

Gruppen "menn 25-59 år" utgjør den desidert største delen av arbeidsstyrken. Yrkesdeltakingen for denne gruppen holdt seg på et ganske konstant nivå i den første halvdel av perioden, i den andre halvdel er nivået noe fallende. Nivået ser ut til å stige noe fra 1978, og fram til 1981 lå det på et stabilt høyt nivå. Fra 1981 og fram mot 1991 falt nivået helt ned mot 92 %, mot ca 95 % ved inngangen til 1980-tallet. Vi ser at veksten i sysselsettingen som fant sted fra 1985/1986 ikke har sammenheng med en høyere yrkesdeltaking. Den må altså skyldes befolkningsstilveksten til denne gruppen. Det er til dels ganske store svingninger gjennom året, men

Figur 4.7. Antall sysselsatte menn i alderen 25-59 år. 1000 personer



Figur 4.8. Yrkesdeltaking, menn 25-59 år. Prosent

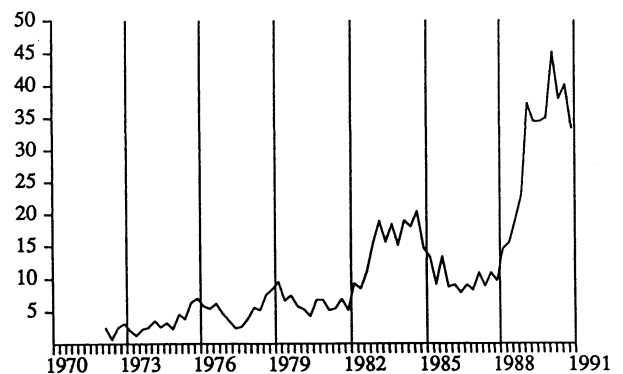


ettersom det er vanskelig å finne noe stabilt sesongmønster, har dette trolig sammenheng med utvalgsusikkerheten i AKU.

AKU-ledigheten for gruppen av menn i alderen 25-59 år holdt seg lav og noenlunde stabil på ca 5000 gjennom hele 70-tallet. Fra 1982 begynte ledigheten å stige en del, og sesongsvingningene ble mer markerte. I denne perioden var det nok en del industriarbeidere som mistet jobbene sine. Spesielt i 1983 og 1984 var ledigheten ganske høy. I løpet av 1985 falt nivået på ledigheten en del igjen og lå stabilt fram til 1988. I denne perioden falt yrkesprosenten noe, mens sysselsettingen var stigende. Fra 2. kvartal 1988 kan en observere en eksplosjonsartet vekst i ledigheten til den nådde en topp på ca 45 000 i 1. kvartal 1990.

Gjennom 1990 ser ledigheten ut til å avta. Dette skyldes trolig tildels en økt satsing på arbeidsmarkedstiltak, men i den samme perioden kan vi også observere en nedgang i yrkesdeltakingen. Denne nedgangen kan skyldes at flere velger høyere utdanning, men det kan nok også være at vi er vitne til en "discouraged worker effekt" som følge av det vanskelige arbeidsmarkedet.

Figur 4.9. Antall arbeidssøkere uten arbeidsinntekt, menn 25-59 år. 1000 personer



#### 4.1.4. Menn 60-66 år

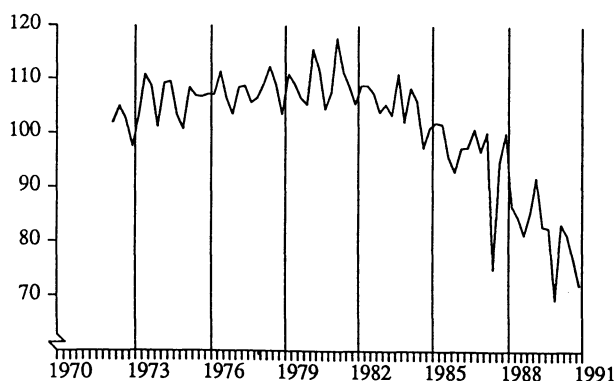
Syssetningen til gruppen "menn 60-66 år" viser gjennomgående høyere nivå i årets første to kvartaler, og bunnivå i 4. kvartal (med unntak av 1987 hvor nivået var på topp i 1. og 4. kvartal og på bunnen i 2. kvartal). Syssetningen for denne gruppen holdt seg på et stabilt nivå i området 100 000 til 110 000 fram til det begynte å avta noe fra 1982. Nedgangen i norsk industri kan ha vært en medvirkende årsak til dette.

Yrkesdeltakingen til denne gruppen ser ut til å ligge på et stabilt nivå fram til 1982. Fra 1982 falt nivået ganske markert fram mot 1991. Fallet i yrkesdeltakingen kan muligens forklares med at denne gruppen ofte er regnet som mindre attraktiv arbeidskraft. Hvis de først blir arbeidsledige har de store problemer med å få jobb igjen. Dette fører til at de som har mulighet til det gjerne foretrekker å førtidspensjonere seg framfor å gå arbeidsledige. Mer liberal praktisering av regelverket for uføretrygd kan også ha vært en medvirkende årsak til det observerte fallet i yrkesdeltakingen for denne gruppen. Sesongmønsteret viser store svingninger, men er ellers det samme som for syssetningen.

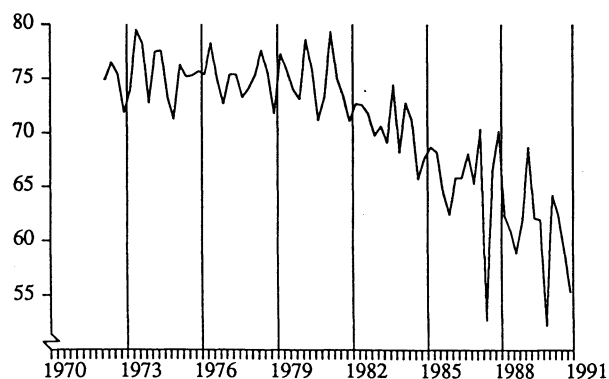
AKU-ledigheten for gruppen "menn 60-66 år" falt ved senkingen av pensjonsalderen i 1973, og lå deretter på et nivå rundt 1000 personer fram til 1982. I løpet av 1982 steg tallet på ledige til over det dobbelte. Fra 3. kvartal 1984 falt nivået igjen tilbake til i underkant av 1000. Fram til 1988 lå nivået stabilt her. Denne perioden kjennetegnes av en generell oppsving i økonomien. Syssetningen for denne gruppen fortsatte imidlertid å falle,



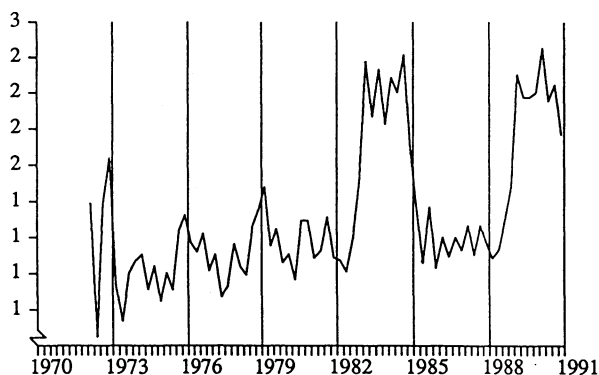
Figur 4.10. Antall sysselsatte menn i alderen 60-66 år. 1000 personer



Figur 4.11. Yrkesdeltaking, menn 60-66 år. Prosent



Figur 4.12. Antall arbeidssøkere uten arbeidsinntekt, menn 60-66 år. 1000 personer



noe som i hovedsak tilsvares av en nedgang i yrkesprosenten. Fra 1988 steg nivået på ledigheten igjen kraftig mot en topp i 1. kvartal 1990 (som for "menn 25-59 år"). Gjennom 1990 ser nivået på ledigheten ut til å avta noe, men dette er trolig en gjenspeiling av at yrkesdeltakingen for denne gruppen er avtakende ettersom nivået på sysselsettingen også faller i den samme perioden. Antall personer i gruppen er også avtakende fra 1988, noe som isolert sett også vil trekke i retning av et lavere nivå på ledigheten.

I løpet av 1980-tallet ser det altså ut til at vi har fått en ikke uvesentlig reduksjon av den perioden menn er yrkesaktive. Dette har skjedd ved at det er en tendens til at stadig flere satser på høyere utdanning. Dessuten er det en økende tendens til at folk førtidspensjonerer seg eller går over på uføretrygd (Jmf. figur 5.3.2. og 5.4.1.).

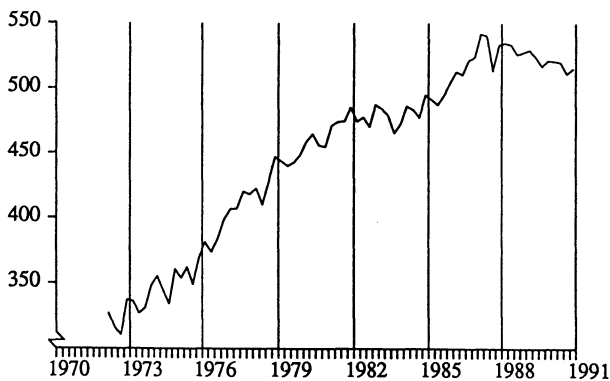
#### 4.1.5. Gifte kvinner 25-66 år

Fram til 1981/1982 viser tallene for gifte kvinners sysselsetting en kraftig stigende tendens. I denne perioden var det en stadig vekst i etterspørselen etter arbeidskraft. Denne etterspørselsveksten ble i stor grad dekket av at kvinnene kom med i arbeidsstyrken. Dessuten økte befolkningen i gruppen jevnt fram til 1978. Veksten i sysselsettingen skjedde hovedsaklig i tjenesteytende næringer, og det var stort sett her kvinnene fant sin plass. Fra 1982 flatet veksten ut fram til 1985. I denne perioden var det en stagnasjon i økonomien som førte til at den totale sysselsettingen stagnerte (se tabell 4.1.). Fra 1985 steg antallet sysselsatte igjen fram til 1. kvartal 1987. Deretter ser sysselsettingen for gifte kvinner ut til å ha avtatt svakt fram mot utgangen av 1990. Kvinnenes sysselsetting ser derfor bare i liten grad ut til å være berørt av det generelle fallet i sysselsettingen. En årsak til dette er trolig at svært mange kvinner er ansatt i det offentlige, og spesielt i helsesektoren, mens nedgangen i sysselsettingen i hovedsak har kommet i privat sektor.

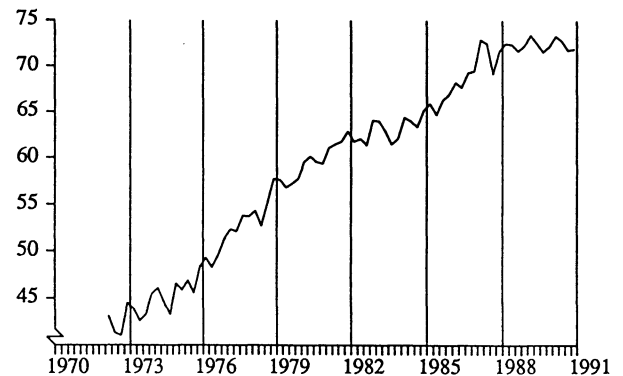
Når det gjelder sesongforløpet, kan det se ut som vi har en topp i 4. kvartal fram til 1986. Dette kan antakelig forklares med at svært mange gifte kvinner jobber i varehandelen i julestria. Fra 1987 begynner nivået på sysselsettingen å falle. Fra nå får vi toppene i 1. kvartal. Bunnoteringene ser med få unntak ut til å falle i 3. kvartal som er "feriekvartalet".

Gifte kvinners yrkesdeltaking viser en voksende tendens som flater noe ut mellom 1982 og 1984. Dette kan forklares med utviklingen i økonomien, hvor det er en stagnasjon akkurat i denne perioden. Fra 1984/1985 ble det igjen sterkere vekst i økonomien, og yrkesdeltakingen for gifte kvinner fortsatte å stige. Fra 1987 flatet nivået på yrkesdeltakingen ut på ca 72 %, og har deretter holdt seg på dette nivået. I motsetning til det som gjelder for

**Figur 4.13. Antall sysselsatte gifte kvinner i alderen 25-66 år. 1000 personer**



**Figur 4.14. Yrkesdeltaking, gifte kvinner 25-66 år. Prosent**



ungdom og menn ser gifte kvinners yrkesdeltaking ut til å ha holdt seg til tross for nedgangen i økonomien. Det er også sannsynlig at den økende andelen kvinner med høyere utdanning har betydning for yrkeshyppigheten (se figur 5.5.6.). Det er kjent at yrkeshyppigheten for kvinner øker med nivået på utdanningen.

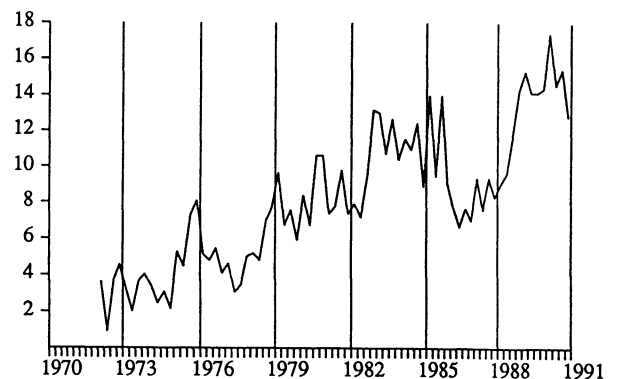
Når det gjelder sesongvariasjoner, er ikke svingningene så store, og det er vanskelig å se noe bestemt mønster.

Når det gjelder AKU-ledigheten til gifte kvinner, viser den svært store svingninger. Det ser ut til å være en stigende tendens fra 1975 og fram til 1983. Fra 1983 og ut 1985 lå nivået stabilt. Mot 1986 falt ledigheten kraftig, og nådde en bunn i 2. kvartal dette året.

Deretter steg ledigheten gradvis fram mot 1988. I løpet av 1988 skjedde det en kraftig vekst i ledigheten til den nådde en topp i 1. kvartal 1990. Deretter ser nivået ut til å ha avtatt noe igjen i løpet av 1990. Det er interessant å legge merke til at i motsetning til de andre gruppene, økte nivået på ledigheten til gifte kvinner gjennom hele perioden fra 1975 og fram til 1983 hvor det stabiliserte seg, mens nivået på den totale ledigheten i økonomien derimot var stabil fram til dette tidspunktet for så å begynne å stige. Årsaken til dette er trolig økt meldetilbøyelighet for de gifte kvinnene som mister arbeidet sitt. Fallet i ledigheten fra 1985 til 1986 henger sammen med oppsvinget i økonomien i denne perioden. Sysselsettingen fortsatte å stige fram til 1987, men likevel begynte ledigheten å stige allerede fra 1986. Den kraftige veksten i ledigheten fra 1988 falt sammen med at nivået på sysselsettingen også viste en svakt avtagende tendens. I denne perioden stagnerte veksten i yrkesdeltakingen. Når ledigheten fram mot 1991 ser ut til å avta noe uten at sysselsettingen steg, kan det se ut som om det tøffe arbeidsmarkedet i denne perioden førte til at gifte kvinner ikke i så stor grad som tidligere søkte innpass på arbeidsmarkedet.

Det er vanskelig å finne noe sesongmønster.

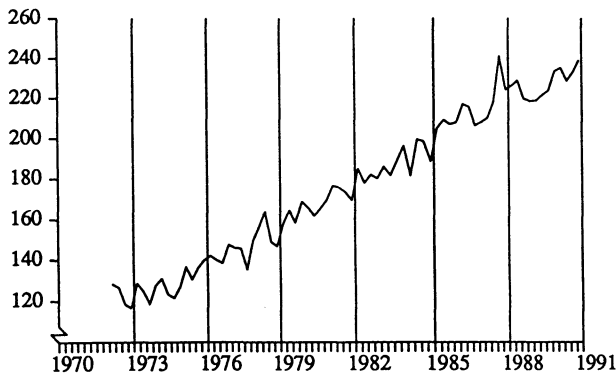
**Figur 4.15. Antall arbeidssøkere uten arbeidsinntekt, gifte kvinner 25-66 år. 1000 personer**



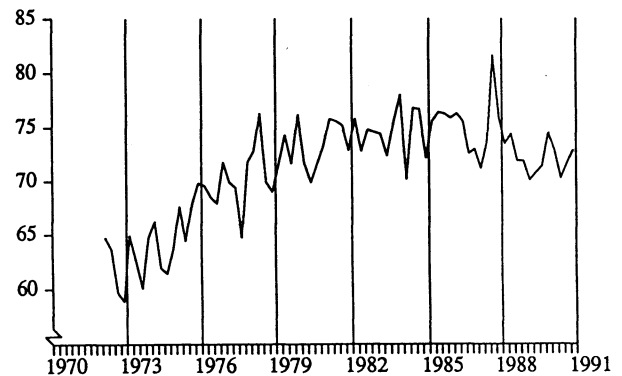
#### 4.1.6. Ikke gifte kvinner 25-66 år

Sysselsettingen til "ikke gifte kvinner" viser en jevn stigning gjennom hele perioden. Det er ikke noe regelmessig mønster i sesongsvingningene og det er vanskelig å se noen avspeiling av konjunkturmønsteret i sysselsettingen. Årsaken til veksten har nok vært en kombinasjon av at det har vært en vekst i antallet som tilhører denne gruppen, og at kvinnene i økende grad har kommet inn på arbeidsmarkedet. Det siste viser seg også i tallene for yrkesdeltakingen.

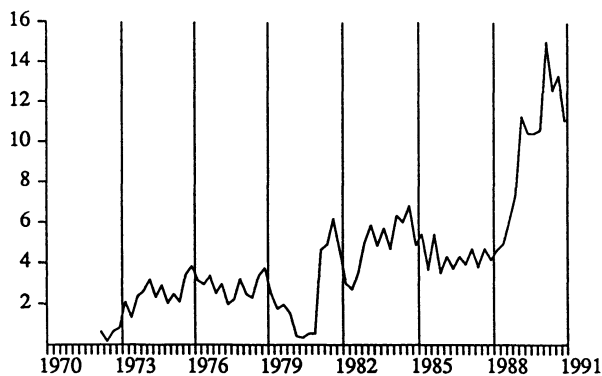
Figur 4.16. Antall sysselsatte ikke gifte kvinner i alderen 25-66 år. 1000 personer



Figur 4.17. Yrkesdeltaking, ikke gifte kvinner 25-66 år. Prosent



Figur 4.18. Antall arbeidssøkere uten arbeidsinntekt, ikke gifte kvinner 25-66 år. 1000 personer



"Ikke gifte kvinners" yrkesdeltaking viser en stigende tendens fram til 1979, hvor veksten stagnerer. Denne veksten i yrkesdeltakingen faller sammen med den generelle veksten vi hadde i denne perioden. Ved inngangen til 1980-tallet stagnerte økonomien, og det er trolig dette som avspeiles i at veksten i yrkesdeltakingen stoppet opp. Fra 1984 og utover fikk økonomien et oppsving. Dette ga imidlertid ikke utslag i fortsatt vekst i yrkesdeltakingen for denne gruppen. Ikke gifte kvinners yrkesdeltaking lå tidligere klart høyere enn de gifte kvinnenes. I løpet av perioden har imidlertid denne forskjellen blitt utjevnet. Den største veksten har altså skjedd for yrkesdeltakingen til gifte kvinner. Fra 1988 ser det ut til at yrkesdeltakingen har avtatt noe. Når dette har skjedd til tross for at antall sysselsatte stadig har økt, er det muligens en kombinasjon av at gruppen har vokst, og at den generelle veksten i ledigheten har ført til at flere har

trukket seg ut av arbeidsmarkedet.

AKU-ledigheten for ikke gifte kvinner steg noe fram mot 1974, deretter holdt den seg på et stabilt nivå fram til 1979, hvor den begynte å falle. I 1980 var den så lav at en praktisk talt kunne snakke om en situasjon uten ledighet. I 1981 vokste imidlertid ledigheten ganske kraftig igjen. Den falt en god del mot 1982, hvorefter den igjen steg. Til dels kan disse svingningene skyldes de turbulente forholdene på arbeidsmarkedet i begynnelsen av 1980-årene, men den store utvalgsusikkerheten i AKU har nok også betydning her. Fra 1983 og fram til 1985 ser nivået ut til å ha stabilisert seg. I løpet av 1985 falt ledigheten igjen, og lå stabil fram til 1988 for så å stige kraftig. Ledigheten falt litt igjen mot slutten av 1990.

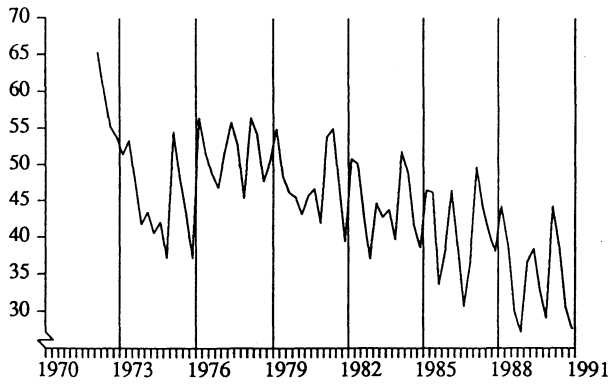
#### 4.1.7. Pensjonister 67-74 år

Sysselsettingen for pensjonister i alderen 67-74 år falt kraftig ved senkingen av pensjonsalderen til 67 år i 1973. Fra 1974 var det en stadig økning i etterspørselen etter arbeidskraft, og sysselsettingen for denne gruppen tok seg noe opp igjen fram mot 1978. Deretter har den imidlertid vist en fallende tendens fram mot 1991. Sesongmønsteret er forholdsvis regelmessig, og viser en topp i 1. kvartal, og bunn i 4.

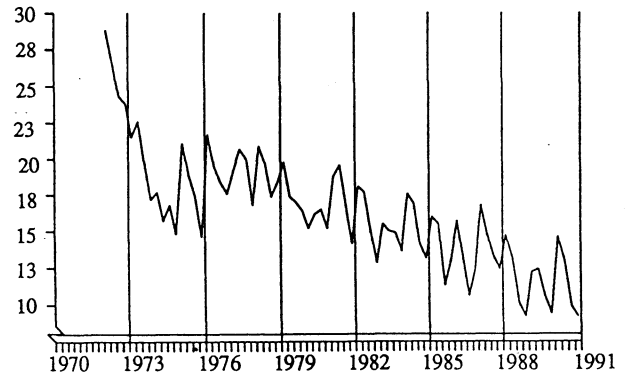
Gruppen 67-74 års yrkesdeltaking falt, som rimelig er, kraftig i løpet av 1972 og 1973, og faktisk helt fram til 4. kvartal 1974. I 1975 tok yrkesdeltakingen seg opp igjen, men deretter viste den en fallende tendens fram til 1988. Etter 1988 kan det se ut som om yrkesdeltakingen har stabilisert seg på ca 11 % i gjennomsnitt.

Sesongmønsteret er ganske regelmessig, med høyest nivå i årets første halvdel, og synkende nivå over året.

**Figur 4.19. Antall sysselsatte pensjonister 67-74 år. 1000 personer**

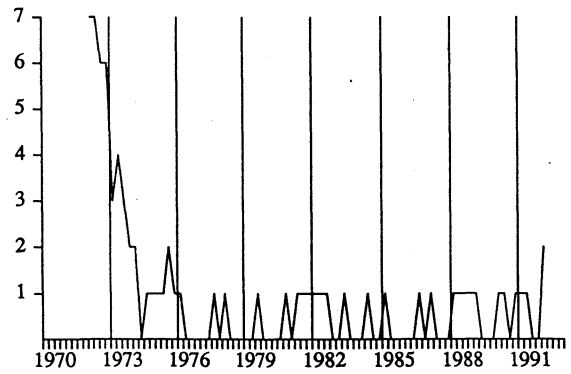


**Figur 4.20. Yrkesdeltaking, pensjonister 67-74 år. Prosent**



AKU-ledigheten for gruppen "pensjonister 67-74 år" falt kraftig i løpet av 1972 og 1973. Dette skyldes endringen i pensjonsalderen. Etter 1974 var nivået på ledigheten så lavt at en må regne med at det er svært stor usikkerhet knyttet til tallene. Det kan diskuteres hvor rimelig det i det hele tatt er å snakke om arbeidsledighet blant pensjonister, men slik det er definert i AKU kan enkelte av dem periodevis søke arbeid.

**Figur 4.21. Antall arbeidssøkere uten arbeidsinntekt, pensjonister 67-74 år. 1000 personer**





## 5. Utarbeiding av en modell til forklaring av variasjoner i yrkesdeltakingen

Dette kapitlet inneholder en gjennomgang av de empiriske analysene som er gjennomført for å kartlegge faktorene bak utviklingen i yrkesdeltakingen for de ulike befolkningsgruppene. Hver av gruppene behandles for seg; først med en diskusjon av aktuelle forklaringsvariable, deretter med en gjennomgang av den økonometriske prosessen fram til valg av forklaringsmodell.

Det vil være mange ulike typer faktorer som spiller inn når en skal forklare en gruppes yrkesdeltaking, og både faktorer av sosiologisk, sosio-demografisk og økonomisk karakter er aktuelle. Et problem når det gjelder valg av forklaringsfaktorer er at for å kunne foreta en empirisk analyse, er det nødvendig at variablene er kvantifiserbare, og dette kan ofte legge begrensninger på hvilke faktorer det er mulig å ha med. Spesielt er dette et problem når det gjelder sosiologiske faktorer, og dette har ført til at vi har valgt å konsentrere oss om de økonomiske og sosio-demografiske faktorene.

Ettersom valg av forklaringsfaktorer avhenger av hvilken sosiodemografisk gruppe en betrakter, blir verdien av analysen i prinsippet bedre jo mer disaggregert den gjøres. Imidlertid må en i praksis også ta hensyn til hva som er hensiktsmessig ressursbruk i forhold til det en taper av informasjon, samt hvor disaggregerte data som er tilgjengelig. Disse kriteriene er grunnlaget for den allerede omtalte valgte oppdelingen i sju grupper. Ved denne oppdelingen antar vi at vi fanger opp de viktigste særtrekkene ved de ulike gruppernes yrkesdeltaking.

I kapittel 3 ble modellen for arbeidstilbudet formulert på logit-form, og det ble framholdt som en av fordelene med denne formuleringen at den aldri vil gi en yrkesprosent utenfor det logiske mulighetsområdet. I praksis vil imidlertid yrkesprosenten aldri nå 100 %, og for de fleste gruppene vil den ligge langt lavere. Dette skyldes at det alltid vil være noen som ikke kan arbeide på grunn av kroniske sykdommer, handikap og lignende. I modellsimuleringer langt fram i tid kan det bli et problem at den simulerte yrkesprosenten kommer urimelig nær 100 som følge av fortsatt trendmessig vekst i en eller flere forklaringsvariable. For å unngå dette er den maksimale yrkesprosenten satt lavere enn 100<sup>8</sup>. Dette er i tråd med det som er gjort under reestimeringen av arbeidstilbudsmodellen i MODAG (se Bowitz(1992)).

Modellen for yrkesprosenten er da uttrykt ved (5.1)

$$(5.1) \quad \log \left( \frac{\alpha_j + y p_j}{(100 - \alpha_j) - y p_j} \right) = x_j' \beta_j \quad \alpha_j \in (0, 100)$$

der  $(100 - \alpha_j)$  angir den maksimale verdien på yrkesprosenten for gruppe  $j$ .

Elastisitetene er gitt ved

<sup>8</sup> Dette gjelder ikke for gruppen "ungdom i alderen 16-19 år" fordi denne gruppens yrkesdeltaking er så lav at problemstillingen ikke anses som relevant.

$$El_{jk} y_{pj} = \left[ \left( 100 - \frac{\alpha_j}{y_{pj}} \right) (100 - \alpha_j - y_{pj}) \right] \beta_{jk} / 100$$

For å fange opp eventuelle sesongsvingninger er det inkludert sesongdummier i alle de estimerte relasjonene.

## 5.1. Ungdom 16-19 år

### 5.1.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer

Denne gruppen utgjør kun en liten del av arbeidsstyrken. Svært mange av ungdommene i alderen 16-19 år er elever i videregående skole, og deres yrkesdeltaking består i helge/feriejobbing. I henhold til AKU-definisjonen regnes de da som sysselsatte. Gruppens yrkesdeltaking viser da også tydelige sesongsvingninger, med topper i "feriekvartalet" (3.kvartal). Utviklingen i gruppens yrkesdeltaking ser i stor grad ut til å følge utviklingen i sysselsettingen. Se forøvrig avsnitt 4.1.1.

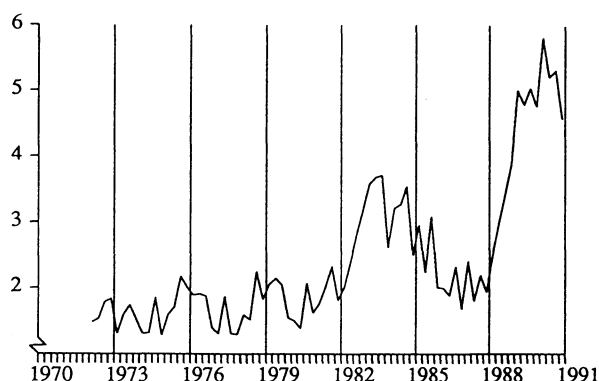
Det kan synes rimelig å foreta en stratifisering av denne gruppen etter hvorvidt de er under utdanning eller ikke, ettersom en må forvente at dette vil ha et stor betydning for forholdet til arbeidsmarkedet. Dette ble forsøkt med godt resultat i forbindelse med utarbeidingen av arbeidstilbudet i MODAG. Så snart data er tilgjengelig vil dette bli forsøkt også på kvartalsdata, men foreløpig har dette ikke vært mulig. Denne analysen av ungdomsgruppens yrkesdeltaking er derfor å betrakte som midlertidig.

Graden av rasjonering i arbeidsmarkedet kan ha stor betydning for nivået på yrkesdeltakingen. I perioder med stor ledighet vil en kunne observere en såkalt "discouraged worker"-effekt; det vil si at aktørene trekker seg ut av arbeidsmarkedet fordi de "gir opp" å søke jobb. Når de ikke lenger regner seg som arbeidssøkere, faller de utenfor definisjonen av arbeidsstyrken, og dette fører til at den observerte yrkesprosenten går ned. I gruppen ungdom i alderen 16-19 år er det svært få som har krav på ledighetstrygd, dermed forsvinner mye av motivasjonen for å melde seg arbeidsledig. Samtidig er videregående skole et aktuelt alternativ til yrkesdeltaking for store deler av denne gruppen. Det kan derfor synes rimelig å anta at denne gruppen vil ha en svært fleksibel yrkesdeltaking. Arbeidsledighetsraten i økonomien er forsøkt som forklaringsvariabel for å fange opp denne effekten. Dersom variabelen inngår på lagget form, kan den betraktes som predeterminert, og behandles som eksogen i modellen. Variabelen er imidlertid strengt tatt endogen, og dette burde ideelt sett ha vært tatt hensyn til under estimeringen av modellen. Figur 5.1.1. viser utviklingen i arbeidsledighetsraten over estimeringsperioden. Figuren viser at nivået på ledigheten lå stabilt under 2 % fram til første halvdel av 1980-tallet. I årene 1982 til 1985 lå nivået på rundt 3 % for deretter å falle tilbake til ca 2 % i 1986/1987. Fra 1988 er det en markert vekst i nivået til nesten 6 % i 1990.

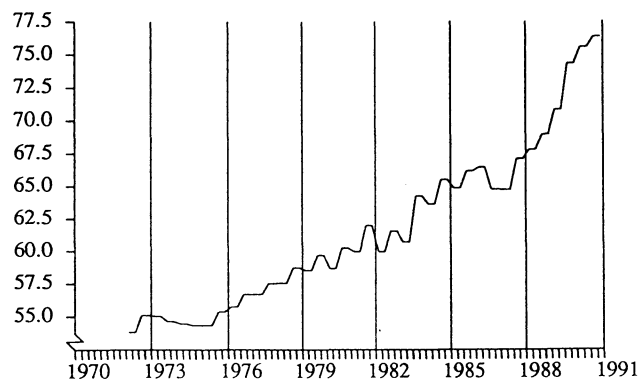
Som nevnt er videre skolegang et aktuelt alternativ for denne gruppen. Blant de som velger skolegang er yrkeshyppigheten vesentlig lavere enn blant de som ikke gjør det. Det er derfor rimelig å anta at muligheten for å få en skoleplass har betydning for yrkesdeltakingen til ungdom i alderen 16-19 år, og tilbudet av elevplasser i den videregående skolen relativt til antallet ungdommer i alderen 16-19 år vil være av interesse. På grunn av manglende statistikk for utviklingen i tilbudte elevplasser, er det konstruert en serie som viser det faktiske antallet ungdommer i alderen 16-19 år under utdanning som andel av det totale antallet ungdommer i denne aldersgruppen. Det er ikke grunn til å tro at avviket mellom tilbudte elevplasser og faktisk elevantall er nevneverdig. Imidlertid vil en strengt tatt også her få et problem med at variabelen ikke er eksogen. Figur 5.1.2. viser utviklingen i denne variabelen. Figuren viser en vekst i andelen ungdom under utdanning over hele perioden fra 1975. Veksten var spesielt sterk i årene etter 1987. I denne perioden kan vi observere et fall i gruppens yrkesdeltaking.

