

ARBEIDSTILBUDET I MODAG

EN ANALYSE AV UTVIKLINGEN I YRKEDELTAINGEN
FOR ULIKE SOSIODEMOGRAFISKE GRUPPER

AV
KJERSTI-GRO LINDQUIST, LIV SANNES OG NILS MARTIN STØLEN

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 90/4

ARBEIDSTILBUDET I MODAG

EN ANALYSE AV UTVIKLINGEN I YRKEDELTAINGEN FOR
ULIKE SOSIODEMOGRAFISKE GRUPPER

AV

KJERSTI-GRO LINDQUIST, LIV SANNES OG NILS MARTIN STØLEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO-KONGSVINGER 1990

ISBN 82-537-2911-1
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE
32 Arbeidskraft

ANDRE EMNEORD
Analyse
Arbeidsmarked
Framskrivning
Makromodeller
Yrkesdeltaking

FORORD

Siden 1986 har det ved Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå pågått et større analyseprosjekt om tilbud av arbeid. Formålet med prosjektet har vært å få en større forståelse av hvilke faktorer som påvirker arbeidstilbudet, blant annet for å kunne analysere virkningene av ulike former for økonomisk politikk på en bedre måte.

Denne rapporten presenterer resultatene fra en analyse av utviklingen i yrkesdeltakingen for ulike befolkningsgrupper på årsdata. Et siktemål med dette arbeidet har vært å innarbeide relasjoner for arbeidstilbudet i den makroøkonomiske modellen MODAG. Dette har bidratt til å styrke modellen som analyseverktøy ettersom den nå eksplisitt tar hensyn til de sammenhengene som gjør seg gjeldende mellom tilbudssiden i arbeidsmarkedet og andre sentrale størrelser i norsk økonomi som lønn, skatt, etterspørsel etter arbeidskraft og befolkningsutviklingen.

Rapporten er utarbeidet i fellesskap av Kjersti-Gro Lindquist, Liv Sannes og Nils Martin Stølen. Kjersti-Gro Lindquist har hatt ansvaret for datatilretteleggingen og analysen av utviklingen i yrkesdeltakingen for gifte kvinner. Hun har også utført de oppdaterte estimeringene for alle befolkningsgruppene og har vært med på å innarbeide arbeidstilbudsrelasjonene i MODAG. Liv Sannes har tilrettelagt dataene og utført hovedtyngden av analysene for befolkningsgruppene utenom gifte kvinner. Nils Martin Stølen har fungert som faglig ansvarlig for rapporten. Han har også hatt hovedansvaret med å knytte arbeidstilbudsrelasjonene sammen med de øvrige relasjonene i MODAG og har dessuten stått for gjennomføringen av makroanalysene. Gjennomgangen av teorien bygger i stor grad på felles arbeidsinnsats.

Statistisk sentralbyrå, Oslo 16.februar 1990

Arne Øien

INNHOLDSFORTEGNELSE

	Side
1. INNLEDNING	8
2. TEORIBAKGRUNN	11
2.1. Faktorer bak arbeidstilbudet	11
2.2. En enkel modell for et individs arbeidstilbud	12
2.3. Skattesystemets betydning	17
2.4. Rasjonering i arbeidsmarkedet	19
2.5. Dynamiske arbeidstilbudsmodeller	20
2.6. Arbeidstilbud og tidsbruk	21
3. MODELLUTFORMING OG ØKONOMETRISK SPESIFIKASJON	23
3.1. Modellutforming	23
3.2. Arbeidstilbud i makro	24
3.3. Spesielle økonometriske problemer	26
4. DATAGRUNNLAG FOR UTVIKLINGEN I YRKESDELTAINGEN	30
5. FAKTORER BAK UTVIKLINGEN I YRKESDELTAINGEN	36
5.1. Innledning	36
5.2. Ungdom 16-19 år	37
5.2.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer	37
5.2.2. Estimeringsresultater ungdom 16-19 år i alt	42
5.2.3. Estimering ved oppsplitting av ungdomsgruppen 16-19 år etter elevstatus	45
5.2.4. Historisk føyning	55
5.3. Ungdom 20-24 år	58
5.3.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer	58
5.3.2. Estimeringsresultater ungdom 20-24 år i alt	61
5.3.3. Oppsplitting av ungdomsgruppen 20-24 år etter elevstatus	64
5.3.4. Historisk føyning	73
5.4. Gifte kvinner 25-66 år	75
5.4.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer	75
5.4.2. Estimeringsresultater gifte kvinner 25-66 år	87
5.4.3. Historisk føyning	97

	Side
5.5. Ikke gifte kvinner 25-66 år	100
5.5.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer	100
5.5.2. Estimeringsresultater ikke gifte kvinner 25-66 år .	102
5.5.3. Historisk føyning	104
5.6. Menn 25-59 år	107
5.6.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer	107
5.6.2. Estimeringsresultater menn 25-59 år	108
5.6.3. Historisk føyning	110
5.7. Menn 60-66 år	112
5.7.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer	112
5.7.2. Estimeringsresultater menn 60-66 år	115
5.7.3. Historisk føyning	117
5.8. Pensjonister 67-74 år	119
5.8.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer	119
5.8.2. Estimeringsresultater pensjonister 67-74 år	120
5.8.3. Historisk føyning	122
 6. OPPSUMMERING AV ANALYSEN AV ARBEIDSTILBUDET	 125
6.1. De viktigste forklaringsfaktorene	125
6.2. En sammenlikning med resultatene fra andre prosjekter	127
6.3. Innarbeiding av relasjoner for arbeidstilbud i MODAG	131
6.4. Historisk simulering av total arbeidsstyrke	132
 7. FUNKSJONSMÅTEN TIL ARBEIDSMARKEDSBLOKKA I MODAG	 135
7.1. Kort presentasjon av MODAG	135
7.2. Nærmere om arbeidsmarkedsblokka	137
7.3. Virkninger på arbeidsmarkedet av økt offentlig syssel- setting og skattelette	141
7.4. Simulering og sammenlikning med resultater fra framskriv- ingsmodellen MATAUK	151
 VEDLEGG 1. Kort dokumentasjon av konstruksjon og oppdatering av variablene til arbeidstilbudsblokka i MODAG W	 157

	Side
VEDLEGG 2. Teknisk dokumentasjon av arbeidstilbudsblokka i MODAG W	164
2.1. Sammenknytningsrelasjoner	164
2.2. Relasjoner for yrkesdeltaking	165
2.3. Relasjoner for arbeidsstyrken	167
2.4. Eksogene variable	168
2.5. Prognoser for eksogene variable	169
2.6. Parametre	172
 REFERANSER	 173
 Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå etter 1. januar 1989 (RAPP)	 177

1. INNLEDNING*

Ved Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå har det i flere år pågått et omfattende analyseprosjekt av arbeidsmarkedet med vekt på tilbudssiden. Hovedformålet med prosjektet har vært å få en bedre forståelse av hvilke faktorer som påvirker arbeidstilbudet og hvordan ulike former for økonomisk politikk virker inn på dette.

Denne rapporten presenterer resultatene fra en analyse av utviklingen i yrkesdeltakingen for ulike befolkningsgrupper på årsdata og utgjør en del av det større prosjektet. Et siktemål med dette arbeidet har vært å innarbeide relasjoner for arbeidstilbudet i makromodellen MODAG, som er en årsmodell for norsk økonomi benyttet til analyser på mellomlang sikt.

En tidligere versjon av MODAG, MODAG A (se Cappelen og Longva (1987)), inneholdt ingen relasjoner for arbeidstilbudet. I en senere versjon ble det modellert en enkel aggregert arbeidstilbudsrelasjon, der potensielt arbeidstilbud i antall personer ble eksogent gitt, mens faktisk arbeidstilbud ble bestemt av potensielt tilbud og arbeidsledighetsraten året før. Hensikten med ledighetsraten var å ivareta såkalte "discouraged worker" effekter.

Det har imidlertid vært ønskelig å styrke modellgrunnlaget på dette området for bl.a. å kunne analysere på en mer tilfredsstillende måte hvordan den økonomiske politikken påvirker arbeidstilbudet. En bedre representasjon av arbeidsmarkedet har også styrket MODAG som analyseverktøy generelt, siden virkninger på modellens endogene variable ved skiftanalyser er blitt mer konsistente. Modellen tar nå eksplisitt hensyn til reperkusjoner mellom tilbudssiden i arbeidsmarkedet og andre sentrale størrelser i norsk økonomi som lønn, skatt, trygd, etterspørsel etter arbeidskraft og befolkningsutviklingen.