I følge økonomisk teori har lønn betydning for individets tilpasning i forhold til arbeidsmarkedet. Det er derfor ønskelig å finne en variabel som gir et bilde på lønna som gruppen står overfor ved valget om yrkesdeltaking. Som en tilnærming er det nærliggende å ta utgangspunkt i lønna for de som er i arbeid. Strengt tatt er det reallønn etter skatt som er mest relevant. Det kan diskuteres om marginals-katten eller gjennomsnittsskatten er det mest relevante skattebegrepet. Marginalskattesatsen kan være en noe problematisk størrelse å forholde seg til fordi den vil avhenge av størrelsen på inntekten for hver enkelt. Det er imidlertid mye som taler for at marginals-katten er mest interessant i det tilfelle at en vurderer om en skal arbeide en time ekstra eller ikke, mens når en skal betrakte valget mellom yrkesdeltaking eller ikke yrkesdeltaking er det vel så interessant å betrakte disponibel realtimelønn. Dette innebærer i så fall at det er gjennomsnittlig skattesats som er interessant. Denne antakelsen støttes empirisk av et tidligere arbeid gjort på årsdata (se Lindquist et al (1990)).

Figur 5.1.1. Arbeidssøkere uten arbeidsinntekt i prosent av arbeidsstyrken



Figur 5.1.2. Andelen personer i alderen 16-19 år under utdanning. Prosent



Det har vist seg vanskelig å lage en dekkende lønnsindeks for ungdom ut fra opplysninger i lønnsstatistikken. Imidlertid vet vi at ungdom har sitt arbeidsmarked hovedsaklig innenfor tjenesteytende næringer, og at dette også gjelder for kvinner. Det vesentlige for oss er å finne en variabel som avspeiler utviklingen i lønna rimelig bra; en eventuell konstant nivåfeil vil bare slå ut i det estimerte konstantleddet. Med denne begrunnelsen er det den aggregerte timelønnsraten for kvinner som er benyttet som timelønnsvariabel for ungdomsgruppene. Denne variabelen er nærmere beskrevet under avsnitt 5.5.1.

Ungdom kan på tilsvarende måte som kvinner betraktes som en marginal arbeidstakergruppe der etterspørselen etter arbeidskraft kan tenkes å påvirke yrkesdeltakingen. Som tidligere nevnt er ungdommers arbeidsmarked i stor grad det samme som kvinners. En arbeidsmarkedsindikator for kvinner som er konstruert ut fra vridninger i næringsstrukturen målt i forhold til nivået på sysselsettingen, er derfor også forsøkt benyttet som forklaringsfaktor for utviklingen i ungdomsgruppenes yrkesdeltaking. Variabelen er nærmere drøftet i avsnitt 5.5.1.

### 5.1.2. Estimeringsresultater ungdom 16-19 år

Følgende generelle feiljusteringsmodell dannet utgangspunktet for estimeringene:

$$\begin{aligned} \Delta \log \frac{YP16}{1-YP16} = & \\ & LYP16 * \log \frac{YP16(-1)}{1-YP16(-1)} + \sum LYP_{i,16} * \Delta \log \frac{YP16(-i)}{1-YP16(-i)} \\ & + Wk16 * \log Wk(-1) + \sum Wk_{i,16} * \Delta \log Wk(-i) \\ & + KI16 * \log NWKIK(-1) + \sum KI_{i,16} * \Delta \log NWKIK(-i) \\ & + NU16 * \log NU16(-1) + \sum N_{i,16} * \Delta \log NU16(-i) \\ & + UR16 * \log UR(-1) + \sum UR_{i,16} * \Delta \log UR(-i) \\ & + \text{sesongdummyer} + \text{konstantledd} \end{aligned}$$

- NB16: Antall ungdom i alderen 16-19 år.
- NBU16: Antall ungdom i alderen 16-19 år under utdanning.
- NU16: Andelen ungdom i alderen 16-19 år under utdanning.  
 $NU16 = NBU16/NB16$
- NWKIK: Arbeidsmarkedsindikator for kvinner.
- UR: Arbeidsledighetsraten.



- $W_k$ : Realdisponibel timelønn for kvinner.  
 $W_k = WWK(1-t)/PC$
- $WWK$ : Aggregert kvinnelønnsatts.
- $PC$ : Deflator for privat konsum.
- $t$ : Gjennomsnittsskattesats.
- $YP16$ : andelen av ungdom i alderen 16-19 år som deltar i arbeidsstyrken.

- $\Delta$  betyr endringen i en variabel fra en periode til den neste.
- $\Sigma$  betyr summen over alle i fra 0 til 4 for høyresidevariablene og fra 1 til 4 for venstresidevariablene.
- (-i) betyr at variabelen er lagget i kvartaler.

Under estimeringene ble ulike kombinasjoner av forklaringsvariable og lag prøvd ut. Det viste seg at koeffisientene til den laggete endogene på differensiert form ble insignifikante og fikk feil fortegn. Alle disse ble derfor ekskludert fra modellen. Før disse ble tatt ut fra modellen, var ikke koeffisienten foran lagget endogen på nivåform signifikant forskjellig fra -1. Dersom koeffisienten er lik -1, vil dette si at effekten fra forklaringsvariablene kommer momentant, og da har det ingen hensikt å inkludere lagget endogen. En direkte estimering på nivåform er da det beste. Etter at de differensierte verdiene av variabelen var tatt ut av modellen bedret imidlertid dette seg, og feiljusteringsleddet ble beholdt i modellen.

Lønnsvariabelen inngår både på nivåform lagget et kvartal og ulagget på differensiert form. De laggete variantene av den differensierte variabelen fikk imidlertid insignifikante koeffisienter og ble ekskludert fra modellen.

Når det gjelder arbeidsledighetsraten, viste det seg at denne ikke påvirker korttidodynamikken. Koeffisientene foran den ulaggete varianten og den som var lagget et kvartal fikk feil fortegn, mens variantene lagget 2 til 4 kvartaler ble insignifikante. Variabelen på nivå lagget et kvartal fikk heller ikke signifikant effekt. Forsøk på å øke antall lag ga imidlertid godt resultat. Variabelens koeffisient ble signifikant både med to, tre og fire kvartalers lag. Modellens føyning og forklaringskraft ble best når variabelen var lagget to kvartaler, og denne varianten ble derfor beholdt i modellen slik at vi får en effekt av arbeidsledigheten på lang sikt.

Arbeidsmarkedsindikatoren ble i første omgang insignifikant både på nivå og differensiert form. På nivåform fikk variabelens koeffisient riktig fortegn (positiv), mens de differensierte variantene fikk negativt fortegn alle sammen. Koeffisienten foran arbeidsledighetsvariabelen ble styrket og lønnsvariabelens koeffisient svekket da de differensierte verdiene av arbeidsmarkedsindikatoren ble tatt ut av modellen, men arbeidsmarkedsindikatoren på nivåform fikk fremdeles en svak koeffisient.

Tabell 5.1.1. viser ulike modellalternativer til forklaring av variasjoner i yrkesdeltakingen til ungdom i alderen 16-19 år. Alle variable er på logaritmisk form. (Estimeringsperiode 2. kvartal 1973 til 4. kvartal 1990)

Vi ser at alle tre modeller har stor grad av forklart variasjon og god føyning. Ettersom det i alle modellene inngår lagget endogen variabel, kan ikke Durbin-Watson observatoren benyttes som testobservator for å avdekke 1. ordens autokorrelasjon. Når den likevel er presentert her, er det fordi den kan gi en pekepinn i sammenligningen av de tre modellene.

Modell 1 skiller seg fra de to andre ved at utdanningsvariabelen kun er med på å påvirke korttidodynamikken, samt at arbeidsmarkedsindikatoren ikke inngår i det hele tatt. Dette innebærer at det her kun er lønnsvariabelen og arbeidsledighetsraten som er med i langtidsløsningen.

I modell 2 er de differensierte utdanningsvariablene utelatt. I stedet inngår utdanningsvariabelen på nivåform lagget tre kvartaler. Lønn er som eneste variabel med på å påvirke korttidodynamikken ettersom den inngår ulagget på differensiert form. På lang sikt har imidlertid både lønn, arbeidsledighetsraten, elevplassvariabelen og arbeidsmarkedsindikatoren betydning. I denne modellen kunne en ved å pålegge samme restriksjon som beskrevet i forbindelse med modell 3 oppnådd bedre egenskaper, men dette har liten hensikt ettersom modellens føyning allerede er ganske god og restriksjonen uansett ikke er teoretisk basert.

I modell 3 er det pålagt en restriksjon om at effekten av utdanningsvariabelen er lik langtidseffekten av lønnsvariabelen men med motsatt fortegn. Før denne restriksjonen ble pålagt hadde både lønnsvariabelen og (spesielt) utdanningsvariabelen noe svake koeffisienter (t-verdier på hhv. 1.47 og -1.25). Restriksjonen førte til at koeffisientene ble mer signifikante. Restriksjonen har støtte i data, imidlertid kan det diskuteres hvorvidt den har teoretisk støtte. Ellers skiller modell 3 seg fra modell 2 ved at arbeidsmarkedsindikatoren her er lagget bare et

Tabell 5.1.1. Estimeringsresultater

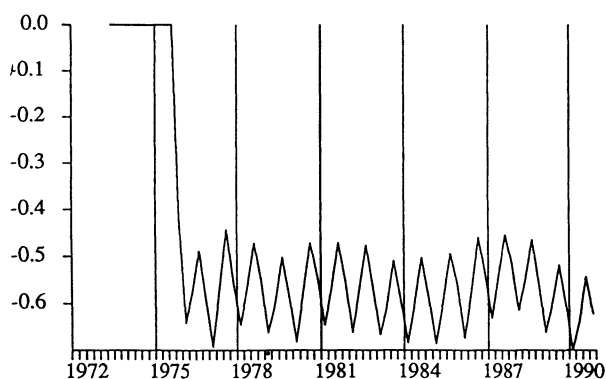
Variabel	Modellalternativ		
	1	2	3
Konstant	-3.72 (-4.23)	-0.80 (-0.35)	-1.27 (-0.78)
D1	-0.32 (-11.11)	-0.30 (-11.42)	-0.30 (-11.69)
D2	0.06 (1.09)	0.04 (0.77)	0.03 (0.56)
D3	0.35 (11.32)	0.32 (13.58)	0.32 (13.70)
Wk(-1)	0.93 (4.24)	0.56 (1.40)	0.62 (1.93)
ΔWk	1.69 (2.48)	1.78 (2.56)	1.80 (2.62)
NWKIK(-1)			1.63 (3.54)
NWKIK(-2)		1.95 (1.82)	
NU16(-3)		-0.76 (-1.48)	-0.62 (-1.93)
ΔNU16(-3)	-1.33 (-1.13)		
ΔNU16(-4)	-1.94 (-1.62)		
UR(-2)	-0.2 (-3.73)	-0.22 (-3.64)	-0.22 (-3.80)
LYP16(-1)	-0.67 (-6.14)	-0.68 (-6.16)	-0.69 (-6.15)
R <sup>2</sup>	0.927	0.927	0.926
CR <sup>2</sup>	0.917	0.916	0.916
SER	0.107	0.107	0.107
SSR	0.693	0.695	0.706
DW	1.98	1.91	1.93
Restr.	Ingen	Ingen	Wk(-1) = NU16(-3)

kvartal. Det kan synes rimelig at denne skal slå raskt ut.

Strengt tatt har modell 1 marginalt sett de beste egenskapene når det gjelder forklaringskraft og føyning, men i denne varianten inngår ikke utdanningsvariabelen i langtidsløsningen. Modell 2 er derfor foretrukket framfor modell 1 og 3.

Den logistiske utformingen av modellen fører til at elastisitetene med hensyn på de ulike forklaringsfaktorene vil variere med yrkesprosenten (se kapittel 3). Ettersom yrkesprosenten varierer over tid, vil heller ikke elastisitetene være konstante. Som en illustrasjon er det foretatt et simulert skift i elevplassvariabelen på en prosent basert på modellalternativ 2. Dette er illustrert i figur 5.1.3., som viser det relative avviket mellom referansebanen og skiftbanen. Figuren kan tolkes som en visualisering av de modellberegnete elastisitetene mhp. den enkelte forklaringsvariabel. For denne gruppen kan vi kjenne igjen det karakteristiske sesongmønsteret i yrkesdeltakingen fra figur 3.2.

Figur 5.1.3. Effekter av et skift i utdanningsvariabelen



Tabell 5.1.2. viser beregninger av langtidselastisitetene for de ulike modellalternativene. Ettersom elastisiteten vil variere over tid må vi beregne den med utgangspunkt i den gjennomsnittlige yrkesprosenten for et bestemt år. Her er året 1990 valgt.

Vi ser at elastisitetene varierer lite mellom de ulike modellene. Elastisiteten med hensyn på realdisponibel timelønn i modell 1 er en del større enn i de to andre modellalternativene. Dette kan skyldes at arbeidsmarkedsindikatoren er utelatt i denne modellen. Arbeidsmarkedsindikatoren og lønnsvariabelen er nært korrelerte, og det er derfor mulig at den observerte elastisiteten egentlig er en bruttoelastisitet som også fanger opp effekten av arbeidsmarkedsindikatoren.

I følge det valgte modellalternativet, modell 2, har vi at en økning i den realdisponible timelønnen på en prosent i 1990 ville gitt en økning i gruppens yrkesdeltaking på ca en halv prosent. Dette er noe lavere enn det Lindquist et al.(1990) fant i sin undersøkelse på årsdata. Imidlertid er den beregnede elastisiteten med hensyn på arbeidsmarkedsindikatoren forholdsvis stor, noe som underbygger påstanden om at ungdoms yrkesdeltaking er fleksibel og avhengig av forhold på etterspørselssiden. For det valgte modellalternativet gjelder det at en en prosents økning i arbeidsmarkedsindikatoren i 1990 ville gitt en økning i gruppens yrkesdeltaking på hele 1.6 prosent. Elastisiteten med hensyn på arbeidsledighetsraten er ganske beskjeden for alle alternativene. En økning i ledigheten på en prosent begrenser bare arbeidstilbudet med 0.2 prosent. Her har det muligens betydning at det er den totale arbeidsledighetsraten som er benyttet som forklaringsvariabel. Dersom det er slik at ungdom i hovedsak har sitt arbeidsmarked innenfor tjenesteytende næringer, mens veksten i ledigheten har funnet sted i andre sektorer, for eksempel industrien og bygg og anlegg, ville en muligens fått en større effekt av ledigheten hvis en hadde konstruert en egen variabel for ledighetsraten blant ungdom. Lindquist et al.(1990) fant ingen signifikant effekt av ledighetsvariabelen. En 1 prosents økning i elevplassvariabelen har en negativ effekt på ca 0.6 prosent på yrkesdeltakingen til ungdom i alderen 16-19 år.

Ettersom elastisitetene likevel vil variere over tid, kan det være mer interessant å undersøke hvor lang tid det tar før effekten av et skift i en forklaringsvariabel gir fullt utslag i yrkesdeltakingen. Koeffisienten til feilkorreksjonsleddet er i alle modellalternativene estimert til nesten  $-0.7$ , noe som innebærer at nesten 70 prosent av avviket fra langtidlikevekten justeres allerede etter et kvartal. Denne gruppen vil med andre ord ha en relativt rask tilpasning. Figur 5.1.4. til 5.1.7. viser de kumulerte interimmultiplikatorene.

Figur 5.1.4. viser effekten av et skift i elevplassvariabelen. Vi ser at skiftet først begynner å slå ut etter 3 kvartaler, deretter går det enda fire kvartaler før effekten i praksis har slått fullt ut (altså sju kvartaler etter at skiftet fant sted). Vi ser at vi ender på en langtidseffekt på ca.  $-1.13$ . Noe som gir en elastisitet på  $-0.62$  hvis en tar utgangspunkt i 1990 (Jfr. tabell 5.1.2.).

I figur 5.1.5. kan vi betrakte effekten av arbeidsledighetsvariabelen. Skiftet slår ut etter 2 kvartaler, deretter ser effekten ut til å flate ut på nesten  $-0.32$  etter 7-8 kvartaler. Mesteparten av effekten er uttømt etter 5 kvartaler.

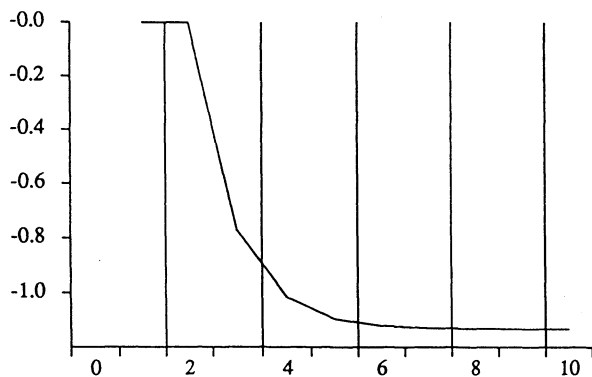
Virkingen av et skift i realdisponibel timelønn (figur 5.1.6.) slår sterkt ut fra første kvartal. Deretter trekkes effekten gradvis ned mot langtidskoeffisienten på  $0.82$ . Mesteparten av effekten er uttømt etter 5 kvartaler.

Et skift i arbeidsmarkedsindikatoren slår ut med en umiddelbar effekt på  $1.95$  etter 2 kvartaler. Deretter går det 4-5 kvartaler før en tilnærmedesvis har nådd langtidseffekten på  $2.87$ . (Se figur 5.1.7.).

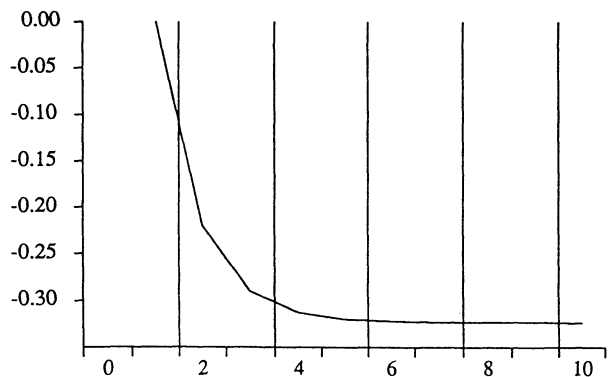
**Tabell 5.1.2. Elastisitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1990**

Variabel	Modellalternativ		
	1	2	3
Wk	0.76	0.45	0.49
NWKIK		1.58	1.3
NU16		-0.62	-0.49
UR	-0.16	-0.18	-0.18

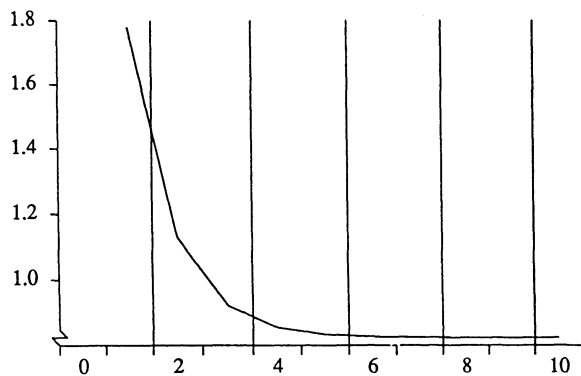
**Figur 5.1.4. Effekter av et skift i elevplassvariabelen**



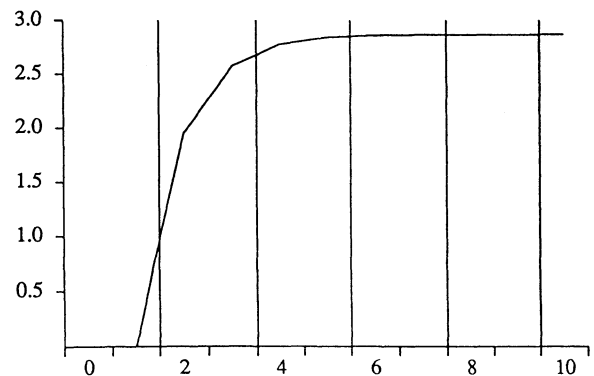
**Figur 5.1.5. Effekter av et skift i arbeidsledighetsvariabelen**



**Figur 5.1.6. Effekter av et skift i realdisponibel timelønn**



**Figur 5.1.7. Effekter av et skift i arbeidsmarkedsindikatoren**

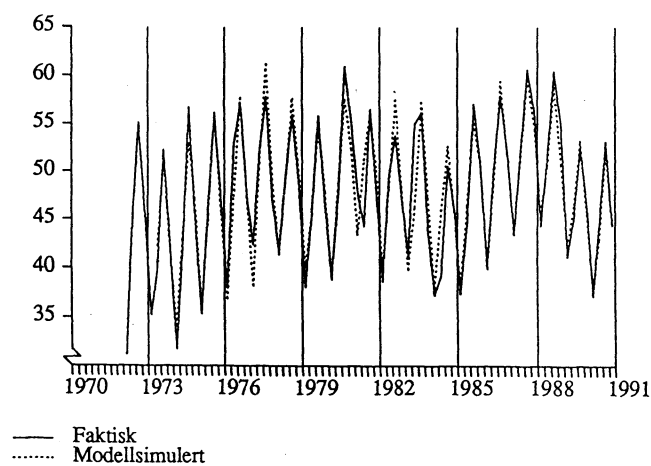


Modell 2 er deretter testet for å avdekke om det er problemer med hensyn til restleddsforutsetningene. Følgende tester er utført: AUTO-testen, som er en Lagrange multiplikator (LM) test basert på SSR og hele estimeringsperioden (legger til ledende nuller). ARCH-testen for heteroskedastisitet og NORMBJ som er Bera-Jarque testen for normalfordeling i restleddene. CHOW-testen er en post-sampel test, og tester for prediksjonsnøyaktighet og parameterstabilitet. NORMBJ er en kji-kvadrat test, mens de tre andre er basert på F-observatorer. Tabell 5.1.3. viser resultatene fra testene:

Tabell 5.1.3. Testresultater

Test	Testobservator	Sannsynlighet for forkastningsfeil
AUTO	$F(1,60) = 0.36$	0.55
	$F(4,57) = 0.13$	0.97
ARCH	$F(1,59) = 0.05$	0.83
	$F(4,53) = 0.50$	0.83
NORMBJ	$\chi^2 = 11.95$	0.003
CHOW	$F(8,53) = 0.17$	0.99

Figur 5.1.8. Faktisk og modellsimulert yrkesdeltaking



Vi ser at for testene for inntil fjerde ordens atokorrelasjon og heteroskedastisitet (AUTO og ARCH) gir F-observator ikke grunnlag for forkastning av hypotesene om at restleddsforutsetningene gjelder.

For å kunne trekke slutninger bl.a. på grunnlag av de beregnede t-verdiene er en nødvendig forutsetning at restleddene er normalfordelte. Bera-Jarque-testen for normalfordeling indikerer imidlertid brudd på denne forutsetningen. Det er mulig at forutsetningen kan oppfylles ved å trimme data. Som nevnt innledningsvis er det aktuelt å stratifisere denne aldersgruppen etter hvorvidt de er under utdanning eller ikke; det er mulig at en slik stratifisering kunne hjelpe.

CHOW-testen indikerer ikke noe strukturelt brudd rundt 1989.

### 5.1.3. Historisk føyning

Figur 5.1.8. viser utviklingen i faktisk og modellsimulert yrkesprosent for ungdom i alderen 16 til 19 år over perioden 1972 1 til 1990 4. Den modellsimulerte serien er beregnet med utgangspunkt i modellalternativ 2 som er det foretrukne alternativet.

Figuren viser at den simulerte yrkesprosenten føyer den historisk observerte yrkesprosenten svært godt. Spesielt etter 1985 er avviket mellom den historiske og den simulerte serien svært lite.

Tabell 5.1.4. viser at det gjennomsnittlige prosentvise avviket mellom simulerte og historiske yrkesprosent over hele estimeringsperioden er 0.25. Spredningen rundt gjennomsnittet er vel 5 prosent. For å ta hensyn til at nivået på yrkesprosenten slår ut i føyningsmålet referert ovenfor, er standardavviket på prosentvis avvik oppgitt som eget føyningsmål. RMS (Root-Mean-Squared) feilen i forhold til nivået målt i prosent vil også gi et tilnærmet uttrykk for dette.

Tabell 5.1.4. Føyningsmål

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standardavvik på prosentvis avvik	RMS-feil/ RMS-nivå prosent
Yrkesprosent, ungdom 16-19 år	0.25	5.15	5.03

## 5.2. Ungdom 20-24 år

### 5.2.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer

Også denne gruppen består av en relativt stor andel under utdanning, noe som fører til at det karakteristiske sesongmønsteret som ble omtalt for den yngre ungdomsgruppen også karakteriserer denne gruppens yrkesdeltaking. Sammenlignet med den yngre ungdomsgruppen er sesongutslagene mindre markerte og nivået på yrkesdeltakingen vesentlig høyere. (I 1990 var de to gruppenes yrkesdeltaking på hhv. 73 % og 45 %). Forøvrig er utviklingen i gruppens yrkesdeltaking grundigere kommentert i tilknytning til figur 4.5.

Under avsnitt 5.1., ungdom 16-19 år, ble det nevnt at det var aktuelt å foreta en stratifisering etter hvorvidt de er under utdanning eller ikke fordi dette trolig er av stor betydning for yrkesdeltakingen. Dette er aktuelt også for gruppen ungdom 20-24 år, og vil bli forsøkt så snart data er tilgjengelig.

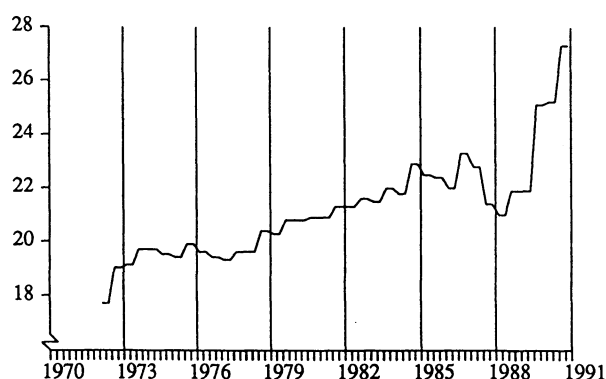
Med tilsvarende begrunnelse som for gruppen ungdom i alderen 16-19 år er arbeidsmarkedsindikatoren for kvinner, arbeidsledighetsraten og disponibel reallønn forsøkt som forklaringsvariable for utviklingen i yrkesdeltakingen til ungdom i alderen 20-24 år. Dessuten er andelen under utdanning i aldersgruppen benyttet som en tilnærming til tilbudte studieplasser. Utviklingen i denne variabelen er illustrert i figur 5.2.1.

Figuren viser en svak vekst i andelen ungdom i alderen 16-19 år under utdanning fra ca 1978 til ca 1984. Mellom 1984 og 1988 varierer andelen mye. Fra 1988 er det en kraftig vekst i andelen under utdanning.

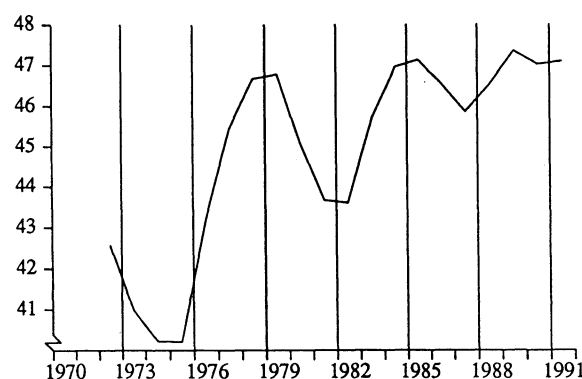
I den teoretiske drøftingen av aktørenes tilpasning på arbeidsmarkedet ble det diskutert at arbeidsfrie inntekter også ville ha betydning for reservasjonslønna og dermed for yrkesdeltakingen. Studielånet inkludert stipend kan betraktes som en slik arbeidsfri inntekt. En kan anta at hvis kjøpekraften av studielånet inklusive stipend er dårlig, vil hyppigheten av deltidsarbeid blant studenter øke. Figur 5.2.2. viser utviklingen i denne variabelen.

Figuren viser en kraftig vekst i realverdien av studielån/stipend på midten av 1970-tallet. Fra 1980 til 1982 fant det sted en nedgang, men denne ble det kompensert for igjen fra 1983 til 1985. Etter 1985/1986 har realverdien av studiefinansieringen holdt seg mer stabil på mellom 46 og 47 tusen kroner.

Figur 5.2.1. Andelen av ungdom 20-24 år under utdanning. Prosent



Figur 5.2.2. Årlig låneramme for studenter inkludert stipend. 1000 kroner. Målt i faste 1990-priser



### 5.2.2 Estimeringsresultater, ungdom 20-24 år

Under estimeringen av modellen til forklaring av denne gruppens arbeidstilbud ble det helt fra starten av satt en øvre grense for gruppens mulige yrkesdeltaking på 90 prosent. Denne grensen tilsvarer den som er benyttet under reestimeringene av arbeidstilbudsrelasjonene i MODAG, og er bestemt med utgangspunkt i den observerte utviklingen i yrkesprosenten for denne gruppen.

Følgende feiljusteringsmodell dannet utgangspunktet for estimeringene:

$$\Delta \log \frac{0.1 + YP_{20}}{0.9 - YP_{20}} =$$

$$L Y P_{20} * \log \frac{0.1 + Y P_{20}(-1)}{0.9 - Y P_{20}(-1)} + \sum L Y P_{i, 20} * \Delta \log \frac{0.1 + Y P_{20}(-i)}{0.9 - Y P_{20}(-i)}$$

$$+ W k_{20} * \log W k(-1) + \sum W k_{i, 20} * \Delta \log W k(-i)$$

$$+ K I_{20} * \log N W K I K(-1) + \sum K I_{i, 20} * \Delta \log N W K I K(-i)$$

$$+ N U_{20} * \log N U_{20}(-1) + \sum N_{i, 20} * \Delta \log N U_{20}(-i)$$

$$+ U R_{20} * \log U R(-1) + \sum U R_{i, 20} * \Delta \log U R(-i)$$

$$+ L R_{20} * \log L R(-1) + L R_{i, 20} * \Delta \log L R(-i)$$

$$+ \text{sesongdummyer} + \text{konstantledd}$$

der $LR$ :	Realverdien av maks låneramme inkl. stipend. $LR = L/PC$
$L$ :	Lånekassens maksimale låneramme pr kvartal inkl. stipend for en borteboende student .
$NU_{20}$ :	Andelen ungdom i alderen 20-24 år under utdanning. $NU_{20} = NB_{20}/NB_{20}$
$NB_{20}$ :	Antall ungdom i alderen 20-24 år.
$NB_{20}$ :	Antall ungdom i alderen 20-24 år under utdanning.
$NWKIK$ :	Arbeidsmarkedsindikator for kvinner.
$UR$ :	Arbeidsledighetsraten.
$Wk$ :	Realdisponibel timelønn. $Wk = WWK * (1-t)/PC$
$WWK$ :	Aggregert kvinnelønnsatts.

$t$ :	Gjennomsnittsskattesats.
$PC$ :	Deflator for privat konsum.
$YP20$ :	Andelen av ungdom i alderen 20-24 år som deltar i arbeidsstyrken.

$\Delta$  betyr endringen i en variabel fra en periode til den neste.

$\Sigma$  betyr summen over alle i fra 0 til 4 for høyresidevariablene og fra 1 til 4 for venstresidevariablene.

(-i) betyr at variabelen er lagget i kvartaler.

Under estimeringene viste det seg at koeffisientene til den laggete endogene på endringsform ble insignifikante og fikk feil fortegn. Alle disse ble derfor ekskludert fra modellen. Koeffisienten foran den laggete endogene på nivåform ble imidlertid signifikant, og ble beholdt i modellen.

I utgangspunktet fikk koeffisienten foran nivået på lønnsvariabelen feil fortegn. Koeffisientene foran de differensierte verdiene av variabelen ble alle insignifikante og/ eller fikk feil fortegn. Lønnsvariabelen ble derfor i første omgang tatt ut av modellen. Lenger ut i estimeringsprosessen ble variabelen forsøkt tatt inn i modellen igjen, og det viste seg da at det var kun når den var spesifisert sammen med både arbeidsmarkedsindikatoren og studieplassvariabelen at dette problemet oppsto. Hvis arbeidsmarkedsindikatoren ble tatt ut av modellen, ble variabelens koeffisient klart signifikant med riktig fortegn. Spesifisert sammen med arbeidsmarkedsindikatoren (men uten elevplassvariabelen) ble variabelens koeffisient imidlertid insignifikant (dog med riktig fortegn). Ingen av de differensierte verdiene av lønnsvariabelen inngår, så variabelen har ikke innvirkning på korttidsdynamikken.

Arbeidsledighetsraten hadde ikke noen effekt i modellen hverken på kort eller lang sikt. Alle koeffisientene til variabelen på endringsform ble insignifikante, en del også med feil fortegn. Koeffisienten til variabelen på nivåform fikk feil fortegn. Det ble gjort forsøk med forskjellig antall lag på nivåvariabelen uten at dette ga noe heldigere resultat. Riktignok ga to kvartalers lag på nivåvariabelen riktig fortegn på koeffisienten, men selv om denne varianten ble forsøkt sammen med ulike kombinasjoner av de andre variablene ble koeffisientens t-verdi så lav at variabelen likevel ble kastet ut. Arbeidsledighetsraten ble derfor ekskludert som forklaringsvariabel for denne gruppens yrkesdeltaking.

Lånerammevariabelen ble også sparket ut av modellen. Variabelen på nivåform ble signifikant, men med feil fortegn. Forsøk på å endre antall lag ga samme resultat mht. koeffisientens fortegn, og variabelen på nivåform ble derfor tatt ut av modellen. Variabelen hadde heller ikke signifikant effekt på kort sikt. Det ble forsøkt å spesifisere lånerammevariabelen sammen med lønnsvariabelen på nivåform lagget et kvartal. Koeffisienten foran lånerammevariabelen lagget et kvartal fikk da riktig fortegn, men t-verdien var for lav til at variabelen kunne inkluderes i modellen. Det ble også forsøkt en modellvariant med lånerammevariabelen som eneste høyresidevariabel uten at dette ga noe bedre resultat. Da lånerammevariabelen ble tatt ut av modellen, førte dette til at modellens føyning ble bedre.

Studieplassvariabelen fikk ikke signifikant effekt på lang sikt. Også denne variabelen ble forsøkt med forskjellig antall lag. Variabelen ble forsøkt både sammen med ulike kombinasjoner av de andre variablene og alene, uten at dette ga noe bedre resultat. I en modellvariant uten arbeidsmarkedsindikatoren fikk variabelen signifikant effekt, men med feil fortegn. Variabelen har imidlertid effekt på kort sikt ved at den inngår på differensiert form lagget ett og to kvartaler.

Tabell 5.2.1. viser tre alternative modeller til forklaring av variasjoner i yrkesdeltakingen til ungdom i alderen 20-24 år. Estimeringsperioden er fra 2. kvartal 1973 til og med 4. kvartal 1990.

Både modell 1 og 2 har god føyning og relativt stor grad av forklart variasjon. Modell to har svakt bedre egenskaper enn modell 1. Durbin-Watson observatoren (DW) kan her ikke benyttes direkte som testobservator for å avdekke autokorrelasjon, men vi konstaterer likevel at modell 1 har svært høy verdi på denne observatoren.

Vi ser at sammenlignet med den yngste ungdomsgruppen går tilpasningen til langtidsløsningen noe tregere for denne gruppen. Det er stor forskjell mellom de presenterte alternativene; i modell 1 korrigeres i overkant av 30 % av avviket fra langtidsløsningen etter et kvartal, mens i modell 2 går tilpasningen nesten dobbelt så raskt.

Studieplassvariabelen inngår i alle modellalternativer på differensiert form lagget ett og to kvartaler, og har dermed kun effekt på korttidsdynamikken. Det som skiller alternativ 1 og 2 er at lønnsvariabelen inngår i modell 1 på nivåform lagget ett kvartal, mens arbeidsmarkedsindikatoren inngår i modell 2 på nivåform lagget ett kvartal og



Tabell 5.2.1. Estimeringsresultater

Variabel	Modellalternativ		
	1	2	3
Konstant	-2.26 (-2.78)	3.39 (5.11)	1.98 (2.58)
D1	-0.07 (-2.49)	-0.11 (-3.25)	0.11 (-3.70)
D2	0.16 (6.35)	0.10 (3.57)	0.11 (0.13)
D3	0.10 (4.28)	0.14 (4.70)	0.13 (4.98)
Wk(-1)	0.67 (3.02)		0.35
KI20(-1)		2.77 (4.88)	2.58 (4.00)
$\Delta$ KI20		7.20 (1.47)	
$\Delta$ NU20(-1)	-1.20 (1.93)	-1.71 (-2.49)	-1.55 (-2.65)
$\Delta$ NU20(-2)	-1.24 (1.89)	-1.98 (-3.02)	-1.83 (-2.9)
$\Delta$ NU20(-3)			-1.15 (-1.77)
$\Delta$ NU20(-4)			-1.1 (-1.76)
LYP20(-1)	-0.32 (-3.78)	-0.57 (-5.42)	-0.68 (-5.53)
R <sup>2</sup>	0.767	0.808	0.824
CR <sup>2</sup>	0.741	0.784	0.798
SER	0.11	0.100	0.101
SSR	0.756	0.622	0.618
DW	2.62	2.35	2.13
Restr.	Ingen	Ingen	Wk(-1) = 0.35

ulagget på differensiert form. Det viste seg å være vanskelig å spesifisere effekten av disse to variablene i samme modell. Dette kan skyldes at de er nært korrelerte, og at det er vanskelig å skille effekten av de to variablene fra hverandre. De estimerte koeffisientene kan derfor ha tolkning som bruttokoeffisienter. For å omgå problemet med at lønnsvariabelen og arbeidsmarkedsindikatoren er så nært korrelerte, ble det gjort et forsøk med å legge restriksjon på koeffisienten til lønnsvariabelen. Resultatet er presentert som modell 3. Vi ser at utdanningsvariabelen fremdeles ikke kommer med i langtidsløsningen, men at flere laggete verdier av variabelen på endringsform gjør at modell tre har bedre forklaringskraft enn de to andre alternativene. Arbeidsmarkedsindikatoren på endringsform fikk ikke signifikant effekt.

Som det ble påpekt i kapittel 3 vil den logistiske utformingen av modellen føre til at elastisitetene vil variere med yrkesprosenten. Tabell 5.2.2. gir en oversikt over langtidselastisitetene beregnet med utgangspunkt i den observerte yrkesprosenten i 1990.

Tabell 5.2.2. Elastisitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1990

Variabel	Modellalternativ		
	1	2	3
Wk	0.31		0.08
NWKIK		0.73	0.57
NU20	0	0	0

Som det framgår av tabellen er langtidseffekten av elevplassvariabelen lik null i alle modellalternativene. Vi ser at i følge modell 1 vil en økning i disponibel reallønn på en prosent gi en økning i yrkesdeltakingen på 0.3 prosent, mens økningen i følge modell 3 bare vil bli på i underkant av 0.1 prosent. Dette er en del lavere enn det Lindquist et.al (1990) fant i sin undersøkelse på årsdata. Den beregnede elastisiteten med hensyn på arbeidsmarkedsindikatoren i modell 2 viser at effekten av en økning i denne variabelen på en prosent gir en økning i yrkesdeltakingen på 0.73 prosent. I modell 3 er effekten bare 0.57 prosent. Denne elastisiteten er en god del større enn det som gjelder i den omtalte undersøkelsen på årsdata (hvor den er beregnet til 0.32). I en oppdatert versjon (Bowitz (1992)) er elastisiteten med hensyn på arbeidsmarkedsindikatoren beregnet til 0.48, her inngår også elevplassvariabelen i langtidsløsningen men lønnsvariabelen er utelatt. Som omtalt over er det sannsynlig at de presenterte elastisitetene i alternativ 1 og 2 har tolkning som bruttoelastisiteter. I alternativ 3 skal en kunne gå ut fra at det er nettoelastisitetene som er presentert forutsatt at den pålagte restriksjonen er riktig.

Figurene nedenfor viser effekten av et skift i de forklaringsvariablene som inngår i den foretrukne modellen (modell 2) illustrert ved hjelp av de kumulerte interimmultiplikatorene.

Figur 5.2.3. viser effekten av et skift i elevplassvariabelen. Vi ser at vi to kvartaler etter skiftet får en negativ effekt på 2.65. Omtrent 8-9 kvartaler etter at skiftet fant sted er det imidlertid ikke lenger noen effekt på yrkesdeltakingen av skiftet.

Figur 5.2.4. viser effekten av et skift i arbeidsmarkedsindikatoren. Skiftet gir en umiddelbar økning i yrkesdeltakingen på hele 7.2. Deretter modereres effekten mer og mer inntil effekten flater ut på langtidsløsningen som er 4.86 7-8 kvartaler etter at skiftet fant sted.

Modell 2 er deretter testet for å avdekke eventuelle brudd på restleddsforutsetningene. Resultatene fra testene er presentert i tabell 5.2.3.

Vi ser at AUTO-testen for første ordens seriekorrelasjon gir forkastning av null-hypotesen:

$$H_0 : \text{Ikke autokorrelasjon i restleddene}$$

Dette kan skyldes utelatte variable eller feilspesifisert dynamikk. Det er stor sannsynlighet for at det siste er tilfelle. Når restleddene er autokorrelerte i en modell hvor det også inngår lagget endogen variabel er ikke MKM-estimatorene forventningsrette eller konsistente. Det vil også være en tendens til overvurderte t-verdier og andel forklart variasjon fordi utvalgsvariansen vil være forventningsskjev og den derfor ofte får en for lav verdi.

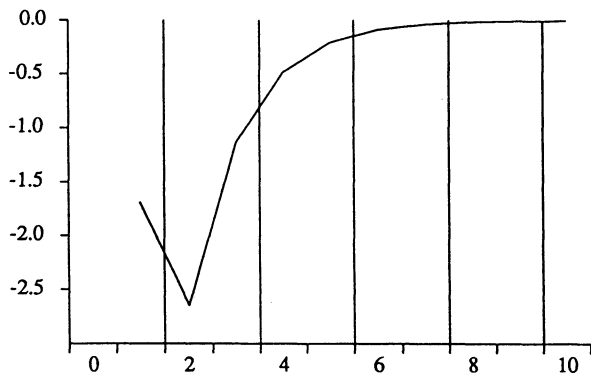
AUTO-testen for fjerde ordens autokorrelasjon gir ikke grunnlag for forkastning av null hypotesen.

ARCH-testen, som tester for inntil fjerde ordens heteroskedastisitet gir ikke grunnlag for forkastning av null-hypotesen om konstant varians i restleddene.

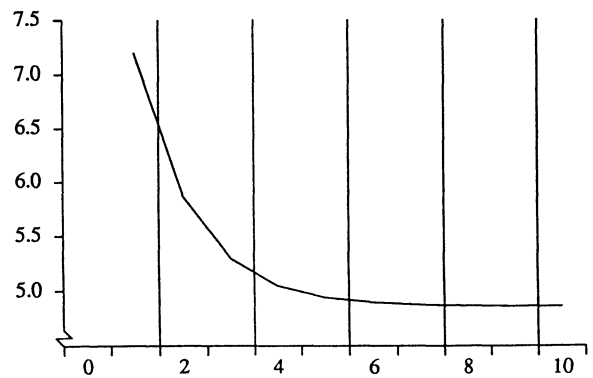
Chow testen tester for strukturelle brudd rundt 1989. Testen indikerer ikke noen strukturelle brudd.

Bera-Jarque testen for normalfordelte restledd gir ikke grunnlag for forkastning av hypotesen om at restleddene er normalfordelte.

Figur 5.2.3. Effekter av et skift i elevplassvariabelen



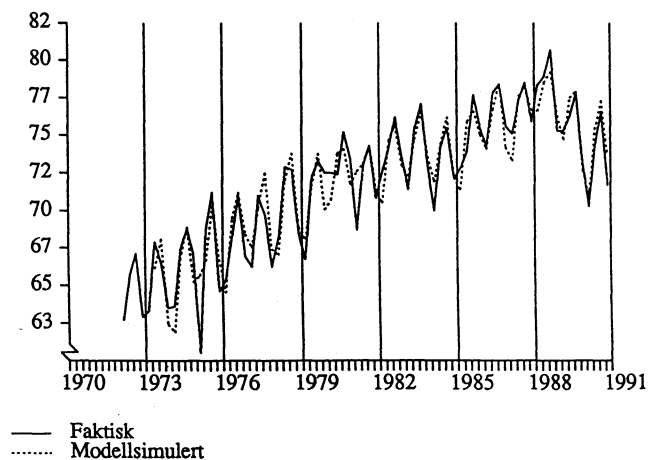
Figur 5.2.4. Effekter av et skift i arbeidsmarkedsindikatoren



Tabell 5.2.3. Testresultater

Test	Testobservator	Sannsynlighet for forkastningsfeil
AUTO	$F(1,61) = 7.50$	0.01
ARCH	$F(4,58) = 2.58$	0.05
CHOW	$F(1,60) = 0.03$	0.87
NORMBJ	$F(4,54) = 0.30$	0.88
	$F(8,54) = 1.08$	0.39
	$\chi^2 = 1.76$	0.42

Figur 5.2.5. Faktisk og modellsimulert yrkesdeltaking



### 5.2.3. Historisk føyning

Figur 5.2.5. viser utviklingen i faktisk og modellsimulert yrkesprosent for ungdom i alderen 20 til 24 år over perioden 1973 2 til 1990 4. Den modellsimulerte serien er beregnet med utgangspunkt i modellalternativ 2 som er det foretrukne alternativet.

Figuren viser at den simulerte yrkesprosenten føyer den historisk observerte yrkesprosenten rimelig godt.

Tabell 5.2.4. viser at det gjennomsnittlige prosentvise avviket mellom simulerte og historiske yrkesprosent over hele estimeringsperioden er 0.09. Spredningen rundt gjennomsnittet er vel 2 prosent. For å ta hensyn til at nivået på yrkesprosenten slår ut i føyningsmålet referert ovenfor, er standardavviket på prosentvis avvik oppgitt som eget føyningsmål samt RMS (Root-Mean-Squared) feilen i forhold til nivået målt i prosent.

Tabell 5.2.4. Føyningsmål

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standardavvik på prosentvis avvik	RMS-feil/ RMS-nivå prosent
Yrkesprosent, ungdom 20-24 år	0.09	2.1	1.97

### 5.3. Menn 25-59 år

#### 5.3.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer

Gruppen av menn i alderen 25-59 år er den desidert største, og utgjør alene nesten halvparten av den totale arbeidsstyrken. Gruppens yrkesdeltaking har ligget stabilt på et høyt nivå (over 90%), selv om en de siste årene har kunnet observere en svak nedgang i yrkesdeltakingen. Tradisjonelt har det vært slik at det er mannen som er familieforsørger. Selv om kvinnene i stadig større grad har kommet ut i arbeidsmarkedet, er det nok fremdeles vanlig at mannen er hovedforsørger. Gruppen består både av gifte og ugifte menn, med og uten barn. For menn er det liten grunn til å tro at disse faktorene skal ha vesentlig betydning for hvorvidt de er yrkesaktive eller ikke.

I kapittel 4 ble det påpekt at den perioden menn er yrkesaktive har blitt redusert ved at en har fått en avskalling i "begge ender". En kan anta at en del av mennene i alderen 25 til ca 30 år fremdeles er under utdanning, og at en del av disse derfor ikke er med i arbeidsstyrken. Etter 30-års alderen har menn antakelig en høy yrkeshyppighet fram til de nærmer seg midten av 50-års alderen. En vanskelig situasjon på arbeidsmarkedet rammer spesielt de helt yngste og de eldre arbeidstakerne. Disse blir betraktet som mindre effektiv arbeidskraft, og har de først blitt ledige, har de større problemer med å komme inn i jobb igjen og har større sannsynlighet for å bli gående langtidsledige. I første omgang registrerer de seg som arbeidsledige, og blir værende i arbeidsstyrken, men ettersom det er vanskeligere for disse å finne seg nytt arbeid, går mange over på uføretrygd eller sosialstøtte, og forsvinner dermed ut av arbeidsstyrken.

Det kan se ut til at problemene på arbeidsmarkedet som tidligere gjaldt de yngste ungdomsgruppene er i ferd med å forplante seg opp til de yngste i gruppen av menn i alderen 25 til 59 år. Det kan derfor se ut til at hvis gruppen er satt sammen på en slik måte at den er "tung" i en av endene, vil dette ha en negativ effekt på yrkesdeltakingen og at en endring i gruppens alderssammensetning vil ha betydning for gruppens yrkesdeltaking totalt sett. Gjennomsnittsalderen for gruppen menn 25-59 år er forsøkt som forklaringsvariabel for å fange opp effekten av en endret alderssammensetning i gruppen. Figur 5.3.1. viser et kraftig fall i gjennomsnittsalderen fra 1972 og fram til 1985. Etter 1985 har gjennomsnittsalderen holdt seg konstant på ca 40 år.

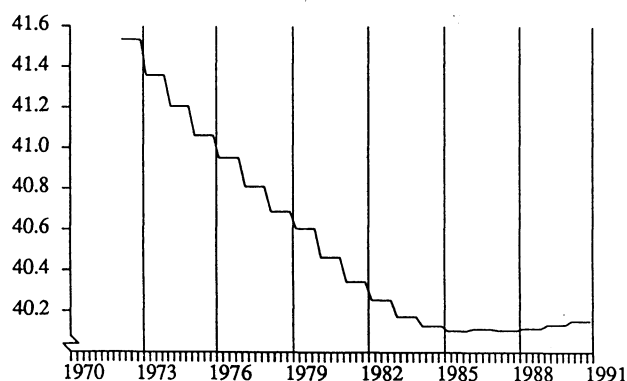
For kvinner er det vanlig å anta at det eksisterer en generasjonseffekt av alder (se kapittel 5.5.1. om gifte kvinners yrkesdeltaking). Ettersom menn hele tiden har hatt en høy yrkesprosent, ser det ikke ut som det er rimelig å anta en slik effekt for denne gruppen.

Uføreraten er også forsøkt som forklaringsvariabel. Denne faktoren er diskutert under "ikke gifte kvinner". Figur 5.3.2. viser utviklingen i denne variabelen.

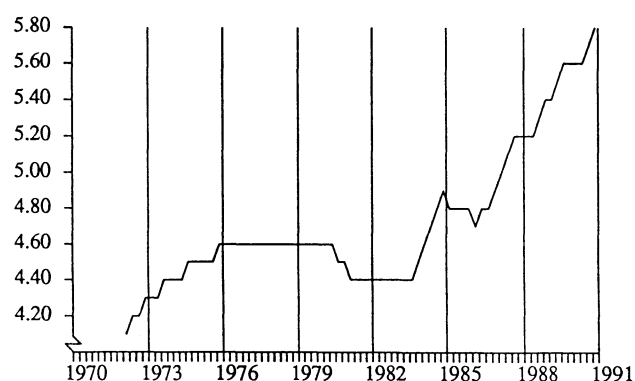
Figuren viser en vekst i uføreraten for menn i alderen 25-59 år i perioden fra 1972 til 1976 fra under 4 prosent til i overkant av 4.5 prosent. Deretter lå uføreraten konstant på dette nivået fram til 1980 hvor den avtok ca 0.2 prosentpoeng. Fra 1984 og ut perioden kan vi observere en kraftig vekst i uføreraten fra ca 4.4 prosent til 5.8 prosent. Denne veksten faller sammen med en mer liberal praktisering av regelverket for å motta uføretrygd. Bowitz (1992) peker på at et hovedinntrykk fra en rekke undersøkelser gjort på området er at forholdene på arbeidsmarkedet er av stor betydning for tilstrømmingen til uførepensjon. Tilgangen øker i perioder med høy ledighet. Han hevder også at nedgangskonjunkturer på 1980-tallet kan ha ført til at lønnsomheten i mange bedrifter ble presset slik at de grep til nye virkemidler for å gjenopprette lønnsomheten. Et virkemiddel kan ha vært å anmode eldre arbeidstakere om å søke uførepensjon, ofte i samarbeid med bedriftslegen. Det hevdes at bedriftslegen spiller en aktiv rolle. Det kan synes som om det spesielt i forbindelse med omstrukturering av arbeidsplasser med ny teknologi er aktuelt at eldre arbeidstakere får diagnoser som muliggjør uførepensjonering.

Den generelle arbeidsledighetsraten er forsøkt som forklaringsvariabel med samme begrunnelse som for de tidligere omtalte gruppene. Variabelen antas å fange opp en eventuell "discouraged worker" effekt av at ledigheten vokser. (Se forøvrig avsnitt 5.1.1. for nærmere omtale).

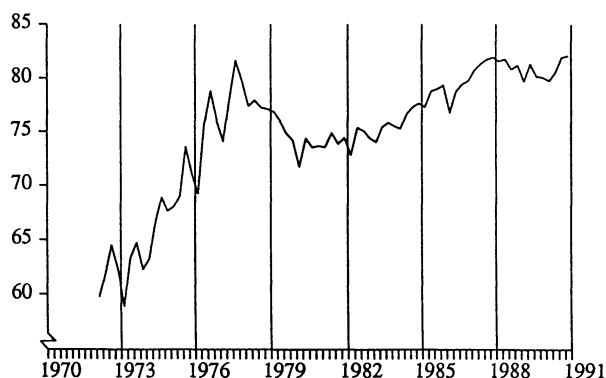
Figur 5.3.1. Gjennomsnittsalder, menn i alderen 25-59 år



Figur 5.3.2. Uførerate, menn i alderen 25-59 år. Prosent



Figur 5.3.3. Disponibel reallønn for menn målt i 1990-kroner



For de eldste i denne gruppen kan det være et aktuelt valg å gå over på førtidspensjon eller uførepensjon. I så fall vil forholdet mellom disponibel pensjon og disponibel kvartalslønn, TDA, være av betydning. Variabelen TDA er beregnet med utgangspunkt i uførepensjonen for en 63-åring fordi den primært er tenkt å fungere som forklaringsfaktor for yrkesdeltakingen til menn i aldersgruppen 60-66 år. Imidlertid vil utviklingen i disponibel pensjon for ulike aldersgrupper være relativt parallell slik at variabelen kan være egnet også for gruppen av menn 25-59 år. Variabelen antas å ivareta en mulig negativ inntektseffekt på arbeidskrafttilbudet av økt pensjon. Denne variabelen vil imidlertid være nært korrelert med uføreraten, og det kan derfor vise seg problematisk å inkludere begge variable i samme modell. (Se forøvrig avsnitt 5.4.1. for nærmere omtale).

I følge standard økonomisk teori har menns disponible reallønn betydning for deres arbeidstilbud. Ettersom en her betrakter det binomiske valget yrkesdeltaking/ikke yrkesdeltaking, kan det forsvares å betrakte disponibel reallønn framfor marginal disponibel reallønn. Dette er det argumentert grundigere for under avsnitt 5.1.1. og 5.5.1. Det er konstruert en timelønnsvariabel for menn med utgangspunkt i et veid snitt av den nominelle mannlønnen i de ulike sektorene i økonomien der antall timeverk utført av menn er benyttet som vekter. Realdisponibel timelønn for menn,  $W_m$ , er videre konstruert ved hjelp av følgende formel:

$$W_m = \frac{WWM(1-t)}{PC}$$

- der  $PC$ : Deflatoren for privat konsum fra nasjonalregnskapet.  
 $t$ : Gjennomsnittlig skattesats for en gjennomsnittlig lønsmottaker i industrien med standardfradrag i skatteklasser 1.  
 $WWM$ : Aggregert nominell timelønnsats for menn.

Figur 5.3.3. viser utviklingen i menns realdisponible timelønn over perioden. Figuren viser en kraftig vekst i realdisponibel timelønn fram til 1977. Deretter var det et fall i lønnsnivået fram til 1980. Fra 1980 og ut perioden var det en jevn vekst i realdisponibel timelønn for menn selv om den falt noe fra 1988 til 1990.

### 5.3.2. Estimeringsresultater menn 25-59 år

For denne gruppen ble maksimal yrkesdeltaking satt lik 97% helt fra starten av estimeringene. Denne grensen tilsvarer den som er benyttet under reestimeringen av arbeidstilbudsrelasjonene i MODAG, og er satt på grunnlag av den observerte yrkesprosenten. I utgangspunktet ble det forsøkt å estimere på en generell feilkorleksjonsmodell. Det viste seg imidlertid at koeffisienten til feilkorleksjonsleddet ikke ble signifikant forskjellig fra -1, noe som i tilfelle innebærer at effekten fra forklaringsvariablene kommer momentant. Hvis så er tilfelle, er det bedre å gå over til en vanlig distribuert lag modell. Et "faremoment" med denne parametriseringen av modellen er imidlertid at ulike laggete varianter av samme variabel vil være svært sterkt korrelerte, og dette kan skape problemer med multikollinearitet. I så tilfelle er det vanskelig å få isolert den partielle effekten av den enkelte laggete variabelen.

Følgende modell dannet utgangspunktet for estimeringene:

$$\log \frac{0.03 + YPM25}{0.97 - YPM25} =$$

$$A_i M25 * \log AM25(-i) + \sum Wm_i M25 * \log Wm(-i)$$

$$+ \sum UFR_i * \log UFRM(-i)$$

$$+ \sum UR_i M25 \log UR(-i) + \sum TD_i M25 * \log TDA(-i)$$

$$+ \text{sesongdummyer} + \text{konstantledd}$$

der *AM25*: Gjennomsnittsalder for gruppen menn i alderen 25-59 år.  
*UFRM*: Uføreraten for menn i alderen 25-59 år.  
*UR*: Arbeidsledighetsraten.  
*Wm*: Realdisponibel timelønn for menn.  
*Wm* =  $WWM * (1-t) / PC$   
*WWM*: Aggregert lønnsatts for menn.  
*TDA*: Forholdet mellom trygd og lønn.  
*TDA* =  $TD / [Wm * H(1-t)]$  (jmf. menn 60-66 år).  
*t*: Gjennomsnittsskattesats.  
*PC*: Deflator for privat konsum.  
*YPM25*: Andelen av menn i alderen 25-59 år som deltar i arbeidsstyrken.

$\Sigma$  betyr summen over alle *i* fra 0 til 4.  
 (-*i*) betyr at variabelen er lagget *i* kvartaler.

Aldersvariabelen viste seg å ikke få signifikant effekt på gruppens yrkesdeltaking. Den ble forsøkt med ulike kombinasjoner av de andre forklaringsvariablene uten at dette ga noe godt resultat.

Det viste seg at når trygdevariabelen inngikk sammen med uføreraten, ble uføreratens koeffisient insignifikant. Trygdevariabelen fikk insignifikante koeffisienter på alle lag unntatt fire kvartaler. Det ble forsøkt å ta uføreraten ut av modellen samt de insignifikante variantene av trygdevariabelen. Dette førte imidlertid til at trygdevariabelens koeffisient fikk feil fortegn. Variabelen ble derfor tatt ut av modellen. Uføreraten inngår ulagget. De laggete variantene fikk insignifikante koeffisienter.

Lønnsvariabelen fikk signifikante koeffisienter lagget ett og fire kvartaler. De andre variantene ble enten insignifikante og/eller fikk feil fortegn. Etter at de insignifikante variantene av lønnsvariabelen var tatt ut av modellen, fikk lønnsvariabelen lagget ett kvartal feil fortegn, og det viste seg at det ikke lot seg gjøre å inkludere lønnsvariabelen samtidig med ett og fire kvartalers lag. I første omgang ble variabelen lagget ett kvartal beholdt i modellen, mens de andre ble tatt ut. Årsaken til at variabelen ble beholdt med ett lag var at det virker rimelig at en lønnsendring slår raskt ut i yrkesdeltakingen. Deretter ble det forsøkt med fire lag, og dette ga også godt resultat. Begge modellvariantene er presentert i tabell 5.3.1.

Arbeidsledighetsvariabelen fikk insignifikante koeffisienter når den var lagget 0, 2 og 3 kvartaler. Koeffisientene foran variabelen lagget 1 og 4 kvartaler ble imidlertid signifikante. Det ble først forsøkt å beholde variabelen lagget

Tabell 5.3.1. Estimeringsresultater

Variabel	Modellalternativ		
	1	2	3
Konstant	-7.6 (-1.63)	-9.88 (-2.5)	-2.23 (-1.04)
D1	0.05 (0.74)	0.05 (0.88)	0.03 (0.92)
D2	-0.16 (-2.48)	-0.16 (-2.63)	-0.07 (-2.48)
D3	0.03 (0.49)	0.03 (0.45)	0.02 (0.70)
Wm(-1)	1.39 (1.99)		0.60 (1.88)
Wm(-4)		1.74 (3.08)	
UFRM	-1.77 (-2.4)	-2.03 (-2.95)	-0.83 (-2.45)
UR(-4)	-0.36 (-2.64)	-0.38 (-2.89)	-0.17 (-2.68)
R <sup>2</sup>	0.339	0.388	0.348
CR <sup>2</sup>	0.278	0.332	0.287
SER	0.307	0.296	0.141
SSR	6.13	5.68	1.28
DW	1.65	1.78	1.55
Restr.	Ingen	Ingen	Ingen

ett kvartal og fjerne de andre laggene. Dette ga en insignifikant koeffisient. Forsøk med fire lag ga imidlertid godt resultat. Det kan også virke rimelig at det tar en stund før denne variabelen slår ut i yrkesdeltakingen.

Tabell 5.3.1. viser alternative modeller til forklaring av variasjoner i yrkesdeltakingen til menn i alderen 25 til 59 år. Alle variablene inngår på logaritmisk form. Estimeringsperioden er fra 1. kvartal 1973 til 4. kvartal 1990. Vi konstaterer at alle de presenterte alternativene har svært lav grad av forklart variasjon. Dette skyldes trolig for en stor del at det for denne gruppen har funnet sted lite variasjon i yrkesdeltakingen. Når variasjonen i datamaterialet er liten, blir effekten av eventuelle feil i data relativt større, og dette vil kunne slå ut i lavere grad av forklart variasjon.

For sammenligningens skyld ble modell 1 også forsøkt estimert med maksimal yrkesdeltaking på 100 %. Resultatet er presentert som alternativ 3. Dette førte til en mye lavere verdi på SER, og noe bedre forklaringskraft. Imidlertid er ikke verdien på SER sammenlignbar mellom de to modellene fordi transformasjonen til en yrkesdeltaking lavere enn 100 % nødvendigvis gir større verdi på SER. Dette er noe grundigere omtalt under "menn 60-66 år".

Alternativ 3 er kun presentert for sammenligningens skyld. De to alternativene 1 og 2 skiller seg fra hverandre ved at lønnsvariabelen i alternativ 1 inngår lagget ett kvartal mens den i alternativ 2 inngår lagget fire kvartaler. Alternativ 1 er valgt til tross for at alternativ 2 viser bedre føyningsegenskaper og forklaringskraft fordi det virker mer rimelig at lønn slår raskere ut i yrkesdeltakingen.

Som det ble påpekt i kapittel 2 vil den logistiske utformingen av modellen føre til at elastisitetene vil variere med yrkesprosenten. Tabell 5.3.2. gir en oversikt over langtidselastisitetene beregnet med utgangspunkt i den observerte yrkesprosenten i 1990 som var på 93 prosent.

Som det går fram av tabellen, vil en økning i realdisponibel lønn på én prosent føre til en økning i menns yrkesdeltaking på 0.06 prosent i henhold til modell 1. En én prosents økning i uføreraten har en negativ effekt på

Tabell 5.3.2. Elastisitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1990

Variabel	Modellalternativ		
	1	2	3
Wm	0.06	0.07	0.04
UFRM2559	-0.07	-0.08	-0.06
UR	-0.01	-0.02	-0.01

0.07 prosent. Dersom ledighetsraten øker med en prosent, vil dette gi en estimert nedgang i yrkesdeltakingen på 0.01 prosent. Disse resultatene stemmer bra overens med det Lindquist et al. (1990) fant i sin undersøkelse på årsdata, selv om elastisiteten mhp. arbeidsledigheten er en del større enn det de fant (deres elastisitet ligger under -0.1), og de ikke forsøkte uføreraten som forklaringsvariabel. I en oppdatert versjon av MODAG (Bowitz 1992) inngår også uføreraten som forklaringsvariabel; den estimerte elastisiteten er her -0.03. Når det gjelder effekten fra de øvrige forklaringsvariablene viser Bowitz' resultater en elastisitet mhp. reallønn på 0.04 og mhp. ledigheten på -0.03.

Ettersom de enkelte forklaringsvariablene bare inngår "en gang" og det ikke er noen effekt via lagget endogen i modellen, vil effekten på yrkesdeltakingen av et skift i en av forklaringsvariablene slå fullt fra det kvartalet som tilsvarende forklaringsvariabelens lag. Figurene under viser elastisitetene av yrkesdeltakingen med hensyn på de ulike forklaringsvariablene beregnet på grunnlag av det valgte modellalternativet. Det er simulert et skift på en prosent i de enkelte forklaringsvariablene, og figurene under viser det relative avviket mellom referansebanen og skiftbanen. Vi ser at elastisitetene ikke er konstante over tid, men endres med variasjoner i yrkesdeltakingen. Dette skyldes den logistiske utformingen av modellen.