En styrking av arbeidstilbudssiden har i første rekke vært av betydning for lønnsdannelsen i MODAG. Lønnsveksten bestemmes ved sektorspesifikke lønnsrelasjoner, som for de konkurranseutsatte sektorene kombinerer en hovedkursteori for lønnsdannelsen med en enkel Phillipskurve. Samspillet mellom tilbud og etterspørsel etter arbeidskraft i personer bestemmer bidraget til lønnsveksten fra Phillipskurveleddet. Jo større press på ar-

* En takk rettes til Ådne Cappelen, Steinar Strøm og ikke minst John Dagsvik som har gitt mange verdifulle kommentarer til tidligere utkast av denne rapporten.

beidsmarkedet, det vil i modellen si jo mindre arbeidsledighet, jo sterkere lønnsvekst. Arbeidsledigheten påvirker også lønnsutviklingen i de skjermede produksjonssektorene, både direkte og indirekte via smitteeffekter.

På det tidspunktet tidsserieanalysene startet opp var det allerede gjennomført omfattende analyser av arbeidstilbudet etter sosiodemografiske grupper på tverrsnittsdata i regi av GATO-prosjektet (Gruppen for arbeidstilbud i Oslo, se Dagsvik m.fl. (1986) og Dagsvik og Strøm (1988)). Mens styrken i tverrsnittsanalysen ligger i at en får tatt hensyn til detaljerte budsjettsammenhenger for husholdningene, gir tidsserieanalyser bedre muligheter til å forklare utviklingen over tid. Det har derfor vært av interesse å konfrontere resultatene basert på henholdsvis tidsseriedata og tverrsnittsdata med hverandre, og eventuelt å forsøke å utnytte tverrsnittsresultatene ved estimering på tidsseriedata.

Arbeidstilbudet målt i timeverk avhenger både av hvor mange personer som tilbyr arbeid og av hvor mange timer den enkelte ønsker å arbeide. Denne rapporten er avgrenset til analyser av utviklingen i yrkesdeltakingen, dvs. antall personer som tilbyr arbeid. Avgrensningen skyldes langt større problemer med å skaffe pålitelige tidsseriedata for arbeidstilbudet målt i timeverk enn tidsseriedata for yrkesdeltakingen for de ulike befolkningsgruppene. Dersom tilbudt arbeidstid blant ledige personer er om lag den samme som blant dem som er i arbeid, har denne avgrensningen også liten betydning for lønnsvekstrelasjonene i MODAG. I en videreutvikling av modellen kan det imidlertid være ønskelig å forsøke å finne de faktorer som påvirker utviklingen i de ulike gruppers gjennomsnittlige arbeidstid.

De enkelte individer vil i sin tilpasning bestemme arbeidstiden slik at velferden blir størst mulig gitt de skranker individene står overfor. Valg mellom yrkesdeltaking eller ikke og valg av arbeidstid må derfor sees på som en simultan beslutningsprosess. I flere tidligere analyser av tilbud av arbeid, blant annet gjengitt i en oversikt av Killingsworth (1983), har en likevel funnet det mulig å forsvare en separat analyse av hhv. utviklingen i yrkesdeltaking og tilbudte timeverk. I andre arbeider, blant annet tverrsnittsanalysene dokumentert i Dagsvik og Strøm (1988), er beslutningen om yrkesdeltaking og arbeidstid derimot analysert simultant.

Både GATO-prosjektet og tidligere analyser av utviklingen i arbeidsstyrken i Norge (se Sørli (1985)) viser at yrkesdeltakingen varierer forholdsvis mye etter kjennetegn som kjønn, alder og ekteskapeleg status. Det har derfor vært en målsetting å modellere separate arbeidstilbudsrelasjoner for de sosiodemografiske gruppene som en ut fra tverrsnittsanalysene

må anta har ulik struktur i arbeidsmarkedstilpasningen. Tilgangen på data har imidlertid satt begrensninger på hvor disaggregert makrostudiene er gjennomført, og rapporten dokumenterer modellering og estimering av relasjoner for yrkesdeltakingen for følgende sosiodemografiske grupper:

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

der gruppen ungdom 16-19 år i tillegg er splittet i to undergrupper avhengig av om de er under utdanning eller ikke.

Yrkesprosenten for en gruppe er definert som den prosentandelen av gruppens befolkning som tilbyr arbeid, og er formelt gitt ved (1.1).

$$(1.1) \quad YP_j = 100 * NT_j / NB_j$$

der YP_j : Yrkesprosenten for gruppe j
 NT_j : Arbeidstilbudet i antall personer for gruppe j
 NB_j : Befolkningens mengde i antall personer for gruppe j

Prosjektets målsetting har vært å forklare utviklingen i disse yrkesprosentene og å implementere relasjonene i en arbeidsmarkedsblokk i MODAG.