Figur 5.3.4. viser effekten på gruppens yrkesdeltaking av et skift på en prosent i realdisponibel mannlønn i 1. kvartal 1975. Vi ser at effekten slår ut et kvartal etter at skiftet fant sted.

Figur 5.3.5. viser effekten av et simulert skift i uføreraten på en prosent 1. kvartal 1975. Virkningen av skiftet slår ut allerede fra første kvartal.

Figur 5.3.6. viser effekten av en prosents økning i arbeidsledighetsraten. Denne økningen har effekt fire kvartaler etterpå.

Den valgte modellen er deretter testet for å undersøke om parameterne er stabile og om det er brudd på restleddsforutsetningene.

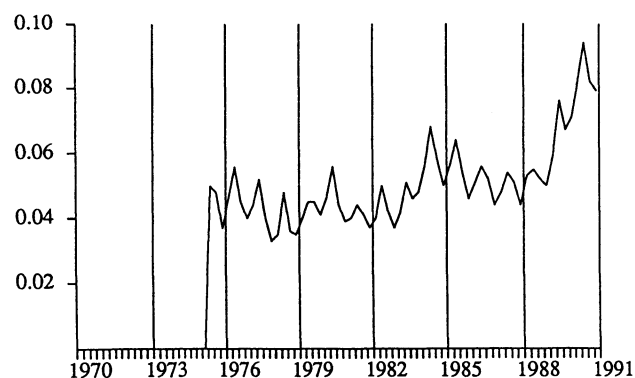
AUTO-testen for inntil fjerde ordens autokorrelasjon gir ikke grunnlag for forkastning av null hypotesen om at restleddene ikke er seriekorrelerte.

ARCH-testen, som tester for inntil fjerde ordens heteroskedastisitet gir ikke grunnlag for forkastning av null-hypotesen om konstant varians i restleddene.

Chow testen tester for strukturelle brudd rundt 1989. Testen indikerer ikke noen brudd.

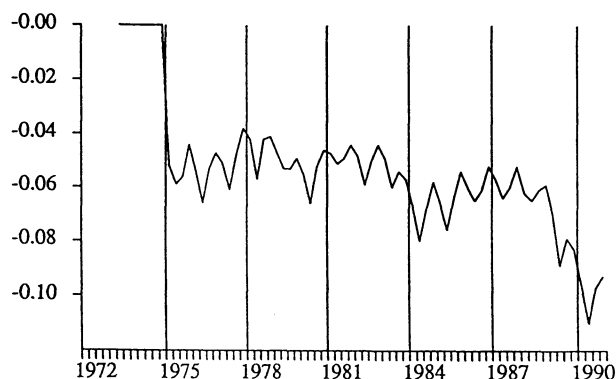
Bera-Jarque testen for normalfordelte restledd gir ikke grunnlag for forkastning av hypotesen om at restleddene er normalfordelte.

Figur 5.3.4. Elastisiteten av menns yrkesdeltaking mhp. lønn

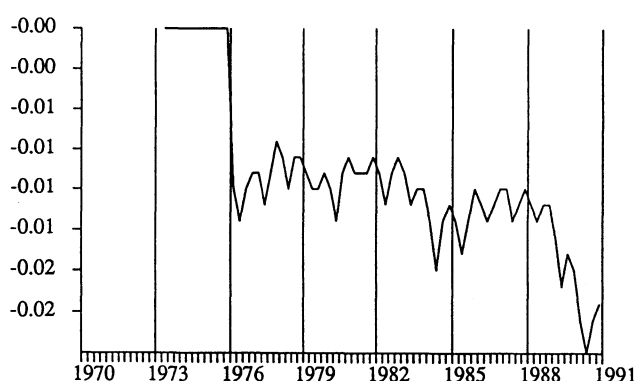




Figur 5.3.5. Elastisiteten av menns yrkesdeltaking mhp. uføreraten



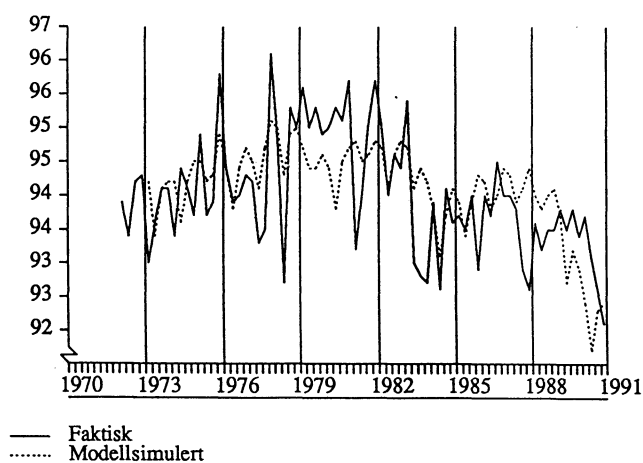
Figur 5.3.6. Elastisiteten av menns yrkesdeltaking mhp. arbeidsledighetsraten



Tabell 5.3.3. Testresultater

Test	Testobservator	Sannsynlighet for forkastningsfeil
AUTO	$F(1,64) = 1.69$	0.2
	$F(4,58) = 0.63$	0.64
ARCH	$F(1,63) = 0.38$	0.54
	$F(4,57) = 0.43$	0.78
CHOW	$F(8,57) = 1.08$	0.39
NORMBJ	$\chi^2 = 1.3$	0.52

Figur 5.3.7. Faktisk og modellsimulert yrkesdeltaking



### 5.3.3. Historisk føyning

Figur 5.3.7. viser utviklingen i faktisk og predikert yrkesprosent for menn i alderen 25 til 59 år over perioden 1973 1 til 1990 4. Den modellsimulerte serien er beregnet med utgangspunkt i modellalternativ 1 som er det foretrukne alternativet.

Figuren viser at den simulerte yrkesprosenten ikke lykkes særlig godt i å fange opp svingningene i den historisk observerte yrkesprosenten. Fram til 1979 følger den gjennomsnittsnivået ganske bra men lykkes dårlig i å fange opp de tilfeldige svingningene. Fra 1979 til 1984 underpredikerer modellen yrkesdeltakingen, mens det motsatte er tilfelle fra 1984 til 1989. De siste to årene av prediksjonsperioden ser modellen også ut til å gi for lave anslag på yrkesprosenten.

Tabell 5.3.4. gir tre summariske føyningsmål. Tabellen viser at det gjennomsnittlige prosentvise avviket

mellom simulerte og historiske yrkesprosenten over hele estimeringsperioden er 0.1. Spredningen rundt gjennomsnittet er vel 0.8 prosent. For å ta hensyn til at nivået på yrkesprosenten slår ut i føyningsmålet referert ovenfor, er standardavviket på prosentvis avvik oppgitt som eget føyningsmål. RMS (Root-Mean-Squared) feilen i forhold til nivået målt i prosent vil også gi et tilnærmet uttrykk for dette.

Tabell 5.3.4. Føyningsmål

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standardavvik på prosentvis avvik	RMS-feil/ RMS-nivå prosent
Yrkesprosent, menn 25-29 år	0.1	0.81	0.80

## 5.4. Menn 60-66 år

### 5.4.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer.

I kapittel fire ble det påpekt at den perioden av livet menn er yrkesaktive ble vesentlig redusert i løpet av 1980-tallet. For gruppen menn i alderen 60 til 66 år kan en observere en nokså stabil yrkesdeltaking fram til 1982. Fra dette punktet er nivået avtakende (se figur 4.11.). En del av denne nedgangen kan trolig ha sammenheng med den sterke økningen i den generelle arbeidsledigheten på begynnelsen av 1980-tallet, og kan skyldes en såkalt "discouraged worker" effekt. Men da ledigheten avtok igjen på midten av 1980-tallet, bidro dette ikke til noen vekst i yrkesdeltakingen, noe som tyder på en viss irreversibilitet. Det kan se ut som at eldre arbeidstakere "skvises" i arbeidsmarkedet. Hvis de først har blitt ledige, har de store problemer med å finne ny jobb. For dem som har mulighet til det, kan førtidspensjonering være et mer attraktivt alternativ enn arbeidsledighet. I det de går over på pensjon trer de ut av arbeidsstyrken. Det er også mulig at eldre arbeidstakere betrakter arbeidsledighetstrygden som en form for førtidspensjonering og derfor ikke regner seg selv som arbeidssøkere i følge AKU.

I 1984 ble tidsrammen for utbetaling av arbeidsledighetstrygd utvidet fra 40 til 80 uker. Dersom det er slik at eldre arbeidstakere betrakter arbeidsledigheten som en form for førtidspensjonering, vil en forlengelse av tidsrammen for utbetaling av ledighetstrygd trekke i retning av en nedgang i yrkesdeltakingen. For å fange opp denne eventuelle effekten på yrkesdeltakingen, er det forsøkt med en dummyvariabel, TRYGD, fra tredje kvartal 1984. Før 2 kvartal 1984 kunne pensjonister opparbeide et såkalt "ventetillegg" i tillegg til alderspensjonen hvis yrkesaktivitet ble opprettholdt utover oppnådd pensjonsalder. Det er ikke umulig at opphevelsen av ventetillegget kan ha redusert motivasjonen til yrkesdeltaking for gruppa menn i alderen 60 til 66 år. TRYGD kan antas å også fange opp en eventuell effekt av at ventetillegget for pensjonister ble opphevet.

Den generelle arbeidsledighetsraten, er også forsøkt som forklaringsvariabel. Denne er antatt å skulle fange opp den tidligere omtalte "discouraged worker" effekten, og er allerede omtalt under de tidligere gruppene.

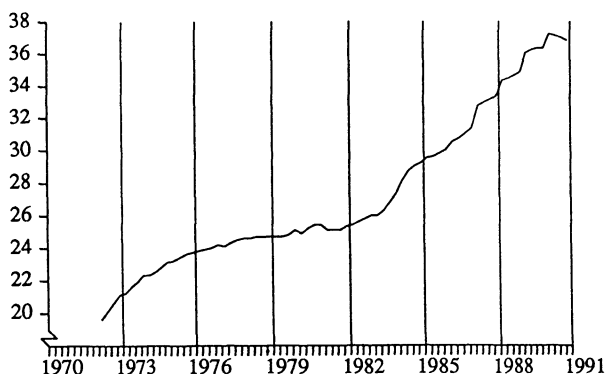
Mer liberal praktisering av reglene for uføretrygd kan også ha vært en medvirkende årsak til fallet i yrkesdeltakingen. Dette påpekes blant annet i Sysselsettingsutvalgets rapport (NOU 1992:26). Spesielt for eldre arbeidstakere kan det å motta uføretrygd fortone seg mer attraktivt enn arbeidsledighetstrygd eller førtidspensjonering fordi de økonomisk sett kommer gunstigere ut. Det synes også rimelig at bedrifter raskere går til oppsigelse av ansatte som kan regne med å bli uføretrygdet, noe en må kunne anta spesielt vil gjelde for eldre arbeidstakere. Formelt er det slik at en person trer ut av arbeidsstyrken når han går over på uføretrygd, i praksis er ikke sammenhengen fullt så enkel. Dette er noe grundigere diskutert i avsnitt 5.6.1. Uføreraten for menn i alderen 60 til 66 år, målt som andelen uføre av menn i aldersgruppen er derfor forsøkt som forklaringsvariabel. Av figur 5.4.1. går det fram at det har vært en vekst i uføreraten over hele perioden. Veksten var spesielt markert på slutten av perioden. Vi ser at i perioden fra 1983 til 1990 fant det sted en økning i andelen uføretrygdde på 11 prosentenheter, fra ca 26 % til ca 37 %.

Hvis det er slik at aktørene har mulighet til å påvirke hvorvidt de skal uføretrygdes eller ikke, synes det rimelig å anta at utviklingen i forholdet mellom disponibel pensjon og lønnsnivå vil ha betydning for denne gruppens yrkesdeltaking. Forklaringsvariabelen, TDA, er definert ved

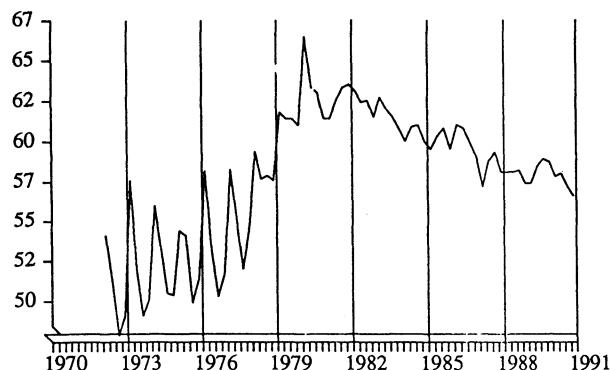
$$TDA = \frac{TD}{WmH(1-t)}$$

- der TD: Pensjon etter skatt for en enslig 63-åring med 100% uførepensjon og sluttpoeng tall 4, som tilsvarer gjennomsnittsinntekten for denne gruppen.  
 WmH: Utbetalt nominell lønn per kvartal for en heltidsansatt lønnsinntaker i industrien beregnet som gjennomsnittlig timelønns sats multiplisert med antall timer i et kvart normal årsverk.

Figur 5.4.1. Antall uføre i alderen 60 til 66 år i prosent av antallet i gruppen totalt



Figur 5.4.2. Disponibel stønad for trygdede i prosent av disponibel lønn for en lønsmottaker



t: Gjennomsnittlig skattesats for en enslig lønsmottaker i industrien uten andre fradrag enn standardfradrag.

Dersom det er slik at denne variabelen har effekt, vil den være positivt korrelert med uføreraten.

Figur 5.4.2 viser at det var en økning i forholdet mellom trygd og lønn fram til 1980. Deretter har forholdet avtatt fram mot slutten av perioden, men ligger fremdeles godt over det som gjaldt i første halvdel av 1970-tallet.

#### 5.4.2. Estimeringsresultater menn 60-66 år

Under estimeringen av modellen for denne gruppens arbeidstilbud ble det helt fra starten av satt en øvre grense for gruppens mulige yrkesdeltaking på 80 prosent. Denne grensen tilsvarende den som er benyttet under reestimeringene av arbeidstilbudsrelasjonene i MODAG, og er bestemt med utgangspunkt i den observerte utviklingen i yrkesprosenten for denne gruppen. Det ble først forsøkt estimert på en feiljusteringsmodell. Da det viste seg at koeffisienten foran feilkorreksjonsleddet ikke fikk en koeffisient som tilsa at det var noen signifikant effekt fra lagget endogen, ble modellen reparametrisert til en generell distribuert lag modell.

Følgende modell dannet utgangspunktet for estimeringene:

$$\log \frac{0.2 + YPM60}{0.80 - YPM60} =$$

$$\Sigma UFR_i M60 * \log UFRM(-i)$$

$$+ \Sigma UR_i M60 \log UR(-i) + \Sigma TD_i M60 * \log TDA(-i)$$

$$+ \text{dummyvariable} + \text{konstantledd}$$

der *UFRM*: Uføreraten for menn i alderen 60-66 år.  
*UR*: Arbeidsledighetsraten.  
*Wm*: Realdisponibel timelønn for menn.  
*Wm* = *WWM* \* (1 - *t*) / *PC*  
*WWM*: Aggregert lønnsatts for menn.  
*TDA*: Forholdet mellom trygd og lønn.  
*t*: Gjennomsnittsskattesats.  
*PC*: Deflator for privat konsum.  
*YPM60*: andelen av menn i alderen 60-66 år som deltar i arbeidsstyrken.  
 $\Sigma$  betyr summen over alle *i* fra 0 til 4.  
(-*i*) betyr at variabelen er lagget i kvartaler.

Koeffisienten til arbeidsledighetsraten lagget to kvartaler fikk feil fortegn. Alle de andre laggete verdiene av denne variabelen fikk insignifikante koeffisienter, og variabelen ble foreløpig tatt ut av modellen.

Uføreratens koeffisient fikk feil fortegn med ett og to kvartalers lag på variabelen. Lagget tre kvartaler ble koeffisienten insignifikant. Ulagget fungerte imidlertid variabelen bra, og fire kvartalers lag så også ut til å kunne brukes. Foreløpig ble variabelen beholdt i modellen både ulagget og lagget fire kvartaler.

Trygdevariabelen fungerte bra lagget tre kvartaler, lagget ett og fire kvartaler fikk koeffisientene feil fortegn, og ulagget og lagget to kvartaler ble de insignifikante. Trygdevariabelen ble derfor beholdt i modellen med tre kvartalers lag.

Forsøk på å inkludere uføreraten både ulagget og med fire kvartalers lag ga som resultat at den laggete variantens koeffisient ble insignifikant. I første omgang ble det valgt å satse på den ulaggete varianten fordi det synes rimelig at variabelen skal slå raskt ut i yrkesdeltakingen.

Det viste seg å gi godt resultat å inkludere uføreraten ulagget sammen med tre kvartalers lag på trygdevariabelen. Dummyvariabelen TRYGD ble insignifikant her, og etter at den var fjernet bedret modellens egenskaper seg ytterligere.

Ettersom det kan tenkes at trygdevariabelen og uføreraten fanger opp den samme effekten, ble det forsøkt å estimere på nytt uten trygdevariabelen. En modell hvor uføreraten lagget fire kvartaler, arbeidsledighetsraten ett kvartal og dummyvariabelen TRYGD inngikk ga signifikante koeffisienter, men ikke særlig god føyning og forklaringskraft.

Tabell 5.4.1. viser to alternative modeller til å forklare variasjoner i yrkesdeltakingen til menn i alderen 60 til 66 år. Estimeringsperioden er 2.kvartal 1973 til 4. kvartal 1990.

Begge modellalternativene har en forklart variasjon på rundt 70 %. Alternativ 1 skiller seg ut med noe bedre verdier både hva angår føyning og forklart variasjon. Ettersom lagget endogen ikke inngår i modellen, kan vi her benytte Durbin-Watson observatoren for å teste for første ordens seriekorrelasjon. Begge modellene har en verdi på DW som ligger i indesisjonsområdet. Andre tester må derfor benyttes for å avdekke brudd på forutsetningen om at restleddene ikke er autokorrelerte.

Når en betrakter føyningsmålet SER, er det viktig å være klar over at transformasjonen hvor en setter en maksimumsgrense på yrkesdeltakingen lavere enn 100 % innebærer at føyningsmålet SER ikke uten videre kan sammenlignes mellom denne modellen og en modell der den maksimale grensen for yrkesdeltaking er satt lik 100 prosent. Dette fordi verdien av brøken

$$\frac{\alpha + YPM60}{(1 - \alpha) - YPM60}, \alpha \in (0,1)$$

blir større når  $\alpha$  er positiv, og dette vil slå ut i nivået på SER.

I modell 1 inngår uføreraten lagget fire kvartaler, ledighetsraten lagget ett kvartal og dummyen TRYGD.

I modell 2 inngår uføreraten ulagget og trygdevariabelen lagget tre kvartaler.

Den foretrukne modellen er alternativ 2; både fordi denne har de beste egenskapene, men også fordi det synes rimelig at uføreraten slår raskt ut i yrkesdeltakingen, mens det ikke er urimelig at det tar litt lenger tid før en eventuell effekt av forholdet mellom trygd og lønn får utslag.

Tabell 5.4.2. gir en oversikt over langtidselastisitetene for de ulike modellalternativene. På grunn av egenskaper ved logit modellen vil ikke elastisitetene være konstante over tid men variere med nivået på yrkesdeltakingen. Elastisitetene i tabellen er beregnet med utgangspunkt i den observerte yrkesprosenten i 1990 som var på 60 prosent.

Tabell 5.4.1. Estimeringsresultater

Variabel	Modellalternativ	
	1	2
Konstant	-0.65 (-0.42)	-15.46 (-2.59)
D1	0.26 (2.45)	0.31 (3.18)
D2	-0.14 (-1.36)	0.12 (1.22)
D3	-0.11 (-1.12)	-0.15 (-1.55)
TRYGD	-0.4 (-1.56)	
UFRM		-3.96 (-10.35)
UFRM(-4)	-2.68 (-2.68)	
UR(-1)	-0.32 (-1.37)	
TDA(-3)		-1.72 (-2.09)
R <sup>2</sup>	0.712	0.727
CR <sup>2</sup>	0.685	0.706
SER	0.486	0.470
SSR	15.14	14.36
DW	1.53	1.52
Restr.	Ingen	Ingen

Tabell 5.4.2. Elastisitetsberegninger

Variabel	Modellalternativ	
	2	3
TDA		-0.22
UFRM	-0.35	-0.52
UR	-0.04	

Av tabellen går det fram at i henhold til modell 2 vil en økning i forholdet mellom trygd og lønn på en prosent fører til en nedgang i yrkesdeltakingen på 0.22 prosent. Dette er en sterkere effekt enn den som ble estimert av Lindquist et.al (1990) på årsserier. De fant at elastisiteten med hensyn på denne variabelen var -0.09. De forsøkte imidlertid ikke uføreraten som forklaringsvariabel. Denne variabelen er inkludert i en senere versjon dokumentert i Bowitz (1992) hvor han får en elastisitet på -0.60 med hensyn på uføreraten (i denne versjonen er det imidlertid ingen effekt fra trygdevariabelen). Av tabell 5.4.2. ser vi at elastisiteten beregnet på grunnlag av estimering på kvartalsdata gir en mye mer elastisk yrkesdeltaking med hensyn på denne variabelen; en økning i uføreraten blant menn i alderen 60-66 år vil føre til en nedgang i yrkesdeltakingen på 0.52 prosent. I alternativ 1 er elastisiteten med hensyn på uføreraten betraktelig lavere enn i alternativ 2. Elastisiteten med hensyn på arbeidsledighetsraten tilsier i dette modellalternativet en negativ effekt på 0.04 prosent av en en prosents økning i ledighetsraten. Dette er en noe svakere effekt enn både den som ble estimert av Lindquist et.al (1990) og Bowitz (1992) på årsserier. De fikk begge elastisiteter på hhv. -0.07 og -0.12.

Tabell 5.4.3. Testresultater

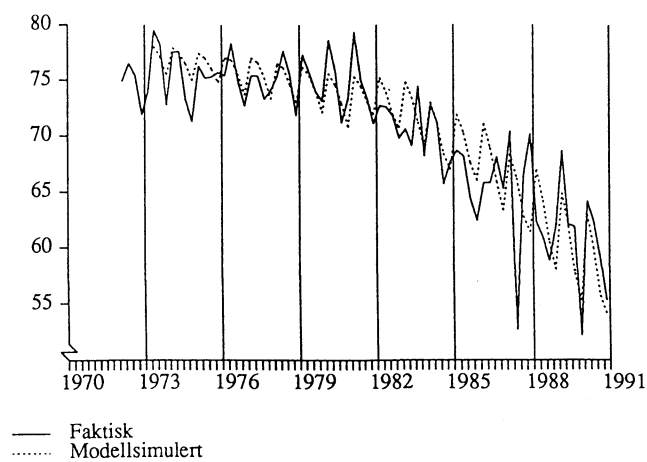
Test	Testobservator	Sannsynlighet for forkastningsfeil
AUTO	$F(1,64) = 2.19$	0.14
	$F(4,61) = 1.3$	0.28
ARCH	$F(1,63) = 0.07$	0.79
	$F(4,57) = 1.04$	0.39
CHOW	$F(8,57) = 0.22$	0.99
NORMBJ	$\chi^2 = 65.81$	0

Ettersom de enkelte forklaringsvariablene bare inngår "en gang", og det ikke er noen effekt via lagget endogen variabel i modellen, vil et skift i uføreraten slå fullt ut i yrkesdeltakingen fra første kvartal, mens effekten av et skift i trygdevariabelen kommer etter tre kvartaler og får da fullt utslag med en gang.

Modellalternativ 2 er deretter testet for å undersøke om parameterne er stabile og om restleddsforutsetningene er oppfylt. Resultatene fra testene er gitt i tabell 5.4.3.

Av tabellen går det fram at hverken ARCH-testen eller AUTO-testen gir grunnlag for å anta brudd på restleddsforutsetningene om konstant varians og ingen seriekorrelasjon i restleddene. CHOW testen for strukturelle brudd rundt 1988 indikerer ikke noe strukturelt brudd. Testen for normalfordeling gir derimot grunnlag for bekymring. Gruppen menn i alderen 60-66 år er en forholdsvis liten gruppe, og dette kan føre til dårligere kvalitet på dataseriene. Årsaken til brudd på denne forutsetningen kan være enkelte ekstreme observasjoner på slutten av perioden (2. kvartal 1987 og 4. kvartal 1989). En mulig løsning kunne da være å trimme data for ekstreme observasjoner.

Figur 5.4.3. Utviklingen i faktiske og modellsimulerte yrkesprosjenter for menn 60-66 år



### 5.4.3. Historisk føyning

Figur 5.4.3. viser utviklingen i faktisk og modellsimulert yrkesprosjent for menn i alderen 60-66 år over perioden 1973 2 til 1990 4. Den modellsimulerte serien er beregnet med utgangspunkt i modellalternativ 2, som er det foretrukne alternativet.

Figuren viser at den simulerte yrkesprosjenten ikke lykkes helt i å fange opp de tilfeldige variasjonene i den faktiske yrkesprosjenten. Fram til ca 1983 er det ikke så verst, selv om utslagene i den simulerte yrkesprosjenten er for moderate. Fra 1983 til 1986 overpredikerer modellen gruppens yrkesprosjent samt at den ikke lykkes videre godt i å fange opp de tilfeldige svingningene. Etter 1986 treffer den simulerte yrkesprosjenten den historiske rimelig godt i gjennomsnitt, men lykkes dårlig i å fange opp de enkelte svingningene.

I tabell 5.4.4. er det oppgitt noen summariske føyningsmål. Vi ser at det gjennomsnittlige prosentvise avviket mellom simulerte og observerte yrkesprosjenter over hele estimeringsperioden er 0.62. Spredningen rundt gjennomsnittet er på nesten 5 prosent.

Tabell 5.4.4. Føyningsmål

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standardavvik på prosentvis avvik	RMS-feil/ RMS-nivå prosent
Yrkesprosent, menn 60-66 år	0.62	4.84	4.23

## 5.5. Gifte kvinner 25-66 år

### 5.5.1. Utvikling i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer

Gifte kvinners yrkesdeltaking har tidligere ligget lavt, men i løpet av undersøkelsesperioden har yrkesprosenten for denne gruppen vist en sterk vekst. Dette er nærmere omtalt i avsnitt 4.5.1.

Gifte kvinner kan betraktes som en del av en husholdning bestående av kvinnen selv, hennes mann, samt eventuelle barn eller andre familiemedlemmer. Innen husholdningen fordeler medlemmene de funksjonene som må fylles seg imellom. Disse funksjonene er hovedsaklig forsørger og omsorgsfunksjoner. Den mest vanlige fordelingen er nok ganske kjønnsrollebestemt, med mannen som hovedforsørger ( evt. eneforsørger) og kvinnen som den som har hovedansvaret for omsorgsfunksjonene. Dette forholdet vil ha betydning for valg av forklaringsvariable når det gjelder gifte kvinners yrkesdeltaking, og er også grunnen til at det er hensiktsmessig å skille mellom gifte- og ikke gifte kvinner når det gjelder å forklare kvinners yrkesdeltaking. Denne betrakningsmåten ble forøvrig drøftet i teorikapitlet i forbindelse med presentasjonen av Gary Beckers tidsbrukanalyse.

I økonomisk teori for tilbud av arbeidskraft er disponibel lønn og inntekt sentrale forklaringsfaktorer. Det spesielle for gruppen "gifte kvinner" i denne sammenhengen er at husholdningens inntekt både er avhengig av deres egen lønn og av ektemannens lønn. Ektemannens lønn betraktes av kvinnen som en arbeidsfri inntekt, slik at en endring i ektemannens inntekt fører til at kvinnens reservasjonslønn endres i samme retning. Det kan derfor synes rimelig å anta at en økning i mannens realdisponible lønn vil ha en negativ effekt på gifte kvinners yrkesdeltaking ettersom husholdningen kan holde seg på samme materielle levestandard selv om kvinnens inntekt blir mindre. Dette kan også innebære at noen kvinner går ut av yrkesaktivitet slik at det er relevant for denne analysen.

Det er konstruert en variabel for menns realdisponible kvartalslønn,  $W_n$ , ut fra følgende formel:

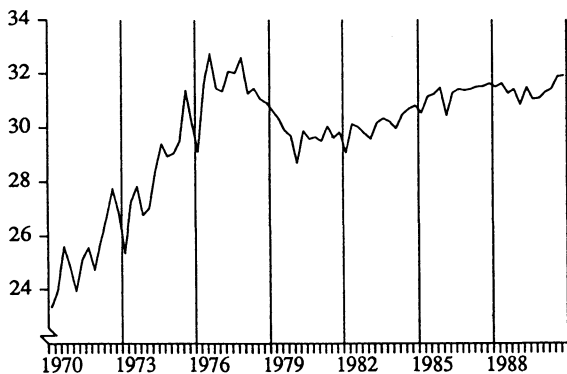
$$W_n = \frac{WW_m * H * (1-t)}{PC}$$

- der H: Antall timer i et normalårsverk for mannlige industriarbeidere fordelt på kvartal.  
 t: Gjennomsnittlig skattesats for en gjennomsnittlig lønsmottaker i industrien med standardfradrag i skatteklasse 1.  
 PC: Deflatoren for privat konsum fra nasjonalregnskapet.  
 $WW_m$ : Veiet gjennomsnitt av den nominelle timelønningen for menn. Som vekter er andelen timeverk utført av mannlige lønsmottakere i den enkelte sektor er benyttet.

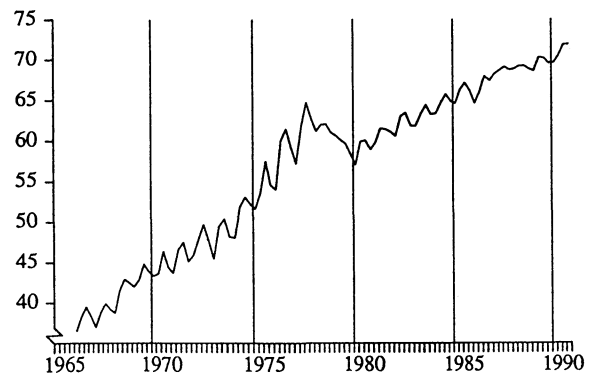
Figur 5.5.1. viser utviklingen i denne variabelen. Av figuren ser vi at det fant sted en kraftig økning i disponibel reallønn fram til 1977. Deretter avtok den fram mot 1980 for så å vokse svakt fram mot 1990. Den var imidlertid ikke kommet opp på nivået fra 1977 ved utgangen av 1990. (Timelønnsvariabelen for menn er illustrert i figur 5.3.3.).

I Norge har vi et system med trinnvist stigende marginalskatt. Når en skal betrakte kvinnes egen disponible lønn, er det naturlig å tenke seg at det er den marginaldisponible timelønningen en burde konsentrere seg om. Det innebærer at marginalskattesatsen bør benyttes. Det er imidlertid mye som taler for at marginalskatten er mest interessant i det tilfelle at en vurderer om en skal arbeide en time ekstra eller ikke. Når en derimot vurderer yrkesdeltaking er en mer interessert i det gjennomsnittlige utbyttet av arbeidsinnsatsen, og da er den gjennomsnittlige skattesatsen mer interessant. Denne antakelsen støttes empirisk av et tidligere arbeid gjort på årsdata (se Lindquist et.al (1990)). Ifølge økonomisk teori vil en økning i lønn gi en positiv substitusjonseffekt og en negativ inntektseffekt på tilbudet av arbeidskraft for de som er i arbeid. Det er vanlig å anta at den positive substitusjonseffekten er sterkere enn den

Figur 5.5.1. Disponibel reallønn pr. kvartal for en mannlig lønsmottaker. 1000 1990-kroner



Figur 5.5.2. Disponibel realtimelønn for kvinner målt i 1990-kroner



negative inntektseffekten slik at totaleffekten blir positiv. Denne betraktningmåten er imidlertid ikke hensiktsmessig her fordi lønnsendringer ikke kan sies å ha noen inntektseffekt for de som ikke er i arbeid. En økning i lønn vil føre til at flere overstiger reservasjonslønnen, og dette vil gi en økning i kvinnenes yrkesdeltaking. Dermed kan en anta at effekten av en økning i kvinnelønnen vil være at flere velger yrkesdeltaking.

For å konstruere en timelønnsvariabel for kvinner er følgende formel benyttet:

$$W_k = \frac{WW_k * (1 - t)}{PC}$$

der t og PC er de samme størrelsene som ble brukt ved beregningen av mannlønnen og WW<sub>k</sub> er et veiet gjennomsnitt av den nominelle timelønnen for kvinner. Som vekter er andelen timeverk utført av kvinnelige lønsmottakere i den enkelte sektor benyttet.

Figur 5.5.2. viser utviklingen i realdisponibel timelønn for kvinner. Figuren viser en sterk vekst fram til 1977. Deretter falt nivået noe før det igjen begynte å vokse fra 1980. Ved utgangen av perioden er disponibel realtimelønn for kvinner oppe på et betraktelig høyere nivå enn den foreløpige toppen i 1977.