Ved å utnytte framskrivinger av befolkningen etter kjønn, alder og ekteskapeleg status vil det også være mulig å utnytte MODAG til å predikere framtidig arbeidstilbud. Slike framskrivinger er tidligere utført ved hjelp av modellen MATAUK utviklet ved Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå (se Sørli (1985)). Modellen er basert på en detaljert inndeling av befolkningen i ulike persongrupper, og ut fra forutsetninger om veksten i yrkesprosenter og gjennomsnittlig arbeidstid pr. uke gir framskrivningene tall for både tilgangen på antall personer i arbeidsstyrken og antall tilbudte timeverk. Styrken ved MATAUK-beregningene ligger nettopp i den detaljerte oppdelingen i persongrupper. På grunn av store forskjeller i yrkesdeltakingen mellom de ulike gruppene kan vridninger i befolkningssammensetningen ha relativt stor betydning for utviklingen i yrkesprosenten for mer aggregerte grupper. Prediksjoner ved hjelp av MODAG vil på den annen

side ta eksplisitt hensyn til sammenhenger mellom endringer i økonomiske forhold og yrkesdeltakingen.

I kapittel 2 og 3 redegjøres det for henholdsvis teoribakgrunn og modellutforming i tillegg til en gjennomgang av de viktigste økonomiske problemene en sto overfor ved estimeringene. Kapittel 4 inneholder dokumentasjon av datagrunnlaget, mens kapittel 5 gjennomgår det empiriske arbeidet knyttet til de ulike gruppene som det er estimert arbeidstilbudsrelasjoner for. Kapittel 6 gir en oppsummering av analysene av arbeidstilbudet, mens kapittel 7 redegjør for hvordan arbeidsmarkedsblokka fungerer i MODAG etter at arbeidstilbudsrelasjonene for de ulike sosiodemografiske gruppene er innarbeidet.

2. TEORIBAKGRUNN

2.1. Faktorer bak arbeidstilbudet

I de siste 20 årene er det blitt skrevet svært mye om tilbud av arbeid i den økonomiske litteraturen. Arbeidene har vært både av teoretisk og empirisk art, og i Killingsworth (1983) blir det gitt en oversikt og vurdering av hva som er gjort fram til da.

Den neoklassiske teorien for en konsuments tilpasning med nyttemaksimering under en budsjett- og en tidsbetingelse har dannet grunnlaget for de fleste av arbeidene. Denne forholdsvis enkle teorien er siden blitt utbygget og modifisert for å få bedre tak på enkelte aspekter ved arbeidstilbudet uten at selve fundamentet er endret. De fleste av modifikasjonene innebærer derfor ikke noe grunnleggende nytt, men bidrar til å framstille enkelte poenger på en klarere måte samtidig som metodene for å utføre empiriske analyser er blitt bedre og mer raffinerte.

Oppmerksomheten i dette kapitlet vil på grunnlag av dette i hovedsak bli viet til den enkle teorien som innebærer at arbeidstilbudet er påvirket av reallønn og arbeidsfri realinntekt. Disse forklaringsfaktorene behøver ikke nødvendigvis å være de som gir den største forklaringskraften ved empiriske analyser, og i teorikapitlet vil det også bli gitt en kortfattet begrunnelse for at andre faktorer kan spille en betydelig rolle. Av slike faktorer vil vi spesielt trekke fram fysiske og juridiske skranker i arbeidsmarkedet og andre markeder som kan påvirke et individs tilpasning.

På grunn av ufullkommen mobilitet og informasjon kan det være mis-tilpasning mellom tilbud og etterspørsel etter ulike typer arbeidskraft.

Endringer i etterspørselen innenfor et delmarked kan derfor påvirke arbeidstilbudet og gi direkte utslag i arbeidsstyrken. Av andre faktorer som setter skranker på tilpasningen kan vi nevne kapasiteten i utdannings-systemet og tilgangen på barnehageplasser. Under en analyse av tilpasningen av arbeidstid ville det også ha vært relevant å trekke inn beskrankninger gitt ved lover og tariffavtaler. Personskattesystemet er ofte komplisert og innebærer at budsjettbetingelsen ikke nødvendigvis får en enkel form.

Planleggingshorisonten og tidsdimensjonen en legger til grunn kan også ha betydning for hvordan en går fram for å analysere tilbud av arbeid. På lang sikt er det rimelig å anta færre og mindre rigide skranker for den enkelte aktør enn på kort sikt. Ved beslutninger om arbeidmarkedstilpasning kan en tenke seg at jobb, inntekt, barnetall og eventuelt utdanning over hele livsløpet blir vurdert, siden valg på et gitt tidspunkt kan få betydning for hele livet dersom det er en viss grad av irreversibilitet knyttet til beslutningene. Ved slike livsløpsvurderinger vil imidlertid usikkerheten være stor for aktørene både med hensyn til framtidige rammebetingelser og til framtidige konsekvenser av dagens valg og handlinger. Som en følge av at MODAG er en årsmodell har vi lagt en mellomlangsiktig planleggingshorisont til grunn. Resultatene av disse analysene kan i så fall tolkes som å være en beskrivelse av yrkesdeltakingsvalg ved gitt barnetall og utdanningsnivå.

2.2. En enkel modell for et individs arbeidstilbud

Den enkle statiske neoklassiske teorien for tilbud av arbeid tar utgangspunkt i at de ulike aktørene har preferanser knyttet til konsum av varer og tjenester og fritid, og at disse preferansene kan representeres ved en nyttefunksjon. Aktørene antas å foreta nyttemaksimerende valg mellom samlet forbruk og fritid, og nytten avhenger positivt av disse godene. Mulighetsområdet som den enkelte aktør står overfor vil være avgrenset av ulike skranker. Budsjett- og tidsskranken modelleres direkte, mens eventuelle øvrige skranker ikke trekkes eksplisitt inn i den enkle teorien. For enkelhets skyld antas det at hele den disponible inntekten går til forbruk av varer og tjenester, og dette konsumet betraktes som et enhetlig gode. I første omgang nøyer vi oss også med å presentere en modell der skattesystemet er svært enkelt behandlet ved at vi bare antar en proporsjonal inntektsskatt på lønnsinntekt.

Formelt kan valghandlingssituasjonen og tilpasningen for et vilkår-

lig individ beskrives som følger:

Maksimer (2.1) $U(C,L,Z)$ med hensyn på C og L gitt

$$(2.2) \quad pC = W(1-t)h + y_0$$

$$(2.3) \quad T = h + L$$

For enkelhets skyld har vi sløyfet fotskrift på individspesifikke funksjonssammenhenger og variable.

$U(\cdot)$: Nyttefunksjon som antas stigende i C og L . Funksjonsformen vil avhenge av alle skranker som ikke modelleres eksplisitt

C : Konsum av varer og tjenester

L : Fritid definert som tid ikke nyttet til markedsarbeid

h : Tid benyttet til markedsarbeid

Z : Sosiodemografiske og -økonomiske variable og skranker på andre markeder. Noen av disse variablene vil være uobserverbare. Foreløpig betraktes disse som gitte og konstante, og vi trenger derfor ikke å spesifisere sammenhengen mellom U og Z

T : Total tid til disposisjon for arbeid og fritid

W : Timelønn. W kan tenkes å være den nominelle lønnsatsen individet står overfor i arbeidsmarkedet korrigert for eventuelle direkte kostnader forbundet med yrkesdeltaking

t : Gjennomsnittlig skattesats pr. lønnsenhet

y_0 : Arbeidsfrie inntekter

p : Prisnivå i økonomien

Z kan betraktes som en vektor med ulike sosiodemografiske faktorer som kjønn, alder, utdanning, ekteskapelig status, antall barn og barnas alder, og av strukturelle forhold og rammebetingelser som nærings- og yrkesstruktur, tilgangen på barnehageplasser og sosiale rettigheter. Videre vil den inkludere variable for annen avkastning ved yrkesaktivitet enn lønn, som sosial anseelse, kontakt med andre i jobbsituasjonen, personlig utvikling og eventuelt en egenverdi ved større grad av økonomisk uavhengighet.

Modellen (2.1)-(2.3) gir følgende nødvendige betingelse for nyttemaksimering:

$$(2.4) \quad \frac{W(1-t)}{p} \leq \frac{U'_L}{U'_C}$$

der U'_L er grensenytten for individet av fritid

U_c' er grensenytten for individet av konsum

Relasjonene (2.2)–(2.4) bestemmer de endogene variablene konsum, fritid og arbeid slik at individet får det best mulig i henhold til sine egne preferanser innenfor det mulighetsområdet som individet står overfor.