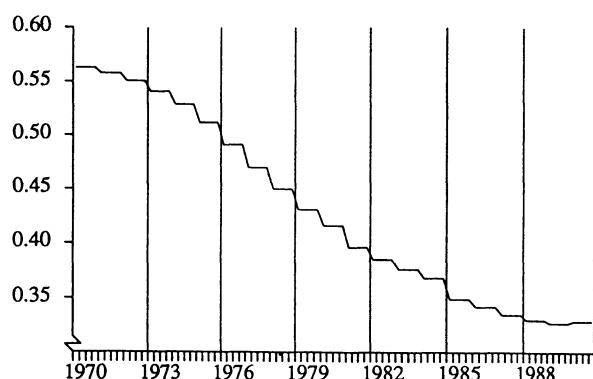
Som tidligere nevnt er det vanlig at det er kvinnene som har hovedansvaret for omsorgsfunksjonene i husholdningen. En kan da anta at faktorer som antall barn og muligheter for barnepass har betydning for gifte kvinners beslutning om å delta i arbeidsmarkedet (for drøfting se avsnitt 2.3).

Figur 5.5.3. viser utviklingen i antall barn i aldersgruppen 0-6 år i ekteskap for hver gifte kvinne. Vi ser at det har vært en betydelig nedgang i tallet over perioden. Det er naturlig å se økningen i gifte kvinners yrkesdeltaking over perioden i sammenheng med dette. Det kan imidlertid være vanskelig å avgjøre hva som skyldes hva; om den økte yrkeshyppigheten skyldes det lave barnetallet, eller om det lave barnetallet skyldes at det har funnet sted en holdningsendring blant gifte kvinner som tilsier større preferanser for yrkesdeltaking per se, og at det synkende barnetallet skyldes økningen i yrkesdeltakingen. Det kan også tenkes at beslutningen om å få barn og å tilpasse seg i forhold til arbeidsmarkedet fattes simultant (se Ljones(1979)). I en slik situasjon vil de parametrene vi estimerer i en-relasjonsmodellen for arbeidstilbudet ikke ha tolkninger som strukturparametre men som parametre i en betinget modell.

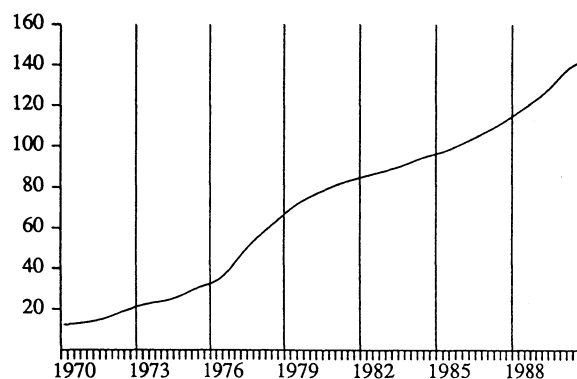
Omsorg for små barn kan antas å ha størst betydning for de yngre kvinnene innenfor gruppen, og det ville derfor muligens ha vært gunstig å foreta en oppdeling av gruppen slik at en fikk trangere aldersgrupper. Dette vil spesielt være aktuelt dersom det er store endringer i alderssammensetningen i gruppen. Imidlertid kan en anta at alderssammensetningen endrer seg lite og svært langsomt, og dette kan forsvare forenklingen som er gjort av praktiske årsaker. Gruppens gjennomsnittsalder er forøvrig inkludert som egen forklaringsfaktor i analysen (se drøfting under).



Figur 5.5.3. Antall barn i alderen 0-6 år i ekteskap pr. gift kvinne



Figur 5.5.4. Antall barn i barnehager. 1000 barn



Dersom det er slik at omsorgen for små barn hindrer kvinnene i å gå ut på arbeidsmarkedet, kan en anta at tilgangen på barnepass har betydning for kvinners beslutning om yrkesdeltaking. Offisielle tall fra SSB gir oversikt over antall barn i offentlige og private barnehager og daghjem. Korttidsparker er ikke inkludert. Utviklingen i denne variabelen er vist i figur 5.5.4.

Figuren viser at det har vært en sterk vekst i utbyggingen av barnehageplasser over perioden, og spesielt fra 1976 til 1981. Denne veksten i antall barnehageplasser faller sammen med nedgangen i barnetallet slik at barnehagedekningen har bedret seg mer enn veksten i antall barnehageplasser vitner om. En mulig svakhet ved denne variabelen er at den ikke fanger opp alle de barna som passes av dagmamma, besteforeldre eller praktikant. Det kan synes rimelig å anta at disse mulighetene er svært nære substitutter til en formell barnehageplass.

Hvis en betrakter ulike aldersgrupper av kvinner, ser en at yrkesdeltakingen for de ulike gruppene varierer svært (dette går fram av tall fra AKU). Denne effekten er det forsøkt å ta hensyn til ved å inkludere gjennomsnittsalderen på gifte kvinner som forklaringsvariabel (figur 5.5.5). Figuren viser at gjennomsnittsalderen for denne gruppen falt fra 1970 til 1981. Deretter har den steget fram mot 1990.

Når det gjelder effekten av denne variabelen er det både en livssyklus-effekt og en generasjonseffekt som kommer inn.

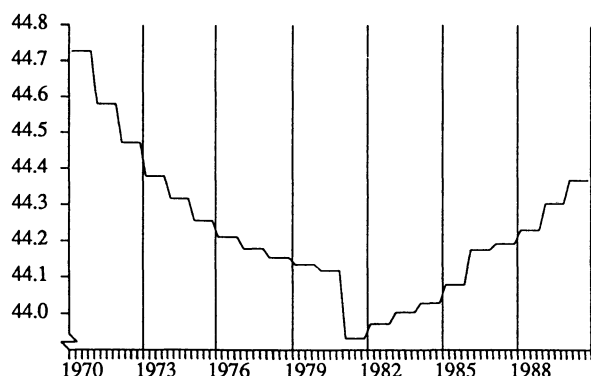
Kvinnenes livssyklus er delt inn i ulike faser. I første fase er en stor andel av kvinnene opptatt med utdanning. Deretter følger en periode med barnefødsler og omsorg for små barn. Etter dette følger en fase hvor kvinnene gjerne er yrkesaktive. Denne syklusen fører til et mønster hvor kvinners yrkesdeltaking ligger lavt de første årene, for så å stige fram mot en topp i 40-års alderen før den igjen begynner å avta. Dette mønsteret fører igjen til at en forskyvning i alderssammensetningen i gruppen, for eksempel til en økende andel av den yngste gruppen på 25-34 år på bekostning av gruppen på 35-44 år isolert sett vil kunne redusere yrkesdeltakingen for hele gruppen.

Den andre effekten som kommer inn når det gjelder ulike aldersgrupper er at ulike generasjoner av kvinner har ulike holdninger til det å være yrkesaktiv. Dette kan ha vært holdninger i omgivelsene til yrkesaktive kvinner og mulighetene til å finne arbeid. Det er også en klar tendens til større yrkeshyppighet med økende utdanning, og den økende tendensen til høyere utdanning blant yngre kvinner vil derfor trekke i retning av at disse får en høyere yrkesprosent enn sine eldre medsøstre. Denne effekten kalles gjerne generasjonseffekten, og fører til at selv om det generelle livssyklusmønsteret følges av alle generasjoner av kvinner, så vil de yngre generasjonene ha høyere yrkeshyppighet uansett på hvilket alderstrinn en går inn. Dette innebærer isolert sett at gruppens yrkesdeltaking øker etterhvert som yngre generasjoner erstatter de eldre.

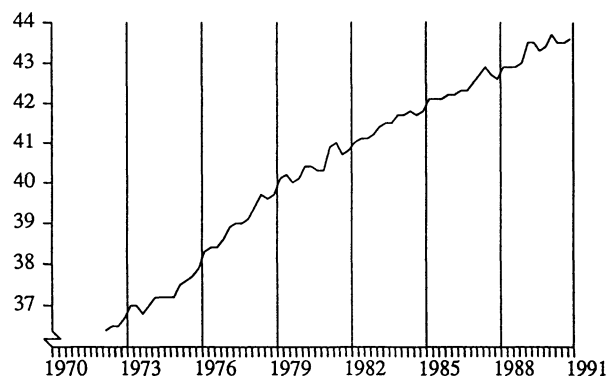
Alt i alt ser vi altså at effekten av en endring i gjennomsnittsalder er usikker og avhenger av årsaken til denne endringen.

Når det gjelder denne variabelen, er det også slik at en økning i gruppens gjennomsnittsalder kan ha ulike årsaker, og dette vil ha betydning for effekten av vedkommende økning; dersom økningen skyldes en større andel kvinner i

Figur 5.5.5. Gjennomsnittsalder, gifte kvinner i alderen 25-66 år



Figur 5.5.6. Arbeidsmarkedsindikator for kvinner målt relativt til total sysselsetting. Prosent



40-års alderen, vil dette trolig ha en positiv effekt på yrkesdeltakingen, mens det motsatte trolig vil være tilfelle dersom den skyldes en økt andel eldre kvinner. Aldersvariabelen fanger opp hovedtrekkene i dette over estimeringsperioden. Dersom den estimerte modellen skal benyttes på svært lang sikt kan dette være et problem. Ettersom KVARTS ikke benyttes på lang sikt, har vi imidlertid funnet å kunne se bort fra dette problemet.

Mange kvinner oppgir mangel på egnede arbeidsplasser som årsak til at de ikke søker arbeid. Dette tilsier at situasjonen på arbeidsmarkedet har betydning for yrkesdeltakingen. For å fange opp denne såkalte "discouraged worker" effekten er det konstruert en arbeidsmarkedsindikator som uttrykker tilgangen på "kvinnearbeidsplasser" i forhold til et valgt basisår. Variabelen er konstruert som en veiet sum av totalt antall sysselsatte i de ulike produksjonssektorene hvor sysselsettingens kvinneandel i 1976 er benyttet som faste vektorer. Følgende formel er benyttet:

$$NWKI = \sum(NWKA_{ii}, 1976) \cdot NW_{ii}$$

der  $NWKA_{ii}$ : Forholdet mellom antall sysselsatte kvinner og totalt antall sysselsatte lønsmottakere i produksjonssektor ii i basisåret som er 1976. Formålet med å benytte nøkler for et bestemt år er å fange opp effekten av generell sysselsettingsvekst og vridninger i næringsstrukturen. Bidraget fra økt kvinneandel i de ulike næringene er renset ut.

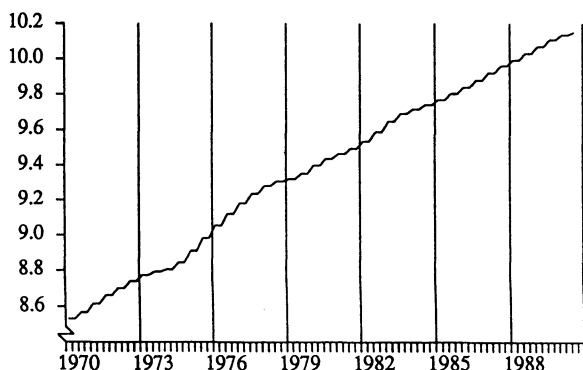
$NW_{ii}$ : Totalt antall sysselsatte lønsmottakere i sektor ii.

Under estimeringene ble det forsøkt med en relativ variant av denne variabelen. Dette var for å rense ut effekten av den totale sysselsettingsveksten slik at en ble sittende igjen med den rene effekten av vridninger i næringsstrukturen. Figur 5.5.6. viser at det har vært en vekst i denne variabelen over hele perioden.

Videre er det i denne sammenhengen også forsøkt å ta hensyn til nivået på den generelle arbeidsledigheten ved at denne variabelen er inkludert i estimeringene. Når det gjelder arbeidsledigheten, kan det synes rimelig at et økende nivå vil føre til at gifte kvinner som ikke finner egnet arbeid trekker seg ut av arbeidsstyrken. En noe påfallende observasjon er imidlertid at yrkeshyppigheten blant gifte kvinner holdt seg på et konstant nivå også på slutten av observasjonsperioden, selv om arbeidsledigheten økte. En kan spekulere i om dette skyldes en økende tilbøyelighet blant gifte kvinner til å melde seg arbeidsledig, slik at gifte kvinner ikke forsvinner ut av arbeidsstyrken i samme grad som tidligere når forholdene på arbeidsmarkedet blir vanskelige.

Det kan også tenkes at økende arbeidsledighet i noen tilfeller kan ha hatt en positiv effekt på gifte kvinners yrkesdeltaking ved at innskrenkningene på arbeidsmarkedet i første omgang hovedsaklig har kommet i typiske "mannsnæringer", mens for eksempel helse og sosialsektoren, som er en viktig kvinnenæring har vært uberørt av konjunktursituasjonen; Hvis ektemannen rammes av oppsigelser, kan det være at kvinnen velger å gå ut på arbeidsmarkedet i stedet. I teorikapitlet ble dette omtalt som en "added worker"-effekt. Til tross for denne muligheten synes det rimelig å anta at en økning i det generelle ledighetsnivået vil ha en negativ effekt også på gifte kvinners yrkesdeltaking.

Figur 5.5.7. Gjennomsnittlig utdanningsnivå for gifte kvinner, antall år



Fra tidligere undersøkelser er det kjent at yrkeshyppigheten blant kvinner øker med høyere utdanning. Figur 5.5.7 viser utviklingen i gjennomsnittlig utdanningsnivå for gifte kvinner.

Vi ser at det over perioden er en klar vekst i utdanningsnivået. Når det gjelder denne variabelen, kan det være vanskelig å avgjøre om den økende tendensen til høyere utdanning skyldes større preferanser for yrkesdeltaking, eller om det er slik at en får større preferanser for yrkesdeltaking når en først har investert i en lang utdanning. Uansett synes det klart at det er en sammenheng. Utdanningsvariabelen er positivt korrelert med reallønnsvariabelen (Jf. figur 5.5.2.). Det er også grunn til å anta at nivået på utdanningen vil ha betydning for mulighetene på arbeidsmarkedet, slik at utdanningsvariabelen også er nært korrelert med arbeidsmarkedsindikatoren (Jf. figur 5.5.6.).

Som en forenkling kan en si at når en person får tilstått uføretrygd, trer hun ut av arbeidsstyrken. Det er derfor grunn til å anta en negativ sammenheng mellom utviklingen i uføreraten og yrkesdeltakingen. Denne variabelen er nærmere drøftet i avsnitt 5.6.1.

### 5.5.2 Estimeringsresultater gifte kvinner 25-66 år

Utgangspunktet for estimeringene var en generell feilkorreksjonsmodell hvor en restriksjon om maksimal yrkesprosent på 90 er benyttet. Modellen var som følger:

$$\Delta \log \frac{0.1 + YPGK}{0.9 - YPGK} =$$

$$LYPGK * \log \frac{0.1 + YPGK(-1)}{0.9 - YPGK(-1)} + \sum LYPGK_i * \Delta \log \frac{0.1 + YPGK(-i)}{0.9 - YPGK(-i)}$$

$$+ WkGK * \log Wk(-1) + \sum Wk_iGK * \Delta \log Wk(-i)$$

$$+ WnGK * \log Wn(-1) + \sum Wn_iGK * \Delta \log Wn(-i)$$

$$+ KIGK * \log NWKI(-1) + \sum KI_iGK * \Delta \log NWKI(-i)$$

$$NUGGK * \log NUG(-1) + \sum NUG_iGK * \Delta \log NUG(-i)$$

$$+ URGK * \log UR(-1) + \sum UR_iGK * \log UR(-i)$$

$$+ NBEGK * \log NBEGK(-1) + NBB * \log NBB(-1)$$

$$+ UFRGK * \log UFRK(-1) + \sum UFR_iGK * \Delta \log UFRK(-i)$$

$$+ AGK * \log AGK(-1) + \text{sesongdummyer} + \text{konstantledd}$$

- der
- AGK*: Gjennomsnittsalder for gifte kvinner i alderen 25-66 år.
  - NBB*: Antall barn i barnehager, 1000 barn.
  - NBEGK*: Antall barn i alderen 0-6 år i ekteskap pr. gift kvinne.
  - NUG*: Gjennomsnittlig utdanningsnivå for gifte kvinner, antall år.
  - NWKI*: Arbeidsmarkedsindikator for kvinner (relativ).
  - UFRK*: Uføreraten for kvinner i alderen 25-66 år.
  - UR*: Arbeidsledighetsraten.
  - Wk*: Realdisponibel timelønn, kvinner.
  - Wn*: Disponibel reallønn pr kvartal, menn.
  - YPGK*: Andelen av gifte kvinner i alderen 25-66 år som deltar i arbeidsstyrken.

- $\Delta$  betyr endringen i en variabel fra en periode til den neste.  
 $\Sigma$  betyr summen over alle i fra 0 til 4 for høyresidevariablene og fra 1 til 4 for venstresidevariablene.  
 (-i) betyr at variabelen er lagget i kvartaler.

Gjennomsnittsalder, AGK, antall barn i alderen 0-6 år per gifte kvinne, NBEGK, antall barnehageplasser, NBB, er opprinnelig årsserier, og har følgelig ikke noe sesongmønster. Disse variablene ble derfor ikke forsøkt på differensiert form.

Ved kvartalsserier vil det være en del sesongsvingninger som det ble tatt hensyn til ved å inkludere sesongdummier i modellen. Av figurene over forløpet til forklaringsvariablene ser vi at flere av dem har hatt en svært lik utvikling over perioden, noe som kan skape problemer med multikolinearitet i modellen. Ved sterk grad av multikolinearitet er det vanskelig å få signifikante verdier på de estimerte koeffisientene.

Når det gjelder arbeidsmarkedsindikatoren, ble både nivået på denne og det relative forholdet mellom denne og nivået på den totale sysselsettingen forsøkt. Det viste seg at den relative variabelen falt heldigst ut under estimeringene og det er denne som er benyttet i de utvalgte modellalternativene.

Tabell 5.5.1. viser resultatene for to estimeringer med rimelig godt resultat. Estimeringsperioden er 2. kvartal 1973 til 4. kvartal 1990. Alle variable er på logaritmisk form.

Tabellen over viser to ulike modellalternativer. Vi ser at begge alternativene har rimelig god føyning. Modell 2 utpeker seg med de beste egenskapene. Begge alternativer har en høy verdi på koeffisienten foran feiljusteringsleddet (LYPGK) noe som tilsier at tilpasningen til langsiktsløsningen går raskt. Faktisk korrigeres 70-80 % av avviket allerede etter det første kvartalet.

En kan merke seg at verken manns- eller kvinnelønnsvariabelen inngår på nivåform. Dette skyldes at koeffisientene under estimeringene ble insignifikante og fikk galt fortegn. Disse kommer altså ikke med i langtidsløsningen. Begge variablene har imidlertid effekt på kort sikt ved at differensierte verdier av variablene inngår i begge alternativene lagget to kvartaler, og i alternativ 2 i tillegg lagget tre kvartaler på mannlønn.

Utdanningsvariabelen, NUG, viste seg å fungere dårlig sammen med arbeidsmarkedsindikatoren, NWKI. Der disse ble forsøkt i samme modell, fikk koeffisienten for NUG negativt fortegn, og modellens føyningsegenskaper ble dårligere. I modellalternativ 1 er NWKI byttet ut med NUG. I dette modellalternativet får NUG's koeffisient riktig fortegn, Modellens føyning er litt dårligere enn alternativ 2, men ikke vesentlig.

Som det framgår av modellalternativene over, inngår ikke barnehageplassvariabelen, NBB, i noen av de utvalgte modellene. I utgangspunktet ble den forsøkt sammen med barnetallsvariabelen, NBEGK, men dette førte til at begge variablenes koeffisienter fikk feil fortegn. Deretter ble det forsøkt alternativer hvor enten NBB eller NBEGK inngikk. Dette ga gode resultater for NBEGK's vedkommende, men NBB fungerte fremdeles dårlig.

Uføreraten ble også forsøkt som forklaringsvariabel for gifte kvinners yrkesdeltaking. Variabelen, UFRK, er omtalt under avsnitt 5.6. "ikke gifte kvinner". Under estimeringene ble det imidlertid ingen signifikant effekt av uføreraten på gifte kvinners yrkesdeltaking. Dette er i tråd med resultater fra andre analyser (Bowitz 1993).

Nivået på arbeidsledigheten, UR, er med i langtidsløsningen for alle tre modeller. Det ble også forsøkt med differensierte verdier for denne variabelen for å undersøke om den har effekt på korttidsdynamikken, men koeffisientene fikk feil fortegn og ble insignifikante, og de differensierte variablene ble derfor sparket ut.

### Hystereseseffekt?

Under estimeringene på feilkorreksjonsmodellen ble det forsøkt å ta hensyn til eventuelle hystereseeffekter. Hypotesen er at hvis en person først har kommet med i arbeidsstyrken, skal det mye til at hun går ut igjen. Dette vil i tilfelle gi seg utslag i en vekst i yrkesdeltakingen i perioder hvor det generelle nivået på arbeidsledigheten faller; og ingen, eller eventuelt en mye svakere nedgang i yrkesdeltakingen i perioder hvor nivået på ledigheten er stigende fordi arbeidstakere som mister jobben melder seg arbeidsledige og blir værende i arbeidsstyrken. En kan spesielt tenke seg at gifte kvinner har et fleksibelt forhold til arbeidsmarkedet ved at mannen er hovedforsørger, og kvinnene derfor har muligheten til å gå "tilbake til kjøkkenbenken". Ut fra figurene over gifte kvinners yrkesdeltaking, sysselsetting og arbeidsledighet, kan det imidlertid se ut som at nye holdninger til yrkesaktivitet blant gifte kvinner har ført til en økt tilbøyelighet til å melde seg arbeidsledige framfor å gå "tilbake til

Tabell 5.5.1. Estimeringsresultater

Variabel	Modellalternativ	
	1	2
Konstant	-45.03 (-3.95)	-56.53 (-4.74)
D1	0.04 (3.36)	0.06 (5.13)
D2	-0.01 (-0.60)	-0.02 (-1.24)
D3	-0.03 (-3.18)	-0.05 (-4.05)
$\Delta Wk(-2)$	1.63 (2.49)	1.56 (2.48)
$\Delta Wn(-2)$	-1.64 (-2.48)	-1.64 (-2.57)
$\Delta Wn(-3)$		-0.60 (-2.25)
AGK(-1)	11.11 (3.73)	15.29 (4.70)
NWKI(-1)		2.22 (1.97)
NBEGK(-1)	-1.34 (-3.52)	-1.55 (-4.7)
NUG(-1)	2.89 (1.92)	
UR(-4)	-0.10 (-3.61)	-0.11 (-3.89)
LYPGK(-1)	-0.72 (-6.22)	-0.76 (-6.57)
R <sup>2</sup>	0.613	0.648
CR <sup>2</sup>	0.548	0.582
SER	0.047	0.045
SSR	0.132	0.12
DW	2.07	2.15
Restr.	Ingen	Ingen

kjøkkenbenken" (Jf. drøftingen av "generasjonseffekten" i avsnitt 5.5.1).

Rent praktisk ble dette gjort ved å tilordne ulike koeffisienter til positive og negative verdier på de differensierte variablene for ledigheten. Dersom hypotesen stemmer, bør alle koeffisientene få fortegn  $\leq 0$ , dessuten bør effekten av en nedgang i ledigheten være større enn effekten av en oppgang.

Imidlertid viste det seg at hypotesen ikke hadde støtte i data. Dette skyldes trolig at det bare har vært én virkelig nedgang i ledigheten fra 1984 til 1986, og denne var ikke stor. Vi fant det derfor mer hensiktsmessig å beholde den opprinnelige modellspesifikasjonen som ikke skiller mellom om nivået på ledigheten er stigende eller avtakende.

Hypotesen ble også vurdert under estimeringen av modellene for "ikke gifte kvinner 25-66 år" og "menn 25-59 år", men heller ikke for disse gruppene fant hypotesen støtte i data.

Tabell 5.5.2. Elastisitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1990

Variabel	Modellalternativ	
	1	2
AGK	2.31	3.02
NBEGK	-0.28	-0.31
NWKI		0.44
NUG	0.60	
UR	-0.02	-0.02
Wk	0	0
Wn	0	0

På grunn av den logistiske utformingen av modellen vil elastisiteten til yrkesdeltakingen med hensyn på de ulike forklaringsfaktorene avhenge av nivået på yrkesdeltakingen. Tabell 5.5.2. viser langtidselastisitetene i de ulike modellalternativene. Elastisitetene er beregnet med utgangspunkt i gruppens yrkesprosent i 1990 som var på 73 prosent.

Som det går fram av tabellen er langtidseffekten av en endring i disponibel timelønn lik null for begge modellalternativene. Yrkesdeltakingen er svært elastisk med hensyn til en endring i gruppens gjennomsnittsalder; en økning i gjennomsnittsalderen på én prosent vil gi en økning i yrkesdeltakingen på henholdsvis 2.31 prosent i modell 1 og 3.02 prosent i modell 2. Det er imidlertid klart at dette er en variabel som endres svært tregt, og at en én prosents økning er en stor endring. En økning i arbeidsmarkedsindikatoren på én prosent vil gi en økning i gifte kvinners yrkesdeltaking på 0.44 prosent. Når det gjelder elastisiteten med hensyn på utdanningsvariabelen i alternativ 1, ser vi at denne er større enn arbeidsmarkedsindikatorens i alternativ 2; en én prosents økning i denne variabelen vil gi en økning i yrkesdeltakingen på 0.60 prosent.

Effekten av nivået på arbeidsledigheten er lik i de to alternative modellforslagene; en økning på én prosent begrenser de gifte kvinnenes yrkesdeltaking med 0.02 prosent.

Figurene under viser effekten av et skift i forklaringsvariablene illustrert ved de kumulerte interimmultiplikatorene.

Figur 5.5.8. viser effekten av et skift i aldersvariabelen. Vi ser at vi når langtidseffekten av skiftet etter 4 kvartaler.

Figur 5.5.9. viser effekten av et skift i barnetallsvariabelen på gifte kvinners yrkesdeltaking. Også denne variabelen har effekt fra ett kvartal etter at skiftet finner sted. Hele effekten er uttømt etter 4 kvartaler.

Figur 5.5.10. viser effekten av en endring i arbeidsmarkedsindikatoren. Også denne variabelen begynner å virke ett kvartal etter skiftet, og slår fullt ut etter fire kvartaler.

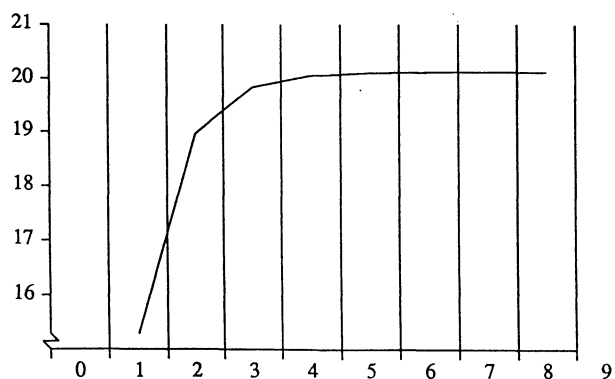
Figur 5.5.11. viser virkningen av et skift i arbeidsledighetsraten. Virkningen begynner først å vise seg etter fire kvartaler. Etter omtrent seks kvartaler er det full effekt.

Figur 5.5.12. viser effekten av et skift i disponibel realtimelønn for kvinner. Figuren viser at et skift i timelønn for kvinner slår ut etter to kvartaler med en korttidseffekt på 2.05. Variabelen har imidlertid ikke effekt på lang sikt, og etter seks kvartaler er hele effekten av skiftet borte.

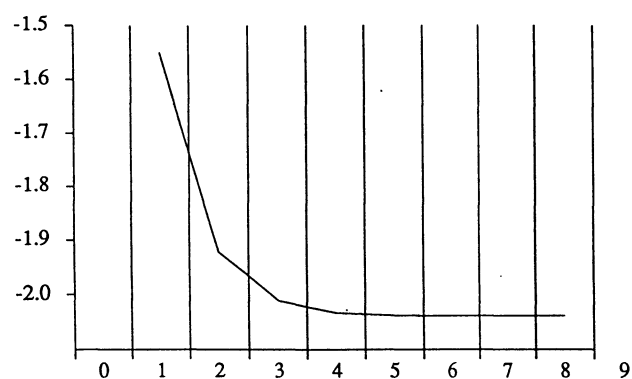
Figur 5.5.13. viser at heller ikke mannlønn har effekt på lang sikt. Variabelen begynner å slå ut etter to kvartaler, effekten forsterkes etter tre kvartaler, men så avtar den gradvis inntil effekten er helt borte omtrent seks kvartaler etter at skiftet fant sted.

Modell 2 er deretter testet for å undersøke om det er brudd på restleddsforutsetningene og for et eventuelt strukturelt brudd rundt 1988. Resultatene fra testene er presentert i tabell 5.5.3. Verdiene på testobservatorene indikerer ikke noen problemer med hensyn til restleddsforutsetningene eller strukturelt brudd.

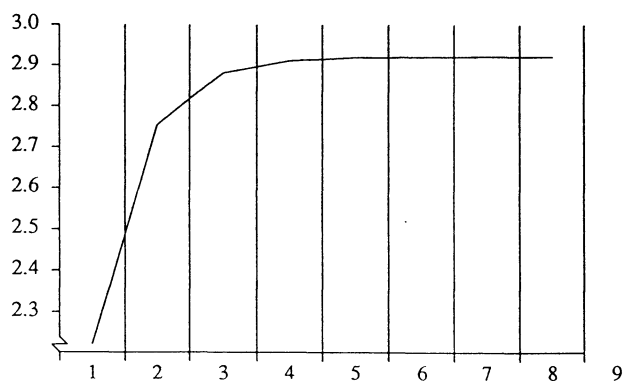
Figur 5.5.8. Effekter av et skift i aldersvariabelen



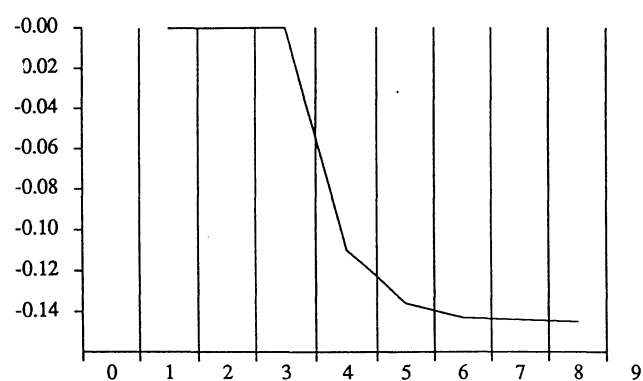
Figur 5.5.9. Effekter av et skift i barnetallet



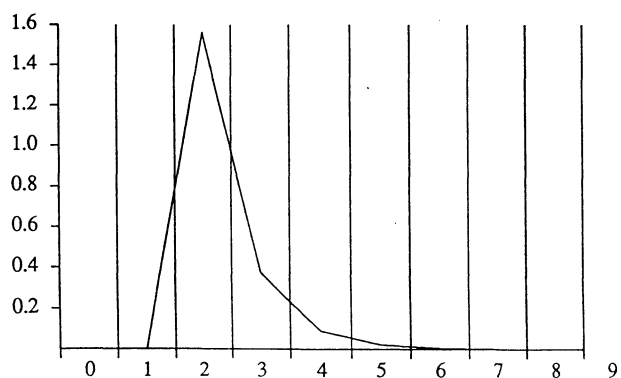
Figur 5.5.10. Effekter av et skift i arbeidsmarkedsindikatoren



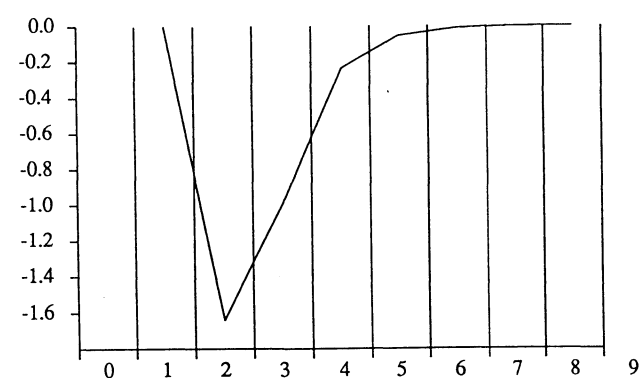
Figur 5.5.11. Effekter av et skift i arbeidsledighetsraten



Figur 5.5.12. Effekter av et skift i disponibel realtimelønn, kvinner



Figur 5.5.13. Effekter av et skift i realdisponibel kvartalslønn for menn



**Tabell 5.5.3. Testresultater**

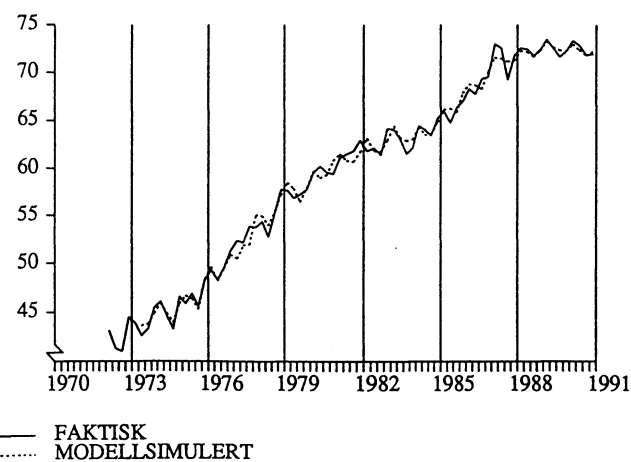
Test	Testobservator	Sannsynlighet for forkastningsfeil
AUTO	$F(1,58) = 1.2$	0.28
	$F(4,55) = 1.3$	0.28
ARCH	$F(1,57) = 1.18$	0.28
	$F(4,51) = 1.89$	0.13
CHOW	$F(8,51) = 0.33$	0.95
NORMBJ	$\chi^2 = 0.23$	0.89

### 5.5.3. Historisk føyning

Figur 5.5.14. viser faktiske og modellsimulerte yrkesprosenten. Figuren viser at de modellsimulerte yrkesprosentene føyer de faktiske svært godt.