Hvis ulikhet inntreffer for $L = T$ så er $h = 0$ en optimal løsning. Dersom dette ikke er tilfellet er den optimale verdien på h bestemt ved likhet i (2.4). Relasjonen uttrykker da at optimal tilpasning er karakterisert ved at individets marginale nytteavveining mellom fritid og konsum skal være like stort som prisforholdet mellom disse godene. Prisen på fritid bestemmes indirekte ved den disponible timelønssatsen, siden individet alternativt til fritid kunne ha brukt tiden til lønnet arbeid og mottatt dette beløpet.

For en vilkårlig verdi på h vil høyresiden i (2.4) uttrykke individets skyggepris på fritid som vi skal betegne r .

Ved å sette inn for C og L kan skyggeprisen skrives som

$$(2.5) \quad r = r \left[\frac{W(1-t)h + y_0}{p}, T, Z \right]$$

Skyggeprisen bestemmes subjektivt av individet selv og vil generelt ikke være observerbar for økonometrikeren. I en situasjon uten skranker på arbeidsmarkedet slik at (2.4) gjelder med likhet, vil imidlertid skyggeprisen for aktøren være eksakt lik den realdisponible timelønna individet mottar i markedet for realisert verdi på h . Generelt varierer lønnskravet over ulike nivåer på arbeidstilbudet h og gjenspeiler individets endring av nytte målt i kroner på grunn av endret fritid i tillegg til eventuelle direkte utgifter ved yrkesaktivitet.

I punktet $h = 0$ definerer modellen det som i litteraturen betegnes som reservasjonslønna. Dette er det laveste nivået på realdisponibel time-lønn individet er villig til å tilby arbeid ved. Ved å sette $h = 0$ i (2.5) får vi følgende uttrykk for reservasjonslønna:

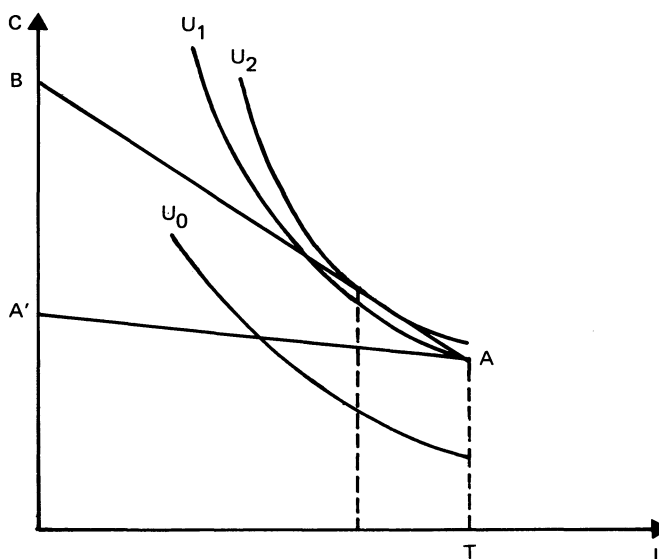
$$(2.5') \quad r_0 = r \left[\frac{y_0}{p}, T, Z \right]$$

Aktøren vil ikke tilby arbeid dersom den realdisponible timelønna er lavere

enn dette. Beslutningen om yrkesdeltaking eller ikke blir derfor innenfor dette opplegget bestemt ved at aktøren sammenligner den marginale avkastningen av den første time arbeidet med det marginale offeret dette representerer. Reservasjonslønnen er en funksjon av variabelvektoren Z og arbeidsfrie inntekter, og vil variere med endringer i disse. I tillegg vil beslutningen om yrkesaktivitet eller ikke være avhengig av den realdisponible timelønna.

Grafisk kan yrkesdeltakingsvalget illustreres som følger:

Figur 2.1.



I figuren måles konsumet langs den loddrette aksene og fritiden utover langs den vannrette aksene. Det fysiske mulighetsområdet for fritid er avgrenset av den tiden individet har til disposisjon som er avmerket i punktet T. Tid nyttet til markedsarbeid eller yrkesaktivitet måles fra T mot origo. Individets preferansestruktur er representert ved indifferenskurver betegnet ved U_i . En indifferenskurve definerer samlingen av alle mulige kombinasjoner av konsum og fritid (eller arbeid) som gir samme nyttenivå for individet. Nyttene er stigende utover i diagrammet slik at $U_0 < U_1 < U_2$.