Tabell 5.5.4. gir tre summariske føyningsmål. Tabellen støtter det visuelle inntrykket av at den simulerte yrkesprosenten føyer den historiske godt. Avviket mellom de historiske og simulerte yrkesprosentene over hele estimeringsperioden er på 0.03 prosent. Spredningen rundt gjennomsnittet er på i underkant av 1.5 prosent.

**Figur 5.5.14. Modellsimulert og faktisk yrkesprosent, gifte kvinner 25-66 år**



**Tabell 5.5.4. Føyningsmål**

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standardavvik på prosentvis avvik	RMS-feil/ RMS-nivå prosent
Yrkesprosent, gifte kvinner 25-66 år	0.03	1.36	1.30

## 5.6. Ikke gifte kvinner 25-66 år

### 5.6.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer

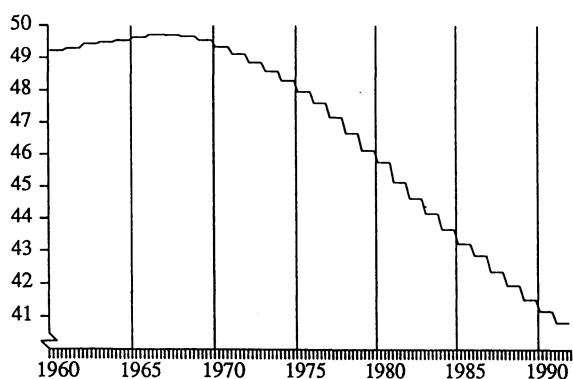
Ikke gifte kvinners yrkesdeltaking har ligget mye mer stabilt enn det som har vært tilfelle for gifte kvinner, selv om også denne gruppens yrkesdeltaking hadde en betydelig vekst i løpet av 1970-tallet. Denne veksten stagnerte imidlertid ved inngangen til 1980-tallet. (Se fig 4.17.).

"Ikke gifte kvinner" er trolig en mer heterogen gruppe enn "gifte kvinner"; her finnes både kvinner som lever i papirløse samboerforhold (eventuelt med eller uten barn), enslige mødre, og kvinner som lever alene. Noen har aldri vært gift, andre har ett eller flere ekteskap bak seg. Det er klart at disse til dels vil ha et svært ulikt mønster når det gjelder yrkesdeltaking, og at dette ideelt sett burde vært tatt hensyn til i vår analyse. Med de tilgjengelige data har dette ikke vært mulig. Imidlertid går vi ut fra at de viktigste særtrekkene ved de ulike gruppene er ivarettatt ved vår inndeling.

Som rimelig er, er mange av forklaringsfaktorene for gifte kvinners yrkesdeltaking også aktuelle for ikke gifte kvinner. Dette fører også til at diskusjonen av forklaringsvariablene her vil bli mer overfladisk der variabelen allerede er omtalt.



Figur 5.6.1. Gjennomsnittsalder, ikke gifte kvinner 25-66 år



Kvinnerns disponible reallønn er tatt med for å fange opp eventuelle lønnseffekter på yrkesdeltakingen. Argumentasjonen for å benytte disponibel lønn framfor marginaldisponibel er den samme som for gifte kvinner.

Som omtalt under gifte kvinner ser det ut til at forhold på arbeidsmarkedet har betydning for kvinner yrkesdeltaking. For å ivareta disse effektene er arbeidsmarkedsindikatoren for kvinner forsøkt som forklaringsfaktor også her. Videre er den generelle arbeidsledigheten også inkludert.

Kvinnerns yrkesdeltaking varierer med alderen, og dette er det forsøkt å ta hensyn til ved å inkludere gjennomsnittsalderen for ugifte kvinner som forklaringsvariabel. Også for denne gruppen vil det gjøre seg gjeldende en livssyklus-effekt og en

generasjonseffekt som omtalt under "gifte kvinner". Her burde en ha skilt mellom kvinner med og uten barn, ettersom dette må antas å ha stor betydning for hvordan livssyklus-effekten arter seg. Som tidligere nevnt har dette imidlertid ikke vært mulig med det tilgjengelige datamaterialet. Det er mulig at mange av dem som lever i papirløse samboerforhold velger å gifte seg når de får barn, og dermed kommer over i gruppa av gifte kvinner. En må imidlertid regne med at det er en del enslige mødre i gruppa av ikke gifte kvinner. I aldersgruppa 25-30 år er det nok også en del som er under utdanning. En kan tenke seg at en del har valgt å forbli enslige fordi de har omsorgen for gamle, syke foreldre. Disse faktorene gjør livssyklus-effekten usikker å tolke. Det er mulig det er færre i denne gruppen med barn enn det som er tilfelle for gruppen av gifte kvinner, slik at omsorgsfaktoren spiller en mindre rolle for de yngre i gruppen. Imidlertid er nok hyppigheten av kvinner under utdanning større, og dette oppveier til en viss grad effekten av at det er færre med barn.

Det kan synes rimelig å anta at det for denne gruppen hovedsaklig er generasjonseffekten som spiller inn; at større hyppighet av kvinner med utdanning og større preferanser for yrkesaktivitet blant de yngre aldersgruppene fører til at en kan forvente en negativ sammenheng mellom gjennomsnittsalder og yrkesdeltaking. Dersom en stor andel kvinner i aldersgruppen 25-30 år er under utdanning, vil dette imidlertid trekke i motsatt retning.

Figuren viser at gjennomsnittsalderen har avtatt over hele perioden. Fra 1970 til 1990 har gjennomsnittsalderen gått ned med hele 8 år. Dette er en mye større endring enn den som har funnet sted for gifte kvinner, og kan ikke ha store kull i de yngste aldersklassene som eneste forklaring. Det må også ha vært en endring i kvinnenes "ekteskapsmønster" ved at flere lar være å gifte seg, eller at de er eldre når de inngår ekteskap.

Når en person går over til uførepensjon, vil det si at hun går ut av arbeidsstyrken. Det er derfor grunn til å anta at det vil være en negativ effekt av en endring i uføreraten, definert som andelen uføre i forhold til befolkningen, på yrkesprosenten.

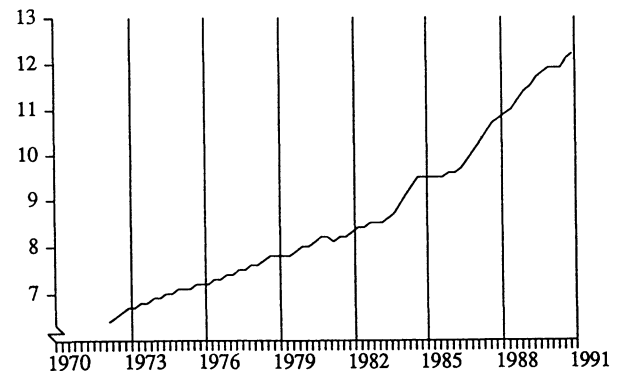
Sammenhengen er imidlertid ikke fullt så enkel. For det første er det også andre faktorer som bidrar til å holde folk utenfor arbeidsstyrken. Det kan være at de er under utdanning, eller det kan være at de ikke arbeider fordi de har økonomisk dekning på annen måte (for eksempel ved at de er forsørget av ektefelle/samboer). Tidligere undersøkelser viser også at eldre arbeidstakere gjerne mottar arbeidsledighetstrygd selv om de i følge AKU definerer seg utenfor arbeidsstyrken. For denne gruppen kan også førtidspensjonering være et aktuelt alternativ til uføretrygd.

En del uføre vil også ha deltidsarbeid ved siden av, slik at de defineres som sysselsatte til tross for at de mottar uføretrygd.

Et siste poeng i denne sammenhengen er at en i anonyme spørreundersøkelser av AKU-typen ikke kan vite hvor stor andel av svart arbeid som fanges opp. Med fare for utilsiktet å mistenkeliggjøre en gruppe, synes det klart at i de tilfeller der utbetalinger fra det offentlige er avhengig av at vedkommende ikke har arbeidsinntekt, vil den enkelte ha et incentiv til å arbeide svart framfor å oppgi inntekten. Da er spørsmålet hvor ærlig de svarer intervjueren.

Figur 5.6.2. viser utviklingen i uføreraten for kvinner 25-66 år. Vi ser at det har vært en betydelig vekst i andelen uføretrygdde kvinner over hele perioden. Veksten har vært spesielt sterk i tiden etter 1986. Litt spekulativt kan noe av forklaringen for denne veksten ligge i de kravene omgivelsene stiller, ikke minst i arbeidslivet, og dermed opplevd uførhet. En del av økningen i andelen uføretrygdde kan trolig også tilskrives en mer liberal praktisering av reglene for å motta uføretrygd. Statistikken viser at innstrømmningen til uførhet øker når det er vanskelige tider på arbeidsmarkedet. Dette har trolig hatt betydning for den økningen som har funnet sted etter 1986. Når en først har oppnådd uføretrygd, er det heller ikke vanlig å gå tilbake til arbeidsmarkedet igjen om situasjonen skulle bedre seg, slik at antallet uføre bare reduseres som en følge av overgang til alderstrygd og ved dødsfall.<sup>9</sup>

Figur 5.6.2. Utviklingen i uføreraten for kvinner i alderen 25-66 år. Prosent



Med utgangspunkt i en antakelse om noenlunde lik utvikling i tilbøyelighet til å ta utdanning mellom gifte og ikke gifte kvinner er utdanningsvariabelen forsøkt også på gruppen av ikke gifte kvinner. Variabelen er drøftet under avsnitt 5.5.1.

### 5.6.2. Estimeringsresultater ikke gifte kvinner 25-66 år

Under estimeringen av en modell til forklaring av variasjoner i ikke gifte kvinners yrkesdeltaking, ble det forsøkt å estimere på en feiljusteringsmodell. Det viste seg imidlertid at koeffisienten til den laggete endogene ikke ble signifikant forskjellig fra en. Dette innebærer at det ikke er noen effekt fra den laggete endogene i modellen. Det ble derfor besluttet å gå over til å estimere på en vanlig nivåmodell fordi det er lettere å holde styr på korttidodynamikken i en slik modell. Utgangspunktet for estimeringene var følgende generelle modell:

$$\log \frac{0.1 + YPUK}{0.90 - YPUK} = \Sigma UFR_i UK * \log UFRK(-i) + \Sigma UR_i UK * \log UR(-i) + \Sigma NUG_i UK * \log NUG(-i) + \Sigma KIU_i UK * \log NWKI(-i) + \Sigma WWK_i * \log Wk(-i) + AUK_i * \log AUK + \text{dummyvariable} + \text{konstantledd}$$

- der
- AUK*: Gjennomsnittsalder ikke gifte kvinner 25-66 år.
  - NUG*: Gjennomsnittlig utdanningsnivå, gifte kvinner.
  - NWKI*: Arbeidsmarkedsindikator.
  - UFRK*: Uføreraten for kvinner i alderen 25-66 år.
  - UR*: Arbeidsledighetsraten.
  - Wk*: Realdisponibel timelønn for kvinner.  
 $Wk = WWK * (1-t) / PC$
  - WWK*: Aggregert lønnsatts for menn.
  - t*: Gjennomsnittsskattesats.
  - PC*: Deflator for privat konsum.
  - YPUK*: Andelen av ikke gifte kvinner i alderen 25-66 år som deltar i arbeidsstyrken.
- $\Sigma$  betyr summen over alle i fra 0 til 4.  
 (-i) betyr at variabelen er lagget i kvartaler.

<sup>9</sup> se (NOU 1992:26) og Bowitz(1992).

For denne gruppen ble det satt en grense på maksimal yrkesdeltaking på 90 prosent. Dette er den samme grensen som ble benyttet for gifte kvinner, og stemmer med den som er benyttet under reestimeringen av arbeidstilbudsrelasjonene i MODAG.

Utdanningsvariabelen, NUG, er nært korrelert med lønnsvariabelen og arbeidsmarkedsindikatoren, og dette kan skape problemer med multikolinearitet dersom alle inkluderes samtidig. Det ble derfor besluttet å holde NUG utenfor modellen i første omgang etter at det var konstatert at den ikke fikk signifikante koeffisienter i den generelle modellen.

Aldersvariabelen er dannet ut fra en årsserie og har ikke noe sesongmønster. Den er derfor ikke forsøkt med lag. Det viste seg at variabelen fungerte dårlig sammen med arbeidsmarkedsindikatoren, men spesifisert sammen med uføreraten og lønnsvariabelen ga den godt resultat.

Arbeidsledighetsraten fikk insignifikante koeffisienter på alle forsøk. I utgangspunktet så det ut som den kunne inngå i modellen med ett eller fem kvartalers lag, men når vi forsøkte å endre antall lag på lønnsvariabelen, ble også disse insignifikante.

Lønnsvariabelen fikk signifikant koeffisient med to kvartalers lag. Alle de andre variantene av variabelen ble insignifikante, evt. med feil fortegn.

Uføreraten har en signifikant negativ effekt på ikke gifte kvinners tilbud av arbeidskraft når den inngår ulagget. Ingen av de laggete variantene fikk signifikante koeffisienter. Da de laggete variablene ble tatt ut førte dette til lavere grad av multikollinearitet i modellen. Aldersvariabelens koeffisient fikk noe lavere t-verdi, men den var fremdeles klart signifikant.

Utdanningsvariabelen ble som nevnt holdt utenfor i utgangspunktet. Det ble gjort forsøk på å ta ut arbeidsmarkedsindikatoren til fordel for utdanningsvariabelen. Heller ikke i denne modellvarianten fikk arbeidledighetsraten signifikant forklaringskraft. Utdanningsvariabelen fikk signifikant effekt når den inngikk med tre kvartalers lag.

Tabell 5.6.1. viser mulige modellalternativer for forklaring av ugifte kvinners tilbud av arbeidskraft. Estimeringsperioden er fra og med 1. kvartal 1973 til og med 4. kvartal 1990. Alle variable er på logaritmisk form.

Av tabellen ser vi at samtlige modellalternativer har en forklart variasjon på omtrent 65 %. Føyningsmessig kommer de også så godt som likt ut. Til tross for at alternativ 1 strengt tatt har de beste egenskapene, foretrekker vi alternativ 2. I alternativ 1 er aldersvariabelen en dominerende forklaringsfaktor. Av drøftingen foran framgår det at det er en del usikkerhet med denne variabelen. I alternativ 2 inngår arbeidsmarkedsindikatoren og trekker i motsatt retning av den negative effekten fra uføreraten.

Tabell 5.6.2. viser de beregnede langtidselastisitetene i de ulike modellalternativene. På grunn av egenskaper ved logit-fordelingen vil elastisitetene ikke være konstante over tid, men variere med yrkesprosenten.

Elastisitetene i tabellen er beregnet med utgangspunkt i gruppens observerte yrkesdeltaking i 1990 som var på 72 prosent.

Av tabellen ser vi at elastisiteten med hensyn på ikke gifte kvinners gjennomsnittsalder i alternativ 1 er av omtrent samme størrelsesorden som for gifte kvinner, men med motsatt fortegn. Av alternativ 3 ser vi at utdanningsnivået har mye større betydning for ikke gifte enn for gifte kvinner; en økning i denne variabelen på én prosent vil gi en økning i ikke gifte kvinners yrkesdeltaking på 1.93 prosent, mens den tilsvarende effekten for gifte kvinner bare er 0.60 prosent. Det er imidlertid mulig at denne variabelen også fanger opp effekten fra arbeidsmarkedsindikatoren i dette alternativet slik at vi ikke får tak i nettoeffekten av utdanningsvariabelen. Arbeidsmarkedsindikatoren inngår bare i alternativ 2. Vi ser at ikke gifte kvinners yrkesdeltaking er mye mer avhengig av situasjonen på arbeidsmarkedet enn det som var tilfelle for gifte kvinner. En økning i denne variabelen på én prosent, gir en økning i yrkesdeltakingen på 1.33 prosent for ikke gifte kvinner, og bare 0.44 prosent for gifte kvinner. Effekten av lønnsvariabelen varierer en del mellom de ulike modellalternativene. Effekten er størst i modell 1, der en én prosents økning i realdisponibel timelønn vil gi en økning i yrkesdeltakingen på 0.36 prosent. I de to andre modellene får vi bare en økning i yrkesdeltakingen på 0.17-0.18 prosent. Det er mulig at elastisiteten i modell 1 også fanger opp effekten fra utdanningsvariabelen og arbeidsmarkedsindikatoren ettersom disse variablene vil være nært korrelerte, og at den derfor har tolkning som en bruttoelastisitet. For gifte kvinner var det ingen effekt

**Tabell 5.6.1. Estimeringsresultater**

Variabel	Modellalternativ		
	1	2	3
Konstant	30.60 (3.56)	-0.71 (-0.20)	-20.07 (-7.41)
AUK	-12.9 (-5.33)		
NUG(-3)			12.07 (4.63)
NWKI		4.17 (4.79)	
NWKI(-1)		4.17 (4.79)	
UFRK	-4.25 (-6.21)	-2.12 (-5.76)	-2.76 (-5.68)
Wk(-2)	2.22 (5.19)	1.12 (1.93)	1.09 (1.83)
D1	-0.1 (-2.84)	-0.03 (-0.79)	-0.01 (-0.37)
D2	-0.01 (-0.41)	-0.02 (-0.64)	-0.02 (-0.50)
D3	0.05 (1.43)	0.01 (0.29)	0.02 (0.56)
R <sup>2</sup>	0.699	0.680	0.675
CR <sup>2</sup>	0.671	0.650	0.644
SER	0.164	0.169	0.170
SSR	1.72	1.83	1.86
DW	1.845	1.77	1.751
Restr.	Ingen	NWKI = NWKI <sub>-1</sub>	Ingen

**Tabell 5.6.2. Elastisitetsberegninger med utgangspunkt i yrkesprosenten i 1990**

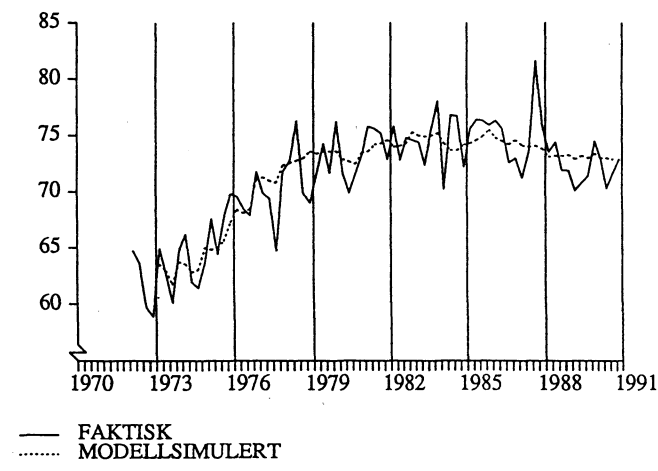
Variabel	Modellalternativ		
	1	2	3
AUK	-2.06		
NUG			1.93
NWKI		1.33	
UFRK	-0.68	-0.34	-0.44
Wk	0.36	0.18	0.17

av denne variabelen på lang sikt. En endring i uføreraten har også størst effekt i modell 1. Her vil en økning på én prosent føre til at yrkesdeltakingen faller med 0.68 prosent mot henholdsvis 0.34 og 0.44 prosent i de andre alternativene. Sammenlignet med resultater fra estimering på årsdata gir kvartalsdata en mer elastisk yrkesdeltaking med hensyn på realdisponibel timelønn enn det resultatene på årsdata tilsier. Lindquist et.al (1990) kom her fram til en effekt på 0.10 prosent, mens Bowitz (1992) fikk en effekt på bare 0.07 prosent. Også for uføreratens vedkommende gir resultatene fra estimeringene på kvartalsdata en mer elastisk yrkesdeltaking enn det Bowitz fant i sin undersøkelse; han kom fram til en elastisitet på -0.25. I MODAG inngår utdanningsvariabelen som forklaringsvariabel, men ikke arbeidsmarkedsindikatoren. Lindquist et.al kom fram til en elastisitet for denne

Tabell 5.6.3. Testresultater

Test	Testobservator	Sannsynlighet for forkastningsfeil
AUTO	$F(1,63) = 0.78$	0.38
ARCH	$F(4,60) = 0.58$	0.68
CHOW	$F(1,62) = 0.01$	0.94
NORMBJ	$F(4,56) = 0.04$	1
	$F(8,57) = 0.84$	0.57
	$\chi^2 = 54.59$	0

Figur 5.6.3. Modellsimulert og faktisk yrkesprosent, ikke gifte kvinner 25-66 år



variabelen på 1.43, mens Bowitz' resultat var hele 2.9. Denne variabelen inngår i alternativ 3, og har der en beregnet elastisitet på 1.93. I MODAG-varianten inngår imidlertid aldersvariabelen som forklaringsvariabel sammen med utdanningsvariabelen, mens dette ikke er tilfelle i alternativ 3 her. Aldersvariabelen har forøvrig positivt fortegn både i den oppdaterte estimeringen til Lindquist et.al og hos Bowitz, mens den i det presenterte alternativ 1 over inngår med negativt fortegn.

Med utgangspunkt i det foretrukne modellalternativet (alternativ 2) ser vi at ettersom det for denne gruppens vedkommende ikke er noen effekt fra lagget endogen variabel, vil effekten av et skift i en av forklaringsvariablene slå fullt ut med en gang. Det vil si at en endring i arbeidsmarkedsindikatoren på én prosent vil gi en øyeblikkelig økning i yrkesdeltakingen på 0.67 prosent. Kvartalet etter oppnås total effekt som er en økning på 1.33 prosent.

For uføreratens vedkommende vil en endring slå fullt ut i yrkesdeltakingen fra første kvartal, mens det for realdisponibel timelønns vedkommende vil gå to kvartaler før vi kan se noen effekt av skiftet. Elastisitetene er oppgitt i tabell 5.6.2.

Det valgte alternativet, modell 2, er deretter testet for å avdekke eventuelle brudd på restleddsforutsetningene. Tabell 5.6.3. viser resultatene fra testene.

Testresultatene indikerer at det ikke er problemer med hverken autokorrelasjon eller heteroskedastisitet i modellen. CHOW-testen indikerer ikke noe strukturelt brudd rundt 1988. Verdien på NORMBJ observatoren tyder imidlertid på brudd på forutsetningen om normalfordelte restledd. Hvis vi betrakter den faktiske yrkesprosenten i figur 5.6.6. under, ser vi at vi har enkelte ekstreme observasjoner, spesielt 3. kvartal 1977 og 1987 og 2. kvartal 1978. Dersom vi hadde trimmet data for ekstreme observasjoner er det mulig at forutsetningen om normalfordeling kunne la seg oppfylle.

### 5.6.3. Historisk føyning

Figur 5.6.3. viser utviklingen i faktisk og modellsimulert yrkesdeltaking for ugifte kvinner i alderen 25-66 år. Figuren viser at den modellsimulerte serien treffer rimelig bra i gjennomsnitt, men lykkes dårlig i å fange opp tilfeldige svingninger<sup>10</sup>. Den modellsimulerte yrkesprosenten er beregnet med utgangspunkt i modellalternativ 2.

Tabell 5.6.4. gir tre summariske føyningsmål. Tabellen viser at det gjennomsnittlige prosentvise avviket mellom de simulerte og historiske yrkesprosentene over hele estimeringsperioden er 0.24 prosent. Spredningen rundt gjennomsnittet er på vel tre prosent.

<sup>10</sup> Dette kan ha sammenheng med måten data ble konstruert på; tall for gifte kvinner ble laget først og trukket ut fra totalen. Eventuelle feil vil dermed slå ut i serien for ikke gifte kvinner.

Tabell 5.6.4. Føyningsmål

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standardavvik på prosentvis avvik	RMS-feil/ RMS-nivå prosent
Yrkesprosent, ikke gifte kvinner 25-66 år	0.24	3.03	3.02

## 5.7. Pensjonister 67-74 år

### 5.7.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer

Ved senkingen av pensjonsalderen til 67 år i 1973 falt yrkesdeltakingen for aldersgruppen 67 til 74 år kraftig. Senere har yrkesdeltakingen fortsatt å avta. I dag er bare ca 12 prosent av denne gruppen yrkesaktive, dvs. i overkant av 30 000 personer totalt. Gruppen kan med andre ord trygt karakteriseres som en marginal gruppe i arbeidsstyrkesammenheng. Hvis medlemmene i denne gruppen mister arbeidet, faller de utenfor arbeidsstyrken. Ettersom de har krav på alderspensjon, vil de ikke motta ledighetstrygd. Se forøvrig omtale i tilknytning til figur 4.20. som viser utviklingen i gruppens yrkesdeltaking.

Forhold på arbeidsmarkedet kan ha betydning for en gruppes yrkesdeltaking. Dersom ledigheten er høy, vil dette kunne føre til at folk gir opp å søke arbeid, og trekker seg ut av arbeidsstyrken. Ledighetsraten i økonomien er forsøkt som forklaringsvariabel for å fange opp denne effekten. Denne variabelen er omtalt under avsnitt 5.1.1.

Det synes rimelig å anta at utviklingen i forholdet mellom disponibel pensjon og lønnsnivå vil ha betydning for denne gruppens yrkesdeltaking. Variabelen TDA som uttrykker forholdet mellom disponibel trygd og lønn (se avsnitt 5.4.1.) er benyttet som forklaringsvariabel for å fange opp denne effekten. Uføretrygd og alderspensjon har samme beregningsgrunnlag, og vil derfor i hovedsak følge samme utviklingsbane.

Tidligere kunne pensjonister opparbeide et såkalt "ventetillegg" i tillegg til alderspensjonen hvis yrkesaktivitet ble opprettholdt utover oppnådd pensjonsalder. Denne ordningen ble opphevet f.o.m. 2. kvartal 1984, noe som kan ha redusert motivasjonen for yrkesdeltaking blant pensjonister. Dummyvariabelen VENDE er innført for å fange opp en eventuell effekt av at ventetillegget for pensjonister ble opphevet.

### 5.7.2. Estimeringsresultater pensjonister 67 til 74 år

Ettersom pensjonsalderen ble senket i 1973 har vi valgt å estimere på dataserier som starter fra dette tidspunktet. Det ble benyttet en maksimumsgrense for gruppens yrkesdeltaking på 70 prosent. Denne grensen tilsvarer den som er benyttet under reestimeringen av arbeidstilbudsrelasjonene i MODAG.

Følgende generelle feiljusteringsmodell dannet utgangspunkt for estimeringene:

$$\Delta \log \frac{0.3 + YP_{67}}{0.7 - YP_{67}} =$$

$$L_{YP67} * \log \frac{0.3 + YP_{67}(-1)}{0.7 - YP_{67}(-1)} + \Sigma L_{YP,67} * \Delta \log \frac{0.3 + YP_{67}(-i)}{0.7 - YP_{67}(-i)}$$

$$+ TD_{67} * \log TDA(-1) + \Sigma TD_{i,67} * \Delta \log TDA(-i)$$

$$+ UR_{67} * \log UR(-1) + \Sigma UR_{i,67} * \Delta \log UR(-i)$$

$$+ \text{dummyvariable} + \text{konstantledd}$$

der TDA: Forholdet mellom disponibel stønad og lønn (Jfr. avsnitt 4.4.1.).  
 UR: Arbeidsledighetsraten.  
 YP67: andelen av pensjonister i alderen 67-74 år som deltar i arbeidsstyrken.

$\Delta$  betyr endringen i en variabel fra en periode til den neste.  
 $\Sigma$  betyr summen over alle i fra 0 til 4 for høyresidevariablene og fra 1 til 4 for venstresidevariabelen.  
 (-i) betyr at variabelen er lagget i kvartaler.

Tabell 5.7.1. Estimeringsresultater

Variabel	Modellalternativ	
	1	2
Konstant	-1.31 (-1.67)	-1.21 (-1.55)
TDA(-4)	-0.17 (-1.64)	-0.16 (-1.53)
UR(-1)	-0.04 (-1.63)	
UR(-2)		-0.05 (-2.14)
VENTE	-0.07 (-3.16)	-0.06 (-3.04)
LYP67	-0.49 (-4.56)	-0.50 (-4.82)
D1	0.11 (7.07)	0.11 (8.52)
D2	0.00 (0.00)	-0.00 (-0.35)
D3	-0.05 (-4.31)	-0.05 (-4.30)
R <sup>2</sup>	0.739	0.747
CR <sup>2</sup>	0.708	0.717
SER	0.055	0.054
SSR	0.177	0.171
DW	2.22	2.14
Restr.	Ingen	Ingen

Det viste seg at ingen av de laggete endogene på differensiert form fikk signifikante koeffisienter. Disse ble derfor tatt ut av modellen. Lagget endogen på nivåform fikk imidlertid signifikant effekt.

De laggete differensierte variantene av trygdevariabelen ble insignifikante; noen av dem også med feil fortegn. Den ulaggete varianten var i utgangspunktet signifikant, men da de laggete ble tatt ut av modellen, ble også denne koeffisienten insignifikant. Da de differensierte variantene ble tatt ut av modellen, ble t-verdien på nivåvariabelens koeffisient lavere. Det ble gjort forsøk med å endre antall lag på nivåvariabelen. Dette ga ganske godt resultat når variabelen var lagget 4 kvartaler.

Alle de differensierte arbeidsledighetsvariablene ble tatt ut av modellen fordi de fikk insignifikante koeffisienter. På nivåform ga variabelen godt resultat både med ett og to kvartalers lag. To kvartaler fungerte best.

Dummyvariabelen, VENTE, for opphevelsen av ventetilletget for pensjonister fikk signifikant effekt.

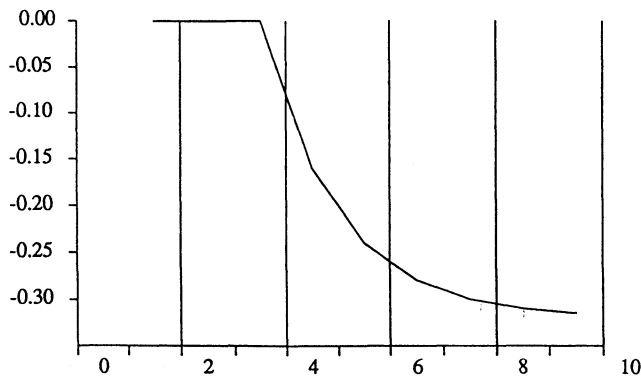
Tabell 5.7.1. viser alternative modeller til forklaring av variasjoner i yrkesdeltakingen til gruppen pensjonister 67-74 år. Alle variable er på logaritmisk form. Estimeringsperioden er 2. kvartal 1974 til 4. kvartal 1990.

Tabellen gir to nesten like spesifikasjoner til forklaring av gruppens yrkesdeltaking. Begge alternativer har god føyning og tilfredsstillende grad av forklart variasjon. I begge alternativer korrigeres ca 50 % av avviket fra langtidsløsningen etter ett kvartal, noe som tilsier at tilpasningen mot langtidsløsningen går relativt raskt. Det eneste som skiller alternativ en fra alternativ to er at arbeidsledighetsvariabelen inngår med henholdsvis ett og to kvartalers lag. Modell 2 er valgt fordi den har de beste egenskapene.

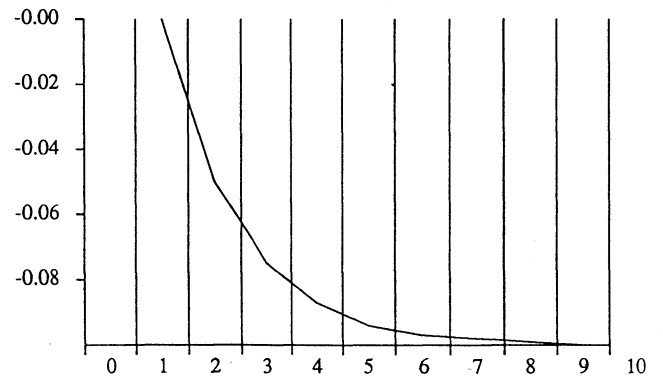
Tabell 5.7.2 Elastisitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1990

Variabel	Modellalternativ	
	1	2
TDA	-0.35	-0.33
UR	-0.08	-0.10

Figur 5.7.1. Effekter av et skift i forholdet mellom pensjon og lønn



Figur 5.7.2. Effekter av et skift i arbeidsledighetsraten



Den logistiske utformingen av modellen gjør at elatisitetene ikke er konstante over tid, men varierer med yrkesprosenten. Tabell 5.7.2. gir en oversikt over langtidselastisitetene til yrkesdeltakingen for pensjonister med hensyn på de ulike forklaringsfaktorene. Elastisitetene er beregnet med utgangspunkt i den observerte yrkesprosenten i 1990 som var på 11 prosent.

Ifølge modell 2 vil en én-prosents økning i forholdet mellom disponibel pensjon og lønn gi en nedgang i yrkesdeltakingen på 0.33 prosent, mens en økning i arbeidsledighetsraten på en prosent vil føre til at gruppens yrkesdeltaking går ned med 0.10 prosent. Disse resultatene tilsier en mindre elastisk yrkesdeltaking med hensyn på arbeidsledigheten enn det både Lindquist et.al (1990) og Bowitz (1992) fant i sine undersøkelser (deres resultater tilsa en endring i yrkesdeltakingen på -0.22 prosent). For stønadsvariabelens vedkommende tilsier kvartalsresultatene en mer elastisk yrkesdeltaking enn det som ser ut til å gjelde på årsdata; både Lindquist et.al og Bowitz kommer her fram til en negativ elastisitet på 0.22-0.23.

Figur 5.7.1. og 5.7.2. over viser effekten av et skift i forklaringsvariablene illustrert ved hjelp av de kumulerte interimmultiplikatorene.

Av figur 5.7.1. ser vi at et skift i trygdevariabelen begynner å gi utslag på yrkesdeltakingen etter fire kvartaler, men at det går hele ni kvartaler før hele effekten av skiftet er uttømt og vi når langtidseffekten på -0.32.

Figur 5.7.2. viser at et skift i arbeidsledighetsraten begynner å slå ut etter to kvartaler. Etter ni kvartaler har vi nådd langtidseffekten på 0.1, og effekten av skiftet er uttømt.

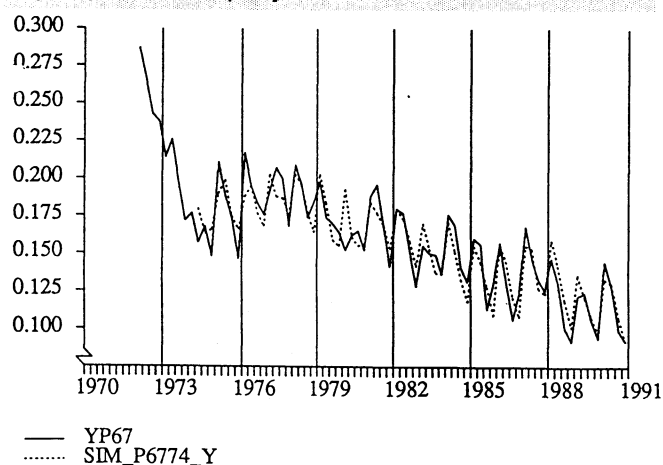
Modell to er testet for inntil 4. ordens autokorrelasjon og heteroskedastisitet, normalfordelte restledd og strukturelle brudd. Resultatene fra testene er gjengitt i tabell 5.7.3. Av tabellen går det fram at ingen av testobservatorene indikerer problemer med hensyn til restleddsforutsetningene eller strukturelle brudd.



Tabell 5.7.3. Testresultater

Test	Testobservator	Sannsynlighet for forkastningsfeil
AUTO	$F(1,58) = 1.72$	0.2
ARCH	$F(4,55) = 1.17$	0.33
CHOW	$F(1,57) = 0.42$	0.52
NORMBJ	$F(4,51) = 0.45$	0.77
	$F(8,51) = 0.34$	0.95
	$\chi^2 = 1.01$	0.60

Figur 5.7.3 Utviklingen i faktiske og modellsimulerte yrkesprosenten for pensjonister 67-74 år



### 5.7.3. Historisk føyning

Figur 5.7.3. viser utviklingen i faktisk og predikert yrkesprosent for pensjonistgruppen. Figuren viser at den simulerte yrkesprosenten lykkes ganske godt i å fange opp variasjonene i gruppens yrkesprosent med et lite unntak akkurat i 1979/1980.

Vi ser av tabell 5.7.4. at det gjennomsnittlige prosentvise avviket mellom den simulerte og den faktisk observerte yrkesprosenten over hele estimeringsperioden er 0.66, med en spredning rundt gjennomsnittet på 8.39 prosent. Standardavviket på prosentvis avvik og RMS-feilen i forhold til nivået målt i prosent er oppgitt fordi nivået på yrkesprosenten slår ut i det gjennomsnittlige prosentvise avviket.

Tabell 5.7.4. Føyningsmål

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standardavvik på prosentvis avvik	RMS-feil/RMS-nivå prosent
Yrkesprosent, pensjonister 67-74 år	0.66	8.39	7.93

## 6. Oppsummering av den empiriske analysen

I dette kapitlet presenteres de faktorene som viste seg å være sentrale for tilbudet av arbeidskraft på kvartalsbasis i den empiriske analysen omtalt i kapittel 5. Dette gjøres i tilknytning til en tabell over de estimerte langtidselastisitetene for de enkelte gruppernes arbeidstilbud.

Deretter følger en vurdering av modellens føyning, og til slutt en del kommentarer til videre arbeid med modellen.

### 6.1. Forklaringsfaktorer

Tabell 6.1. gir en oversikt over langtidselastisitetene med hensyn på de ulike forklaringsvariablene for hver av de aktuelle gruppene.

Som et gjennomgående trekk ser vi at "menn 25-59 år" har en lite elastisk yrkesdeltaking, mens det motsatte er tilfelle for kvinner og ungdommer.

Tabellen viser at til tross for at lønn er den mest sentrale forklaringsfaktoren i de teoretiske modellene, er det andre faktorer som er mer sentrale i vår analyse. Det er bare for gruppene "ungdom 16-19 år", "menn 25-59 år" og "ikke gifte kvinner 25-66 år" at lønn har effekt på lang sikt, og bortsett fra for ungdomsgruppene er elastisitetene små. I tillegg har lønn betydning for gifte kvinners arbeidstilbud på kort sikt. Når det gjelder de gifte kvinnene, kan det være at en parallell lønnsutvikling i estimeringsperioden gjør det vanskelig å skille de motstridende effektene av manns og kvinnelønn på kvinnes yrkesdeltaking.

Situasjonen på arbeidsmarkedet er av stor betydning for yrkesdeltakingen til ungdoms- og kvinnegruppene.

Arbeidsmarkedsindikatoren slår spesielt sterkt ut for den yngste av ungdomsgruppene og for "ikke gifte kvinner". I utgangspunktet skulle en kanskje forvente at arbeidsmarkedsindikatoren ga større utslag for gifte enn ikke-gifte kvinner. Når det gjelder den siste gruppen, kan en ikke utelukke at arbeidsmarkedsindikatoren også fanger opp effekten fra for eksempel utdanningsvariabelen.

Ledighetsraten ga spesielt stort utslag for den yngste av ungdomsgruppene og pensjonistene. For "ungdom 16-19 år" ga elevplassvariabelen også sterkt utslag, mens for den eldre ungdomsgruppen hadde denne variabelen bare effekt på kort sikt.

For gifte kvinner ser vi at aldersvariabelen tilsynelatende har svært stor effekt på yrkesdeltakingen. En økning i gjennomsnittsalderen på en prosent gir over tre prosents økning i gruppens yrkesdeltaking. Dette er imidlertid en variabel som endres svært tregt slik at utslaget i realiteten ikke har så stor effekt på yrkesdeltakingen. Forøvrig henvises det til diskusjonen i avsnitt 5.5.1. når det gjelder tolkningen av denne forklaringsvariabelen. En økning i barnetallet på en prosent gir en nedgang i gifte kvinners yrkesdeltaking på 0.31 prosent.

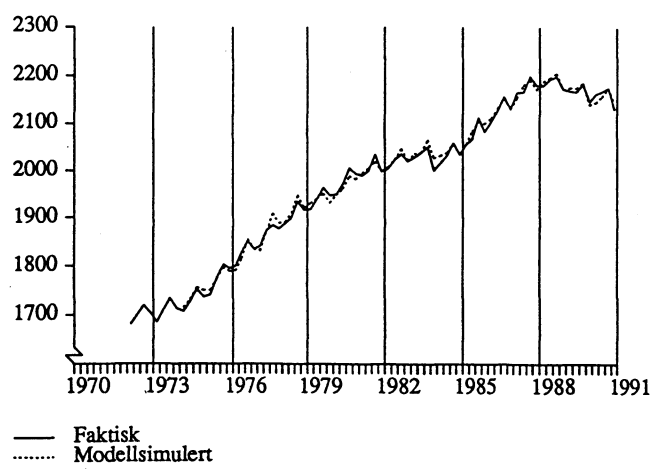
For de eldste arbeidstakerne, "menn 60-66 år" og pensjonistene gir en endring i trygdevariabelen på en prosent en nedgang i yrkesdeltakingen på henholdsvis 0.22 og 0.33 prosent.

For den eldste mannsgruppen har uføreraten også stor effekt med en elastisitet på hele -0.52. Denne variabelen er også viktig for å forklare variasjoner i "ikke gifte kvinners" yrkesdeltaking (-0.34), mens effekten for "menn 25-59

Tabell 6.1. Langtidselastisitetene i arbeidstilbudsblokken i KVARTS. Beregnet på grunnlag av yrkesprosentene i 1990

	16-19	20-24	M 25-29	M60-66	GK 25-66	UK 25-66	67-74
Netto timelønn (kvinner)	0.45				0	0.18	
Netto timelønn (menn)			0.06				
Netto kvartalslønn (menn)					0		
Arbeidsmarkedsindikator	1.58	0.73			0.44	1.33	
Ledighetsrate	-0.18		-0.01		-0.02		-0.10
Elevplasser	-0.62	0					
Trygd				-0.22			-0.33
Alder					3.02		
Uførerate			-0.07	-0.52		-0.34	
Antall barn 0-6 år					-0.31		

Figur 6.1. Faktisk og modellsimulert arbeidsstyrke 16-74 år



år" er mer beskjedent (-0.07).

## 6.2. Evaluering av modellen

Det er interessant å se hvordan modellen predikerer den totale arbeidsstyrken. Figur 6.1. viser faktisk og modellsimulert arbeidsstyrke. Figuren viser at modellen lykkes ganske godt i å fange opp variasjonene i arbeidsstyrken. Når den ikke treffer helt kan den dårlige føyningen for gruppen "menn i alderen 25-59 år" muligens gi noe av forklaringen. (Se avsnitt 5.3.3.). Ettersom denne gruppen utgjør en stor andel av arbeidsstyrken, vil dette kunne gi merkbare utslag for den predikerte totale yrkesprosenten.

Tabell 6.2. viser at det gjennomsnittlige prosentvise avviket mellom den simulerte og den faktisk observerte yrkesprosenten over hele estimeringsperioden er 0.09, med en spredning rundt gjennomsnittet på 0.50 prosent. Standardavviket på prosentvis avvik og RMS-feilen i forhold til nivået målt i prosent er oppgitt på

bakgrunn av at nivået på arbeidsstyrken slår ut i det gjennomsnittlige prosentvise avviket.

## 6.3. Avsluttende kommentarer

Etter gjennomgangen av den empiriske analysen i kapittel 5 er det klart at det fremdeles gjenstår noe arbeid før vi kan si oss fornøyde med modellens relasjoner. For det første er det ønskelig å gjøre et forsøk med å stratifisere ungdomsgruppene etter om de er under utdanning eller ikke. Dette ble forsøkt av Lindquist et.al (1990), og ga godt resultat for ungdom i alderen 16-19 år. Grunnen til at dette ikke er forsøkt i kvartalsmodellen er at det hittil ikke har foreligget oppsplittede dataserier for yrkesprosenten til disse gruppene. Når disse er tilgjengelige, bør dette forsøkes også for kvartalsmodellen.

Videre ga de statistiske testene som ble benyttet for å evaluere de estimerte relasjonene dårlig resultat i en del tilfeller. Dette gjaldt først og fremst forutsetningen om normalfordelte restledd hvor Bera-Jarque testobservatoren<sup>11</sup> ga forkastning for gruppene ungdom i alderen 16-19 år, menn i alderen 60-66 år, og ikke gifte kvinner i alderen 25-66 år. Her kan det være aktuelt å forsøke å trimme data for ekstreme observasjoner. For gruppen ungdom i alderen 20-24 år viste AUTO-testen at vi ikke kan utelukke 1.ordens autokorrelasjon. Dette kan ha sin forklaring i utelatte variable eller feilspesifisert dynamikk. Når det gjelder de to ungdomsgruppene er det mulig at den omtalte stratifiseringen kan gi bedre restleddsegenskaper.

I forbindelse med evalueringen av den endelige modellen for arbeidsstyrken kan det være interessant å teste mer grundig enn det som er gjort i denne oppgaven. For eksempel kan det være aktuelt å teste parameterstabiliteten ved rekursiv estimering.

<sup>11</sup> Se vedlegg A

Tabell 6.2. Føyningsmål

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standardavvik på prosentvis avvik	RMS-feil/ RMS-nivå prosent
Arbeidsstyrken 16-74 år	0.09	0.50	0.50

I dagens versjon av arbeidstilbudsblokken i MODAG (Bowitz(1992)) er yrkesandelen regnet eksklusive tallet på uførepensjonister. Det har vist seg at en sentral egenskap ved den norske uførepensjonsordningen er at det praktisk talt er umulig å gå tilbake til arbeidsstyrken når en først har fått tilstått uførepensjon. En mulig svakhet ved å ikke følge samme framgangsmåte her, er at konsistensen mellom yrkesandeler og uførandeler kan bli liten ved langsiktige framskrivinger dersom uføreratene endrer seg mye ut fra det som har vært tilfelle i estimeringsperioden. (Bowitz påpeker imidlertid at dette også gjelder for andre forklaringsvariable i modellen). Et forsvar for vår framgangsmåte er i denne sammenhengen at KVARTS ikke brukes i særlig langsiktige framskrivinger.

Den økonometriske analysen i denne oppgaven har ikke alltid gitt klare svar på hvilke variable som er av betydning for en del av gruppene. Årsaken til disse problemene er at forklaringsvariablene viser stor grad av samvariasjon (multikollinearitet). Dette gjelder for eksempel arbeidsmarkedsindikatoren, utdanningsnivå og lønn.



# Vedlegg A

## Konsekvenser for MKM av brudd på restleddsforutsetningene, og de benyttede statistiske testene for modellevaluering

Heteroskedastisitet vil si at restleddets varians ikke er konstant. Dette er et vanlig problem ved estimering på tverrsnittsdata, men opptrer mer sjeldent i forbindelse med estimering på tidsseriedata. Konsekvensen for MKM er at estimatorene fremdeles er forventningsrette og konsistente, men denne metoden gir ikke de mest presise estimatorene (de med minst varians). Dessuten er de empiriske variansene til koeffisientene ikke forventningsrette, og dette fører til at signifikanstestene ikke gjelder. Vi har testet de estimerte modellene for å avdekke eventuell heteroskedastisitet ved hjelp av ARCH-testen. Dette er en Lagrange multiplikator test for autoregressiv betinget heteroskedastisitet inntil grad  $n$ . Testobservatoren er asymptotisk F-fordelt med  $(n, N-K-2n)$  frihetsgrader (der  $n$  betegner graden av heteroskedastisitet det er testet for,  $N$  er antall observasjoner i estimeringsperioden og  $K$  er antall parametre i regresjonsmodellen som testes).<sup>12</sup>

De fleste økonomiske tidsserier er autokorrelerte. Restleddet fanger opp effekten av eventuelle utelatte variable. Ettersom det er rimelig at disse variablene også er autokorrelerte, får vi autokorrelasjon i restleddet. Feilspesifisering av den dynamiske prosessen kan også forårsake autokorrelerte restledd.

Konsekvensene av autokorrelasjon for MKM avhenger av hva slags forklaringsvariable som inngår i modellen;

Dersom alle forklaringsvariablene er eksogene, gir MKM fremdeles forventningsrette og konsistente estimatører, men de er ikke lenger "de beste" i betydningen de med minst varians. Dersom det inngår laggete verdier av endogen variabel, blir MKM estimatorene hverken forventningsrette eller konsistente. I disse tilfellene bør mer kompliserte estimeringsmetoder enn MKM benyttes.

Ved estimering der alle forklaringsvariablene kan betraktes som eksogene, er Durbin-Watson (DW) observatoren en ofte benyttet testobservator for å avdekke autokorrelasjon.<sup>13</sup> Jo mer denne observatoren avviker fra 2, jo større grunn er det til å anta autokorrelasjon. DW-observatoren har imidlertid et indesisjonsområde. Dersom observatoren ligger i dette området, må andre tester benyttes. Dersom lag'et endogen variabel inngår som forklaringsvariabel må også andre tester benyttes. Vi har benyttet AUTO testen som er en lagrange-multiplikator test. Testobservatoren er asymptotisk F-fordelt med  $(n, N-K-n)$  frihetsgrader.<sup>14</sup>

Det er en nødvendig forutsetning for å kunne teste de estimerte MKM-parametrene at restleddet er normalfordelt. Denne egenskapen er det testet for ved hjelp av Bera-Jarque testen (Spanos(1986)). Dette er en test for normalfordelte restledd basert på skjevhet og kurtose. Teststørrelsen er asymptotisk  $\chi^2$ -kvadratfordelt med to frihetsgrader. Signifikant verdi på denne testobservatoren indikerer ofte at det er én eller flere ekstreme observasjoner.<sup>15</sup>

Ved evaluering av empiriske modeller er det interessant hvorvidt de estimerte parametrene er stabile eller om det forekommer strukturelle brudd. Denne egenskapen er det testet for ved hjelp av Chow-testen (Chow(1960)). Nullhypotesen er at alle parametrene i modellen, inkludert restleddsvariansen, er identiske i estimerings- og post-

<sup>12</sup> Engle(1982). Se forøvrig Naug(1990), vedlegg B

<sup>13</sup> se Maddala(1989) s.186

<sup>14</sup> se forøvrig Naug(1990), vedlegg B

<sup>15</sup> se forøvrig Naug(1990), vedlegg B

sampel perioden. Alternativhypotesen er at en eller flere av disse parametrene har fått et strukturelt skift. Når nullhypotesen er korrekt, er denne testen F-fordelt med  $(M, N-K)$  frihetsgrader ( $M$  er antall observasjoner i post-sampel perioden). I dynamiske modeller gjelder denne egenskapen bare asymptotisk. Naug(1990) understreker at forkastning av nullhypotesen ikke nødvendigvis betyr at alternativhypotesen er sann. Signifikant Chow test kan også skyldes at modellen er feilspesifisert, for eksempel i form av utelatte variable.<sup>16</sup>

---

<sup>16</sup> Se forøvrig Naug(1990), vedlegg B.

# Vedlegg B

## Variabelliste, arbeidstilbudsblokka i KVARTS

Variable som inngår i modellen er merket med \*

Alle dataserier som brukes ligger på arkivet KARBDAT der ikke annet er oppgitt.

Der Arbeidskraftundersøkelsene (AKU) er oppgitt som kilde, fås data fra Inger Håland, seksjon 260 i SSB.

- AKUL<sub>j</sub>** Antall arbeidssøkere uten arbeidsinntekt i gruppe j i 1000 personer.  
Oppdatering: j = 16,20,67 og blank oppdateres manuelt med tall fra Arbeidskraftundersøkelsen.  
De andre j oppdateres i makroen OPPDATA hvor det konstrueres fordelingsnøkler med utgangspunkt i årsdata fra MATAUK\_ARBDAT\_, som så fordeler kvartalsdata for AKUL2566=AKUL-(AKUL16+AKUL20+AKUL67) i henhold til den ønskede gruppeinndelingen.  
Datakilde: MATAUK\_ARBDAT og AKU.
- \*AGK** Gjennomsnittsalder for formelt gifte kvinner i aldersgruppen 25-66 år.  
Oppdateres i makroen OPPDATA.  
Datakilde: MATAUK\_BEFOLK
- Am25** Gjennomsnittsalder for menn i aldersgruppen 25-59 år.  
Oppdateres i makroen OPPDATA.  
Datakilde: MATAUK\_BEFOLK
- AUK** Gjennomsnittsalder for ikke gifte kvinner i aldersgruppen 25-59 år.  
Oppdateres i makroen OPPDATA.  
Datakilde: MATAUK\_BEFOLK
- \*DKV<sub>t</sub>** Sesongdummy-variabel, kvartal e. 4. kvartal er "referanse"  
Datakilde: KVDATA83\_DATA\_KV87\_DUMMY.
- HHWM** Forholdet mellom utførte timeverk og normalårsverk, menn.  
Oppdateres i makroen LOENN.  
Datakilde: SYSDAT, KVDATA87
- L** Lånekassens maksimale låneramme inkl. stipend for en borteboende student over 20 år, 1000 kroner.  
Oppdateres manuelt.  
Datakilde: MATAUK\_LOENN, men er der bare oppdatert t.o.m. 1985  
ellers: Statens Lånekasse for Utdanning
- LR** L/PC  
Oppdateres i makroen LOENN.  
Datakilde: KVDATA87, MATAUK\_LOENN
- LW<sub>t</sub>** Utførte lønnstakertimeverk i produksjonssektor i.  
Datakilde: KVDATA87



- LW<sub>k</sub>** Totalt antall lønnstakertimeverk utført av gruppe k  
Oppdateres i makroen LOENN.  
Datakilde: KVDATA87, MATAUK\_ARBDAT
- LWKA<sub>i</sub>** Kvinners andel av totalt antall utførte lønnstakertimeverk i produksjonssektor i.  
Oppdateres i makroen LOENN.  
Datakilde: MATAUK\_ARBDAT
- LWMA<sub>i</sub>** = 1-LWKA<sub>i</sub>  
Menns sysselsettingsandel i sektor i  
Jfr. LWKA<sub>i</sub>
- NA<sub>j</sub>** Antall sysselsatte i gruppe j, 1000 personer, i følge AKU (inkl. vernepliktige).  
Oppdateres manuelt og ved hjelp av makroen OPPDATA.  
j = M25, M60, GK og UK beregnes residualt i OPPDATA som differansen mellom arbeidsstyrken (fra AKU), NTA<sub>j</sub>, og AKU-ledigheten, AKUL<sub>j</sub>.  
j = 16,20,67 og blank oppdateres manuelt med tall fra Arbeidskraftundersøkelsen.  
Datakilde: AKU, (MATAUK\_ARBDAT)
- N<sub>j</sub>** Antall sysselsatte i gruppe j i 1000 personer avstemt mot Arbeidskraftregnskapet (inkl. vernepliktige)  
Oppdateres i makroen OPPDATA, hvor det først lages nøkler for kvartalsvariasjoner ved hjelp av AKU-variabelen NA<sub>j</sub>. Disse nøklene benyttes så til å lage foreløpige kvartalstall av årsgjennomsnittet ARBDAT\_N<sub>j</sub>. Til slutt multipliseres dette foreløpige kvartalstallet med forholdet mellom den totale sysselsettingen avstemt mot arbeidskraftregnskapet og den totale sysselsettingen etter de beregnede foreløpige tallene.  
Datakilde: MATAUK\_ARBDAT, AKU
- N<sub>j</sub>KOR** På grunn av brudd i AKU mellom 1. og 2. kvartal 1988 er det i beregningen av sysselsettingsvariabelen for gruppene j = 16 og 20 benyttet en korreksjonsvariabel beregnet manuelt. Variabelen antar verdien 0 for alle kvartaler fom 2. kvartal 1988.
- \*NB<sub>j</sub>** Totalt antall personer i gruppe j, 1000 personer.  
Oppdateres i makroen OPPDATA.  
Datakilde: MATAUK\_BEFOLK
- NBB** Antall barn i barnehager og daghjem, offentlige og private. Omfatter ikke barn i barneparken.  
Oppdateres i makroen LOENN.  
Datakilde: MATAUK\_SOSIO
- \*NBEGK** Antall barn i alderen 0-6 år i ekteskap pr. gift kvinne i alderen 25-66 år.  
Oppdateres i makroen LOENN.  
Datakilde: MATAUK\_BEFOLK
- \*NBU<sub>j</sub>** Antall personer under utdanning i aldersgruppe j, j: 16,20.  
Oppdateres manuelt med utgangspunkt i årsserie for antall personer under utdanning pr. 1. oktober fra MATAUK\_SOSIO. Lar "årstallet" gjelde for 3. og 4. kvartal inneværende år, samt 1. og 2. kvartal påfølgende år.  
Datakilde: MATAUK\_SOSIO
- NHW<sub>i</sub>** Antall utførte normalårsverk, sektor i.  
Oppdateres i makroen LOENN  
Datakilde: SYSDAT\_DATA\_ARBKRAFT\_HOVED\_
- NTA<sub>j</sub>** Antall personer i arbeidsstyrken gruppe j, 1000 personer (AKU definisjon)  
j: M25, M60, GK, UK.  
Oppdateres manuelt  
Datakilde: AKU

- \*NT<sub>j</sub>** =  $N_j + AKUL_j$   
Arbeidsstyrke for gruppe j i 1000 personer (Arbeidskraftregnskapsdefinisjon)  
Oppdateres i makroen OPPDATA  
Datakilder: MATAUK\_ARBDAT, AKU
- NW<sub>i</sub>** Sysselsatte lønsmottakere i sektor i.  
Datakilde: KVDATA87
- NWKI** Arbeidsmarkedsindikator for kvinner i 1000 sysselsatte. Indikatoren beskriver tilgangen på kvinnearbeidsplasser i forhold til et valgt basisår som er 1976.  
Oppdateres i makroen LOENN.  
Datakilde: KVDATA87.
- \*NWKIK** Arbeidsmarkedsindikatoren målt som andel av totalt antall sysselsatte lønsmottakere.  
Oppdateres i makroen LOENN.  
Datakilde: KVDATA87
- \*PC** Nasjonalregnskapsprisindeksen, basisår 1987.  
"Oppdateres" i makroen LOENN.  
Datakilde: KVDATA87
- \*TD** Stønad etter skatt for en 100 prosent uføretrygdet 63-åring med opptjente sluttpoengtall 4, 1000 kroner.  
Oppdateres i makroen LOENN.
- \*TG13** Gjennomsnittlig skattesats for en gjennomsnittlig lønsmottaker i industrien med standardfradrag i skatteklasse 1. Andel.  
Oppdateres i makroen LOENN.  
Datakilde: MATAUK\_LOENN
- TGT** Gjennomsnittlig skattesats for en uføretrygdet 63-åring med opptjente sluttpoengtall 4, andel.  
Oppdateres i makroen LOENN.  
Datakilde: MATAUK\_LOENN
- TT** Stønad for en 100 prosent uføretrygdet 63-åring med opptjente sluttpoengtall 4, 1000 kroner.  
Oppdateres manuelt.  
Datakilde: Charlotte Koren  
Rikstrygdeverket
- UF<sub>ki</sub>** Antall uføre etter kjønn i aldersgruppe i. i: 1666 for kvinner, 1659, 6066 for menn  
Oppdateres i makroen LOENN  
Datakilde: MATAUK\_DATA\_TRYGD\_
- \*UFR<sub>ki</sub>** Uføreraten etter kjønn i aldersgruppe i. i: 2566 for kvinner, 2559 og 6066 for menn.  
 $UFR_{ki} = UF_{ki}/NB_j$  (Antallet uføre gjelder for aldersgruppene 1666 for kvinner og 1659 og 6066 for menn. En kan imidlertid gå ut fra at antallet uføretrygdede i alderen 1625 år er så lite at en kan se bort fra denne "feilen")  
Oppdateres i makroen LOENN.  
Datakilde: MATAUK\_DATA\_TRYGD\_
- \*UR** Arbeidsledighetsraten.  
Datakilde: KVDATA83\_DATA\_KV87\_INR
- \*VENTE** Dummyvariabel for opphevelsen av ventetillegget for pensjonister. Tar verdien 0 til og med 1. kvartal 1984, deretter 1.