Budsjettlinjen AA' svarer til et gitt lønnsnivå og en gitt arbeidsfri inntekt, og mulighetsområdet for individets tilpasning avgrenses av budsjettlinjen og den loddrette linjen fra punktet T. Med den preferansestrukturen som er skissert i figuren, vil aktøren i dette tilfellet velge yrkespassivitet siden høyest oppnåelige nytte er representert ved U_1 som

oppnås i A. I A har vi at $h = 0$. Reservasjonslønna, her representert ved helningen på U_1 i punktet A, er høyere enn markedslønna som kommer til uttrykk ved helningen på budsjettlinjen AA'.

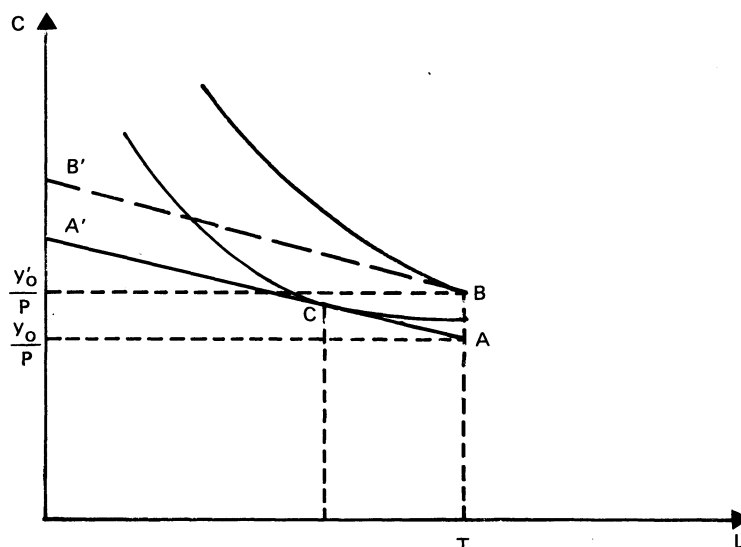
Den brattere budsjettlinjen AB er definert ved samme nivå på arbeidsfri inntekt, men representerer en høyere lønnsats. Det samme individet vil nå ønske å være yrkesaktiv og oppnår nyttenivået U_2 , siden dette representerer en høyere nytte enn ved yrkespassivitet.

For et individ som er i arbeid vil en økning i den realdisponible timelønna gi to motstridende effekter på individets arbeidstilbud i følge denne teorien. For det første vil alternativkostnaden ved fritid stige, og dette vil øke arbeidstilbudet isolert sett. For et gitt nivå på arbeidstilbudet vil imidlertid individet stå overfor en høyere samlet inntekt etter en slik lønnsøkning, og dersom fritid er et normalt gode vil etterspørselen etter fritid øke og derved vil arbeidstilbudet gå ned isolert sett. I figuren over er det implisitt antatt at den positive substitusjonsvirkningen er sterkere enn den negative inntektseffekten, og arbeidstilbudet øker som følge av en økning i den realdisponible timelønna individet står overfor i arbeidsmarkedet.

For et individ som ikke er i arbeid vil det ikke være noen inntektseffekt av økt lønn. Om individet vil gå ut i yrkesaktivitet etter lønnsøkningen vil være avhengig av om lønnsøkningen er tilstrekkelig stor til at budsjettlinja blir brattere enn indifferenskurven i A. For en befolkning bestående av individer med ulik preferansestruktur vil preferansene til noen alltid være slik at de velger å gå ut i yrkesaktivitet ved økt lønn slik at yrkesdeltakingen totalt sett øker som en følge av dette.

Økt arbeidsfri inntekt vil gi en entydig negativ inntektseffekt på arbeidstilbudet dersom fritid er et normalt gode. Dette er illustrert i figur 2.2. En økning i disse inntektene innebærer isolert sett et høyere oppnåelig nyttenivå ved yrkespassivitet, og reservasjonslønna vil øke.

Figur 2.2.



Igjen representerer kurven AA' budsjettlinjen i utgangssituasjonen. Økningen i den arbeidsfrie inntekten fra y_0 til y'_0 gir et parallelt skift i budsjettlinjen utover i diagrammet til BB'. For et individ med preferansestruktur som skissert i figuren, fører økningen i den arbeidsfrie inntekten til at individet skifter tilpasning fra C hvor $h > 0$ til B hvor $h = 0$. Arbeidsfri inntekt kan være låneramme og stipend for ungdom under utdanning, arbeidsledighetstrygd dersom aktøren kan takke nei til jobbtilbud og fortsatt motta stønad, uførepensjon, alderspensjon og eventuelle andre offentlige overføringer, arv eller øvrige familiemedlemmers inntekter.