- \*WNM** =  $WWM * HHWM$   
 Gjennomsnittlig kvartalslønn for en mannlig lønsmottaker  
 Oppdateres i makroen LOENN.  
 Datakilde: KVDATA87, MATAUK\_LOENN, SYSDAT.
- \*WWK** Aggregert timelønnsats for kvinner  
 Veiet sum av timelønnsatsen for kvinner i ulike produksjonssektorer, der vektene er utførte  
 lønnstakertimeverk av kvinner etter produksjonssektor  
 Oppdateres i makroen LOENN.  
 Datakilde: KVDATA87, MATAUK\_LOENN
- WW<sub>ki</sub>** Utbetalt lønn pr lønnstakertimeverk i henhold til arbeidskraftregnskapsdefinisjonen etter kjønn k og  
 produksjonssektor i.  
 Oppdateres i makroen LOENN.  
 Datakilde: KVDATA87, MATAUK\_ARBDAT, MATAUK\_LOENN
- WWKA<sub>i</sub>** Kvinnelønn som andel av mannlønn i sektor i  
 Oppdateres i makroen LOENN.  
 Datakilde: MATAUK\_LOENN
- \*WWM** Aggregert timelønnsats for menn  
 Jfr. WWK
- \*YP<sub>j</sub>** =  $NT_j/NB_j$   
 Yrkesandel for gruppe j (inkl. vernepliktige)  
 Oppdateres i makroen OPPDATA  
 Datakilde: MATAUK\_ARBDAT, MATAUK\_BEFOLK, AKU
- YWW<sub>k</sub>** Samlet lønnsutbetaling til gruppe k.  
 Oppdateres i makroen LOENN.  
 Datakilde: KVDATA87

#### Gruppenndeling etter kode j og k

- j: 16: Ungdom 16-19 år  
 20: Ungdom 20-24 år  
 m25: Menn 25-59 år  
 m60: Menn 60-66 år  
 gk: Formelt gifte kvinner 25-66 år  
 uk: Ikke gifte kvinner 25-66 år  
 67: Pensjonister 67-74 år  
 Blank: Kvinner og menn 16-74 år
- k: K: Kvinner  
 M: Menn

# Vedlegg C

## Teknisk dokumentasjon

KARBDAT\_LOENN -

```
DELSEARCH ALL;DORANGE;PERIOD 4;
&ACCESSPA MATAUK PA AKU;
&ACCESSPA SYSDAT PA TIK777;
&ACCESSPA KVDATA87 PA SIH92;
SEARCH MATAUK_GENERAL MATAUK;
SEARCH MATAUK_DATA MATAUK;
&*DORANGE 1972 1 TO 1990 4;
SEARCH MACRO KARBDAT W;
SEARCH DATA KARBDAT W;
SEARCH GENERAL KARBDAT W;
SEARCH SYSDAT DATA ARBKRAFT_HOVED;
SEARCH KVDATA87_DATA;
DO PC = KV87_PC;
```

```
&* ARKIVENE ARBDAT_
&*          LOENN_
&*          SOSIO_
&*          OG BEFOLK_
&* LIGGER PÅ MATAUK!
```

```
DO TGTA = ((LOENN_T-LOENN_TD)/LOENN_T);
DO TGT = EXPAND(TGTA,4,4);
DO TD = TT*(1-TGT);
```

```
DO AGK = EXPAND(BEFOLK_AGK,4,4);  &*GJ.SN ALDER FOR HHV GK,UK,M25
DO AUK = EXPAND(BEFOLK_AUK,4,4);
DO AM25 = EXPAND(BEFOLK_AM25,4,4);
```

```
DOSAVE NUGA = SPATQ(SOSIO_NUG);  &*NUG ER GJ.SN. UTD.NIVÅ FOR GIFTE KV.
DORANGE 1970 1 TO 1990 4;
DO NUG =
IF FRAC() EQ 1 THEN 0.5*(NUGA(1)+NUGA) ELSE
IF FRAC() EQ 2 THEN 0.5*(NUGA+NUGA(-1)) ELSE
IF FRAC() EQ 3 THEN 0.5*(NUGA(1)+NUGA) ELSE
0.5*(NUGA+NUGA(-1));
&IFEND;
DORANGE;
SEARCH FIRST KVDATA87_DATA_KV87;
&*
DO SETCIF(SEKTR'L,1);
&LET &IFARG(1) = 1 &END
&LOEKKE:
&LET &l = &CIFARG(&IFARG(1)) &END
&IF &l CEQ * &GOTO &SLUTT &IFEND
DOSAVE WWKA&l = EXPAND(LOENN_WWKA&l,4,4)/100;
DOSAVE LWKA&l = EXPAND(ARBDAT_LWKA&l,4,4)/100;
```

```

DO WWK&1 = (YWW&1/10)*WWKA&1/(LW&1/1000*(1-LWKA&1+LWKA&1*WWKA&1));
DO WWM&1 = WWK&1/WWKA&1;
DO LWMA&1 = 1-LWKA&1;
&LET &IFARG(1) = &IFARG(1)+1 &END
&GOTO &LOEKKE
&SLUTT:
;

DORANGE 1962 1 TO 1971 4;
DO NULL = 0; DORANGE;
DOSAVE WWK64 = OVERLAY (WWK64, NULL);
DOSAVE WWM64 = OVERLAY (WWM64, NULL);
DOSAVE WWKA64 = OVERLAY (WWKA64, NULL);
DOSAVE LWKA64 = OVERLAY (LWKA64, NULL);
DOSAVE LWMA64 = OVERLAY (LWMA64, NULL);
DO YWWK = WWK15*LW15*LWKA15+WWK25*LW25*LWKA25+WWK34*LW34*LWKA34+WWK37*
LW37*LWKA37+WWK40*LW40*LWKA40+WWK43*LW43*LWKA43+WWK45*LW45*LWKA45+WWK50*
LW50*LWKA50+WWK71*LW71*LWKA71+WWK55*LW55*LWKA55+WWK81*LW81*LWKA81+WWK64*
LW64*LWKA64+WWK65*LW65*LWKA65+WWK74*LW74*LWKA74+WWK63*LW63*LWKA63+WWK83*
LW83*LWKA83+WWK85*LW85*LWKA85+WWK92S*LW92S*LWKA92S+WWK93S*LW93S*LWKA93S+
WWK94S*LW94S*LWKA94S+WWK95S*LW95S*LWKA95S+WWK93K*LW93K*LWKA93K+WWK94K*
LW94K*LWKA94K+WWK95K*LW95K*LWKA95K;

DO LWK = LW15*LWKA15+LW25*LWKA25+LW34*LWKA34+LW37*LWKA37+LW40*LWKA40+
LW43*LWKA43+LW45*LWKA45+LW50*LWKA50+LW71*LWKA71+LW55*LWKA55+LW81*LWKA81+
LW64*LWKA64+LW65*LWKA65+LW74*LWKA74+LW63*LWKA63+LW83*LWKA83+LW85*LWKA85+
LW92S*LWKA92S+LW93S*LWKA93S+LW94S*LWKA94S+LW95S*LWKA95S+LW93K*LWKA93K+
LW94K*LWKA94K+LW95K*LWKA95K;

DO YWWM = WWM15*LW15*LWMA15+WWM25*LW25*LWMA25+WWM34*LW34*LWMA34+WWM37*
LW37*LWMA37+WWM40*LW40*LWMA40+WWM43*LW43*LWMA43+WWM45*LW45*LWMA45+WWM50*
LW50*LWMA50+WWM71*LW71*LWMA71+WWM55*LW55*LWMA55+WWM81*LW81*LWMA81+WWM64*
LW64*LWMA64+WWM65*LW65*LWMA65+WWM74*LW74*LWMA74+WWM63*LW63*LWMA63+WWM83*
LW83*LWMA83+WWM85*LW85*LWMA85+WWM92S*LW92S*LWMA92S+WWM93S*LW93S*LWMA93S+
WWM94S*LW94S*LWMA94S+WWM95S*LW95S*LWMA95S+WWM93K*LW93K*LWMA93K+WWM94K*
LW94K*LWMA94K+WWM95K*LW95K*LWMA95K;

DO LWM = LW15*LWMA15+LW25*LWMA25+LW34*LWMA34+LW37*LWMA37+LW40*LWMA40+
LW43*LWMA43+LW45*LWMA45+LW50*LWMA50+LW71*LWMA71+LW55*LWMA55+LW81*LWMA81+
LW64*LWMA64+LW65*LWMA65+LW74*LWMA74+LW63*LWMA63+LW83*LWMA83+LW85*LWMA85+
LW92S*LWMA92S+LW93S*LWMA93S+LW94S*LWMA94S+LW95S*LWMA95S+LW93K*LWMA93K+
LW94K*LWMA94K+LW95K*LWMA95K;

DO WWK = YWWK/LWK;
DO WWM = YWWM/LWM;

PERIOD 1;
DOSAVE NHW15 = NHW16+NHW17+NHW18;
DOSAVE NHWK15 = NHWK16+NHWK17+NHWK18;
DOSAVE NHW25 = NHW26+NHW27+NHW28+NHW31;
DOSAVE NHWK25 = NHWK26+NHWK27+NHWK28+NHWK31;
DOSAVE NHW50 = NHW48+NHW49;
DOSAVE NHWK50 = NHWK48+NHWK49;
DOSAVE NHW64 = NHW66+NHW69;
DOSAVE NHWK64 = NHWK66+NHWK69;
DOSAVE NHW65 = NHW60+NHW68;
DOSAVE NHWK65 = NHWK60+NHWK68;
DOSAVE NHW74 = NHW61+NHW75+NHW76;
DOSAVE NHWK74 = NHWK61+NHWK75+NHWK76;
DOSAVE NHW85 = NHW77+NHW78+NHW79+NHW86+
NHW87+NHW88;
DOSAVE NHWK85 = NHWK77+NHWK78+NHWK79+NHWK86+
NHWK87+NHWK88;
&*
DO SETCIF (SEKTR' L, 1);

```

```

&SET &IFARG(1) = 1 &END
&SETC &4 = &CIFARG(&IFARG(1)) &END
DOSAVE NHWMA = NHW&4-NHWK&4
&LOEKKEA:
&SET &IFARG(1) = &IFARG(1) +1 &END
&SETC &4 = &CIFARG(&IFARG(1)) &END
&IF &4 CEQ * &GOTO &SLUTTA &IFEND
+(NHW&4-NHWK&4)
&GOTO &LOEKKEA &END
&SLUTTA:
;
PERIOD 4;
DOSAVE LWMA = COMPACT(LWM, -1, 1);
DOSAVE HHWMA = LWMA/NHWMA;
DOSAVE HHWM = SPATQ(HHWMA);
DO WNM = WWM*HHWM;
DO TG13 = EXPAND(LOENN_TG13, 4, 4);
DO WM = WNM*(1-TG13)/PC;
DO WK = WWK*(1-TG13)/PC;
DO LR = L/PC;

SEARCH FIRST KVDATA87 DATA KV87;
DO NWKI = 0.313*NW11+0.078*NW12+0.032*NW13+0.453*NW15+0.215*NW25+
0.176*NW34+0.081*NW37+0.123*NW40+0.073*NW43+0.164*NW45+0.073*NW50+
0.054*NW55+0.500*NW63+0.184*NW64+0.085*NW65+0.129*NW71+0.253*NW74+
0.505*NW81+0.364*NW83+0.627*NW85+0.085*NW92S+0.544*NW93K+0.477*NW93S+
0.876*NW94K+0.625*NW94S+0.345*NW95K+0.356*NW95S;

DO NWKIK = NWKI/NW;
PERIOD 4;
SEARCH MATAUK DATA;
DO UFK1666 = SPATQ(TRYGD_UFK1666, 4);
DO UFRK2566 = UFK1666/(NBEGK+NBUK);

DO UFM1659 = SPATQ(TRYGD_UFM1659, 4);
DO UFRM2559 = UFM1659/NBM25;

DO UFM6066 = SPATQ(TRYGD_UFM6066, 4);
DO UFRM6066 = UFM6066/NBM60;

DO NBB = SPATQ(SOSIO_NBB, 4); &*NBB ER ANT BARN I BARNEHAGER/DAGHJEM
DO NBEGK = EXPAND(BEFOLK_NBEGK, 4, 4); &*NBEGK ER ANT BARN I ALDER 0-6 ÅR
SEARCH MACRO_KARBDAT W; &*I EKTESKAP PR GIFT KVINNE

```

KARBDAT\_OPpdata -

```

PERIOD 1;
SEARCH DATA KARBDAT W;
&ACCESSPA MATAUK PA AKU;
SEARCH MATAUK DATA MATAUK;
DOSAVE AKULA256=ARBDAT_AKULM25+ARBDAT_AKULM60+ARBDAT_AKULGK
+ARBDAT_AKULUK;
DOSAVE AKULNM25=EXPAND(ARBDAT_AKULM25/AKULA256, 4, 4);
DOSAVE AKULNM60=EXPAND(ARBDAT_AKULM60/AKULA256, 4, 4);
DOSAVE AKULNGK=EXPAND(ARBDAT_AKULGK/AKULA256, 4, 4);
DOSAVE AKULNUK=EXPAND(ARBDAT_AKULUK/AKULA256, 4, 4);
PERIOD 4;
DO AKUL2566=AKUL-AKUL16-AKUL20-AKUL67;
DO AKULM25=AKULNM25*AKUL2566;
DO AKULM60=AKULNM60*AKUL2566;
DO AKULGK=AKULNGK*AKUL2566;
DO AKULUK=AKULNUK*AKUL2566;
DO NAM25=NTAM25-AKULM25;
DO NAM60=NTAM60-AKULM60;

```

```

DO NAGK=NTAGK-AKULGK;
DO NAUK=NTAUK-AKULUK;
&*
DOSAVE NGKK=EXPAND (ARBDAT NGK, 4, 4);
DOSAVE NAGKA=COMPACT (NAGK, 0, 1);
DOSAVE NAGKAK=EXPAND (NAGKA, 4, 4);
DOSAVE NAGKNK=NAGK/NAGKAK;
DOSAVE NFGK=NAGKNK*NGKK;
&*
DOSAVE NUKK=EXPAND (ARBDAT NUK, 4, 4);
DOSAVE NAUKA=COMPACT (NAUK, 0, 1);
DOSAVE NAUKAK=EXPAND (NAUKA, 4, 4);
DOSAVE NAUKNK=NAUK/NAUKAK;
DOSAVE NFUK=NAUKNK*NUKK;
&*
DOSAVE N16K=EXPAND (ARBDAT N16, 4, 4);
DOSAVE NA16A=COMPACT (NA16, 0, 1);
DOSAVE NA16AK=EXPAND (NA16A, 4, 4);
DOSAVE NA16NK=NA16/NA16AK+N16KOR;
DOSAVE NF16=NA16NK*N16K;
&*
DOSAVE NM60K=EXPAND (ARBDAT NM60, 4, 4);
DOSAVE NAM60A=COMPACT (NAM60, 0, 1);
DOSAVE NAM60AK=EXPAND (NAM60A, 4, 4);
DOSAVE NAM60NK=NAM60/NAM60AK;
DOSAVE NFM60=NAM60NK*NM60K;
&*
DOSAVE N67K=EXPAND (ARBDAT N67, 4, 4);
DOSAVE NA67A=COMPACT (NA67, 0, 1);
DOSAVE NA67AK=EXPAND (NA67A, 4, 4);
DOSAVE NA67NK=NA67/NA67AK;
DOSAVE NF67=NA67NK*N67K;
&*
DOSAVE N20K=EXPAND (ARBDAT N20, 4, 4);
DOSAVE NA20A=COMPACT (NA20, 0, 1);
DOSAVE NA20AK=EXPAND (NA20A, 4, 4);
DOSAVE NA20NK=NA20/NA20AK+N20KOR;
DOSAVE NF20=NA20NK*N20K;
&*
DOSAVE NM25K=EXPAND (ARBDAT NM25, 4, 4);
DOSAVE NAM25A=COMPACT (NAM25, 0, 1);
DOSAVE NAM25AK=EXPAND (NAM25A, 4, 4);
DOSAVE NAM25NK=NAM25/NAM25AK;
DOSAVE NFM25=NAM25NK*NM25K;
&*
DOSAVE NF=NF16+NF20+NFGK+NFUK+NFM25+NFM60+NF67;
DO N16=NF16*(N/NF);
DO N20=NF20*(N/NF);
DO NM25=NFM25*(N/NF);
DO NM60=NFM60*(N/NF);
DO NGK=NFGK*(N/NF);
DO NUK=NFUK*(N/NF);
DO N67=NF67*(N/NF);
&*
DO NT16=N16+AKUL16;
DO NT20=N20+AKUL20;
DO NTM25=NM25+AKULM25;
DO NTM60=NM60+AKULM60;
DO NTGK=NGK+AKULGK;
DO NTUK=NUK+AKULUK;
DO NT67=N67+AKUL67;

```

```
DO NB16 = EXPAND(BEFOLK_NB16,4,4);
DO NB20 = EXPAND(BEFOLK_NB20,4,4);
DO NBM25 = EXPAND(BEFOLK_NBM25,4,4);
DO NBM60 = EXPAND(BEFOLK_NBM60,4,4);
DO NBGK = EXPAND(BEFOLK_NBGK,4,4);
DO NBUK = EXPAND(BEFOLK_NBUK,4,4);
DO NB67 = EXPAND(BEFOLK_NB67,4,4);
```

```
DO YP16 = NT16/NB16;
DO YP20 = NT20/NB20;
DO YPM25 = NTM25/NBM25;
DO YPM60 = NTM60/NBM60;
DO YPGK = NTGK/NBGK;
DO YPUK = NTUK/NBUK;
DO YP67 = NT67/NB67;
```

MODEL: HBZ\_YPMOD

SYMBOL DECLARATIONS

ENDOGENOUS:

```
NT NTGK NTM25 NTM60 NTUK NT16 NT20 NT67 NWKIK YPGK YPM25 YPM60
YPUK YP16 YP20 YP67
```

EXOGENOUS:

```
AGK DKV1 DKV2 DKV3 DKV4 NBEGK NBGK NBM25 NBM60 NBUK NBU16 NBU20
NB16 NB20 NB67 NTR NW NWKI PC TD TG13 UFRK2566 UFRM2559 UFRM6066
UR VEN TE WNM WWK WWM YPRGK YPRM25 YPRM60 YPRUK YPR16 YPR20 YPR67
```

COEFFICIENT:

```
YP.AGK YP.D1GK YP.D1M25 YP.D1M60 YP.D1UK YP.D116 YP.D120 YP.D167
YP.D2GK YP.D2M25 YP.D2M60 YP.D2UK YP.D216 YP.D220 YP.D267 YP.D3GK
YP.D3M25 YP.D3M60 YP.D3UK YP.D316 YP.D320 YP.D367 YP.KIGK YP.KIUK
YP.KI16 YP.KI20 YP.KI200 YP.NBEGK YP.NU16 YP.NU201 YP.NU202 YP.TDM60
YP.TD67 YP.UFM25 YP.UFM60 YP.UFOUK YP.URGK YP.URM25 YP.UR16 YP.UR67
YP.VENTE YP.WNGK2 YP.WNGK3 YP.WWGK2 YP.WWM25 YP.WW16 YP.WW160 YP.WW2UK
YP.YPGK YP.YP16 YP.YP20 YP.YP67 YP.OGK YP.OM25 YP.OM60 YP.OP67 YP.OUK
YP.016 YP.020
```

EQUATIONS

- 1: NWKIK = NWKI/NW
- 2: DEL(1 : LOG(YP16/(1-YP16))) = YP.016+YP.YP16\*LOG(YP16(-1)/(1-YP16(-1)))+YP.WW16\*LOG(WWK(-1)\*(1-TG13(-1))/PC(-1))+YP.WW160\*DEL(1 : LOG(WWK\*(1-TG13)/PC))+YP.UR16\*LOG(UR(-2))+YP.NU16\*LOG(NBU16(-3)/NB16(-3))+YP.KI16\*LOG(NWKIK(-2))+YP.D116\*(DKV1-DKV4)+YP.D216\*(DKV2-DKV4)+YP.D316\*(DKV3-DKV4)+YPR16
- 3: DEL(1 : LOG((0.1+YP20)/(0.9-YP20))) = YP.020+YP.YP20\*LOG((0.1+YP20(-1))/(0.9-YP20(-1)))+YP.KI20\*LOG(NWKIK(-1))+YP.KI200\*DEL(1 : LOG(NWKIK))+YP.NU201\*DEL(1 : LOG(NBU20(-1)/NB20(-1)))+YP.NU202\*DEL(1 : LOG(NBU20(-2)/NB20(-2)))+YP.D120\*(DKV1-DKV4)+YP.D220\*(DKV2-DKV4)+YP.D320\*(DKV3-DKV4)+YPR20
- 4: LOG((0.03+YPM25)/(0.97-YPM25)) = YP.0M25+YP.WWM25\*LOG(WWM(-1)\*(1-TG13(-1))/PC(-1))+YP.URM25\*LOG(UR(-4))+YP.UFM25\*LOG(UFRM2559)+YP.D1M25\*(DKV1-DKV4)+YP.D2M25\*(DKV2-DKV4)+YP.D3M25\*(DKV3-DKV4)+YPRM25



- 5:  $\text{LOG}((0.2+YPM60)/(0.8-YPM60)) = YP.0M60+YP.UFM60*\text{LOG}(UFRM6066) + YP.TDM60*\text{LOG}(TD(-3)/(WNM(-3)*(1-TG13(-3))))+YP.D1M60*(DKV1-DKV4) + YP.D2M60*(DKV2-DKV4)+YP.D3M60*(DKV3-DKV4)+YPRM60$
- 6:  $\text{DEL}(1 : \text{LOG}((0.1+YPGK)/(0.9-YPGK))) = YP.0GK+YP.YPGK*\text{LOG}((0.1+YPGK(-1))/(0.9-YPGK(-1)))+YP.WWGK2*\text{DEL}(1 : \text{LOG}(WWK(-2)*(1-TG13(-2)))/PC(-2)))+YP.WNGK2*\text{DEL}(1 : \text{LOG}(WNM(-2)*((1-TG13(-2))/PC(-2))))+YP.WNGK3*\text{DEL}(1 : \text{LOG}(WNM(-3)*((1-TG13(-3))/PC(-3))))+YP.KIGK*\text{LOG}(NWKIK(-1))+YP.AGK*\text{LOG}(AGK(-1))+YP.NBEGK*\text{LOG}(NBEGK(-1))+YP.URGK*\text{LOG}(UR(-4))+YP.D1GK*(DKV1-DKV4)+YP.D2GK*(DKV2-DKV4)+YP.D3GK*(DKV3-DKV4)+YPRGK$
- 7:  $\text{LOG}((0.1+YPUK)/(0.9-YPUK)) = YP.0UK+YP.WW2UK*\text{LOG}(WWK(-2)*(1-TG13(-2))/PC(-2))+YP.KIUK*\text{LOG}(NWKIK)+YP.KIUK*\text{LOG}(NWKIK(-1))+YP.UF0UK*\text{LOG}(UFRK2566)+YP.D1UK*(DKV1-DKV4)+YP.D2UK*(DKV2-DKV4)+YP.D3UK*(DKV3-DKV4)+YPRUK$
- 8:  $\text{DEL}(1 : \text{LOG}((0.3+YP67)/(0.7-YP67))) = YP.0P67+YP.YP67*\text{LOG}((0.3+YP67(-1))/(0.7-YP67(-1)))+YP.UR67*\text{LOG}(UR(-2))+YP.TD67*\text{LOG}(TD(-4)/(WNM(-4)*(1-TG13(-4))))+YP.VENTE*VENTE+YP.D167*(DKV1-DKV4)+YP.D267*(DKV2-DKV4)+YP.D367*(DKV3-DKV4)+YPR67$
- 9:  $NT16 = YP16*NB16$
- 10:  $NT20 = YP20*NB20$
- 11:  $NTM25 = YPM25*NBM25$
- 12:  $NTM60 = YPM60*NBM60$
- 13:  $NTGK = YPGK*NBGK$
- 14:  $NTUK = YPUK*NBUK$
- 15:  $NT67 = YP67*NB67$
- 16:  $NT = NT16+NT20+NTM25+NTM60+NTGK+NTUK+NT67+NTR$

## SUFFIXES

ENDOGENOUS: 'N

COEFFICIENT: 'C

# Referanser

- Andreassen, Leif, T. Andreassen, D. Fredriksen, G. Spurkeland og Y. Vogt (1993):** *Framskrivning av arbeidsstyrke og utdanning. Mikrosimuleringsmodellen MOSART*. Rapport 93/6. Statistisk sentralbyrå.
- Bleivik, K.G. (1991):** "An Interactive program to Test Econometric Equations/Models". Upublisert notat. Norges Bank.
- Becker, G.S. (1965):** "Theory of the Allocation of Time". *The Economic Journal*, Vol 75, 493-517.
- Berg, S.A. (1976):** "Nyere emner fra konsumentteorien". Abonnementsserien for studenter, nr.1-1976. Sosialøkonomisk institutt, Universitetet i Oslo.
- Bowitz, Einar (1992):** *Offentlige stønader til husholdninger. En økonometrisk undersøkelse og modellanalyse*. SØS nr. 80, 1992, Statistisk sentralbyrå.
- Davies, Richard B. , P. Elias og R. Penn (1992):** "The Relationship between a Husband's unemployment and His Wife's Participation in the Labour Force". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54 No 2.
- Engle, R.F. (1982):** "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, Vol. 50, 987-1007.
- Engle, R.F. og C.W.J. Granger (1987):** "Cointegration and Error-Correction. Representation, Estimation and testing". *Econometrica*, Vol. 55, 251-276.
- Engle, R.F., D.F. Hendry og J.F. Richard (1983):** "Exogeneity", *Econometrica*, Vol. 51, No. 2, 277-304.
- Fredriksen, D. og N.M. Stølen (1992):** "Arbeidsmarkedet i Norge gjennom 1970- og 1980-tallet". Artikkel i H. Bakke (red.): *Arbeidsledighet, hvordan redusere den?* Universitetsforlaget, Oslo.
- Fridstrøm, Lasse (1981):** *Framskrivning av arbeidsstyrken 1979-2000*. Samfunnsøkonomiske studier, nr. 48. Statistisk sentralbyrå.
- Harildstad, A. (1989):** "Timeverks- og sysselsettingstall". *Økonomiske analyser*, nr.7-1989. Statistisk sentralbyrå.
- Hendry, D.F., A.R. Pagan og J.D. Sargan (1984):** "Dynamic Specification". Kapittel 18 i Z. Griliches og M.D. Intriligator (red.): *Handbook of Econometrics*, Vol. 2, Amsterdam: North-Holland.
- Juhn, Chinhui (1992):** "Decline of Male Labour Market Participation: the Role of Declining Market Opportunities". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. CVII, Issue 1, MIT Press.
- Killingsworth, M.R. (1983):** *Labor supply*. Cambridge University Press.
- Kiviet, J.F. (1986):** "On the Rigour of Some Misspecification Tests for Modelling Dynamic Relationships". *Review of Economic Studies*.

- Langørgen, Audun (1992):** *Lønnsdannelse i Norge*. Rapporter 93/5, Statistisk sentralbyrå.
- Lindquist, K-G, L. Sannes, N.M. Stølen (1990):** *Arbeidstilbudet i MODAG*. Rapporter 90/4, Statistisk sentralbyrå.
- Lindquist, K-G og L. Sannes (1989):** "Befolkningsdata og arbeidsmarkedsdata etter kjønn, alder og ekteskapeleg status". Interne notater 89/32. Statistisk sentralbyrå.
- Lindquist, K-G og N.M. Stølen (1987):** "Årsaker til veksten i yrkesdeltakingen blant gifte kvinner, 1970-1985". *Økonomiske analyser, nr.10-1987*. Statistisk sentralbyrå.
- Ljones, Olav (1985):** *Utviklingen av arbeidsmarkedsmodeller i Statistisk sentralbyrå*. Rapporter 85/16, Statistisk sentralbyrå.
- Ljones, Olav og K. Sørli (1985):** "Arbeidskraftstilgang og befolkningsutvikling - en presentasjon av beregningsmodellen MATAUK". *Økonomiske Analyser 3/85*, Statistisk sentralbyrå.
- Ljones, Olav (1979):** *Kvinnens yrkesdeltaking i Norge*. Samfunnsøkonomiske studier nr. 39, Statistisk sentralbyrå.
- Lund, Diderik (1989):** "Investeringskalkyler". Serien for studenter nr. 6 1989, Sosialøkonomisk institutt, Universitetet i Oslo.
- Maddala, G.S. (1989):** *Introduction to Econometrics*, New York: MacMillan Publishing Company.
- Malinvaud, Edmond (1984):** *Mass Unemployment*. 1-34. Oxford: Basil Blackwell.
- Naug, Bjørn E.(1990):**"Importvolum og importpriser". Arbeidsnotat 90/8. Norges Bank.
- NOU 1992:26:** *En nasjonal strategi for økt sysselsetting i 1990-årene*. Norges Offentlige Utredninger 1992:26, Finansdepartementet, Oslo.
- Pagan, A.R. (1987):** "Three Econometric Methodologies: A critical Appraisal". *Journal of Economic Surveys, Vol.1, No.1*. 3-24.
- Rødseth, Asbjørn (1985):** *Innføring i konsumentteori*. Universitetsforlaget.
- Statistisk sentralbyrå (1991):** *Skatter og overføringer til private*. Rapporter 91/14. Statistisk sentralbyrå.
- Stewart, M.B. og K.F. Wallis (1981):** *Introductory Econometrics. 2. utgave*. Oxford: Basil Blackwell.

**Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå  
etter 1. januar 1993 (RAPP)**

*Issued in the series Reports from Statistics Norway*

*since 1 January 1993 (REP)*

ISSN 0332-8422

- |           |  |           |   |
|-----------|--|-----------|---|
| Nr. 92/26 | Nils Øyvind Mæhle: Kryssløpsdata og kryssløpsanalyse 1970-1990. 1993-230s. 140 kr<br>ISBN 82-537-3783-1  | Nr. 93/12 | Resultatkontroll jordbruk 1992. 1993-79s. 90 kr ISBN 82-537-3835-8  |
| - 92/29   | Charlotte Koren og Tom Kornstad: Typehusholdsmodellen ODIN. 1993-34s. 75 kr ISBN 82-537-3797-1   | - 93/13   | Odd Frank Vaage: Mediebruk 1992. 1993-38s. 75 kr ISBN 82-537-3854-4   |
| - 93/1    | Naturressurser og miljø 1992. 1993-144s. 115 kr<br>ISBN 82-537-3844-7  | - 93/14   | Kyrre Aamdal: Kommunal ressursbruk og tjenesteyting Makromodellen MAKKO. 1993-94s. 100 kr<br>ISBN 82-537-3857-9   |
| - 93/1A   | Natural Resources and the Environment 1992. 1993-154s. 115 kr<br>ISBN 82-537-3855-2  | - 93/15   | Olav Bjerkholt, Torgeir Johnsen og Knut Thonstad: Muligheter for en bærekraftig utvikling Analyser på World Model. 1993-64s. 90 kr<br>ISBN 82-537-3861-7  |
| - 93/2    | Anne Brendemoen: Faktoretterspørsmål i transportproduserende sektor. 1993-49s. 75 kr ISBN 82-537-3814-5  | - 93/16   | Tom Langer Andersen, Ole Tom Djupskås og Tor Arnt Johnsen: Kraftkontrakter til alminnelig forsyning i 1992 Priser, kvantum og leveringsbetingelser. 1993-42s. 75 kr<br>ISBN 82-537-3864-1   |
| - 93/3    | Jon Holmøy: Pleie- og omsorgstjenesten i kommunene 1989. 1993-136s. 100 kr<br>ISBN 82-537-3811-0   | - 93/17   | Steinar Strøm, Tom Wennemo og Rolf Aaberge: Inntektsulikhet i Norge 1973-1990. 1993-99s. 100 kr<br>ISBN 82-537-3867-6   |
| - 93/4    | Magnar Lillegård: Folke- og bolig telling 1990 Dokumentasjon av de statistiske metodene. 1993-48s. 90 kr ISBN 82-537-3818-8  | - 93/18   | Kjersti Gro Lindquist: Empirical Modelling of Exports of Manufactures: Norway 1962-1987. 1993-124s. 100 kr<br>ISBN 82-537-3869-2  |
| - 93/5    | Audun Langørger: En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge. 1993-48s. 100 kr ISBN 82-537-3819-6  | - 93/19   | Knut Røed : Den selvforsterkende arbeidsledigheten Om hystereseeffekter i arbeidsmarkedet. 1993-95s. 90 kr<br>ISBN 82-537-3870-6  |
| - 93/6    | Leif Andreassen, Truls Andreassen, Dennis Fredriksen, Gina Spurkland og Yngve Vogt: Framskrivning av arbeidsstyrke og utdanning Mikrosimuleringsmodellen MOSART. 1993-100s. 100 kr<br>ISBN 82-537-3821-8 | - 93/20   | Stochastic Simulation of KVARTS91. 1993-70s. 95 kr ISBN 82-537-3952-4   |
| - 93/7    | Dennis Fredriksen og Gina Spurkland: Framskrivning av alders- og uføretrygd ved hjelp av mikrosimuleringsmodellen MOSART. 1993-58s. 90 kr<br>ISBN 82-537-3945-1  | - 93/21   | Sarita Bartlett: The Evolution of Norwegian Energy Use from 1950 to 1991. 1993-142s. 100 kr<br>ISBN 82-537-3890-0   |
| - 93/8    | Odd Frank Vaage: Feriereiser 1991/92. 1993-44s. 75 kr ISBN 82-537-3831-5   | - 93/22   | Klaus Mohn: Industrisyssetting og produksjonsteknologi i norske regioner. 1993-59s. 90 kr ISBN 82-537-3910-9  |
| - 93/9    | Erling Holmøy, Bodil M. Larsen og Haakon Wennemo: Historiske brukerpriser på realkapital. 1993-63s. 90 kr ISBN 82-537-3832-3   | - 93/23   | Torbjørn Eika: Norsk økonomi 1988-1991: Hvorfor steg arbeidsledigheten så mye? 1993-38s. 75 kr<br>ISBN 82-537-3912-5  |
| - 93/10   | Runa Nesbakken og Steinar Strøm: Energiforbruk til oppvarmingsformål i husholdningene. 1993-41s. 75 kr<br>ISBN 82-537-3836-6   | - 93/24   | Kristin Rypdal: Anthropogenic Emissions of the Greenhouse Gases CO <sub>2</sub> , CH <sub>4</sub> and N <sub>2</sub> O in Norway<br>A Documentation of Methods of Estimation, Activity Data and Emission Factors. 1993-65s. 90 kr<br>ISBN 82-537-3917-6 |
| - 93/11   | Bodil M. Larsen: Vekst og produktivitet i Norge 1971-1990. 1993-44s. 75 kr ISBN 82-537-3837-4  |           |   |

- |   |  |
|---|--|
| <p>Nr. 93/25 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1975-1993. 1993-75s. 90 kr<br/>ISBN 82-537-3922-2</p> <p>- 93/26 Thor Olav Thoresen: Fordelingsvirkninger av overføringene til barnefamilier Beregninger ved skattemodellen LOTTE. 1993-42s. 75 kr ISBN 82-537-3923-0</p> <p>- 93/27 Odd Vaage: Holdninger til norsk utviklingshjelp 1993. 1993-41s. 75 kr<br/>ISBN 82-537-3931-1</p> <p>- 93/28 Kjetil Sørli: Bofasthet, flytting og utdanningsnivå i kommunene Åtte årskull fulgt gjennom aldersfasen 15-35 år Del 1: Østlandet. 1993-174s. 115 kr ISBN 82-537-3935-4</p> <p>- 93/29 Kjetil Sørli: Bofasthet, flytting og utdanningsnivå i kommunene Åtte årskull fulgt gjennom aldersfasen 15-35 år Del 2: Sørlandet og Vestlandet. 1993-179s. 115 kr<br/>ISBN 82-537-3936-2</p> <p>- 93/30 Kjetil Sørli: Bofasthet, flytting og utdanningsnivå i kommunene Åtte årskull fulgt gjennom aldersfasen 15-35 år Del 3: Trøndelag og Nord-Norge. 1993-165s. 115 kr<br/>ISBN 82-537-3937-0</p> | <p>Nr. 93/31 Erling Holmøy, Torbjørn Hægeland, Øystein Olsen og Birger Strøm: Effektive satser for næringsstøtte. 1993-178s. 115 kr<br/>ISBN 82-537-3947-8</p> <p>- 94/1 Torstein Bye, Ådne Cappelen, Torbjørn Eika, Eystein Gjelsvik og Øystein Olsen: Noen konsekvenser av petroleumsvirksomheten for norsk økonomi. Under utgivelse</p> <p>- 94/2 Wenche Drzwi, Lisbeth Lerskau, Øystein Olsen og Nils Martin Stølen: Tilbud og etterspørsel etter ulike typer arbeidskraft. 1994-56s. 95 kr<br/>ISBN 82-537-3950-8</p> <p>- 94/3 Hilde-Marie Branæs Zakariassen: Tilbud av arbeidskraft i Norge En empirisk analyse på kvartalsdata for perioden 1972 til 1990. Under utgivelse</p> <p>- 94/4 Resultatkontroll jordbruk 1993 Tiltak mot avrenning og næringsfall og jorderosjon. Under utgivelse</p> |
|---|--|