Med utgangspunkt i den enkle modellen presentert i dette avsnittet har vi kommet fram til at yrkesdeltakingen normalt varierer positivt med stigende forventet reallønnsnivå, mens effekten av stigende arbeidsfri inntekt er negativ.

2.3. Skattesystemets betydning

Utleddningen i avsnitt 2.2 er utført under forutsetning om et proporsjonalt skattesystem. Dette representerer en sterk forenkling sammenlignet med det norske skattesystemet som innebærer trinnvis stigende marginalskatt, selv om lånetilpasning via fradragsberettigede gjeldsrenter er med på å dempe den faktiske progressiviteten. I enkelte inntektsintervaller er

skattesystemet også regressivt slik at budsjettbetingelsen som et individ står overfor vil være ikke-konveks i disse områdene.

De arbeidene som forsøker å ta hensyn til dette er i hovedsak varianter av angrepsmåten skisseret av Burtless og Hausman (1978) og Hausman (1979). En videreutvikling av dette opplegget er også lagt til grunn for de norske tverrsnittsanalysene blant annet dokumentert i Strøm og Dagsvik (1988).

Med trinnvis varierende marginalsatter vil individet i sitt valg stå overfor alternativene ikke yrkesdeltaking eller tilpasning på ett eller annet segment tilknyttet en bestemt marginalsatt. Dette tilsier at globale kriterier for maksimal nytte bør anvendes framfor lokale. En ikke-konveks budsjettbetingelse medfører også at individet kan være indifferent mellom to ulike segmenter.

Til tross for disse komplikasjonene er det likevel grunn til å tro at en endring i marginalsatten vil virke som en endring i t i (2.4). Når marginalsatten øker, vil derfor alt annet gitt færre personer ha en reser-vasjonslønn over den marginaldisponible reallønna og færre vil være yrkes-aktive.

Et ytterligere kompliserende element er imidlertid at y_0 i (2.5) ikke bare vil bestå av arbeidsfrie inntekter, men også være avhengig av skattesystemet og måle det som kalles virtuell inntekt. Formelt kan den virtuelle inntekten regnet nominelt uttrykkes som ved (2.6).

$$(2.6) \quad I_j = y_0 + Wh t_j - Wh \bar{t}_j$$

der t_j er marginalsatten på segment j
 \bar{t}_j er den tilhørende gjennomsnittsskatten

Vi ser at den virtuelle inntekten består av summen av arbeidsfri inntekt (eventuelt korrigeret for skatt) og et ledd som uttrykker avviket mellom den skatt som måtte betales hvis marginalsatten ble anvendt på hele lønnsinntekten og den faktisk betalte inntektsskatten. Med et proporsjonalt skattesystem har vi at $I_j = y_0$.

En økning i marginalsatten vil dersom dette ikke blir motsvart av endring i andre skatteparametre (f.eks. fradrag), føre til en økning i den virtuelle inntekten og dermed i reser-vasjonslønna ifølge (2.5'). Dette kan bidra til å forsterke den negative virkningen på yrkesdeltakingen utover den direkte effekten nevnt over. En økning i lønna vil også øke den virtuelle inntekten. Dette vil imidlertid bidra til å dempe den direkte positive effekten på yrkesdeltakingen.

2.4. Rasjonering i arbeidsmarkedet

Teorien skissert i avsnitt 2.2 tok utgangspunkt i at individene i sitt valg mellom fritid og andre goder bare sto overfor en budsjettbetingelse og en tidsbeskranking. I praksis kan en rekke andre skranker være effektive og påvirke tilpasningen. Killingsworth (1983) påpeker at disse skrankene kan skyldes

- i) Bedriftsspesifikke forhold som f.eks. lengden av arbeidsdagen
- ii) Personlige forhold som f.eks. helse
- iii) Arbeidsledighet på grunn av at arbeidsmarkedet ikke fungerer perfekt

Alle disse forholdene kan påvirke beslutningen om yrkesdeltaking eller ikke. Likevel kan trolig de to første være av størst betydning for valg av arbeidstid, mens det vil være en direkte sammenheng mellom ledighet og ønsket om yrkesdeltaking. Sannsynligheten for å få arbeid gitt at en søker vil avta med økende ledighet. Ettersom det kan være enkelte kostnader forbundet med å søke arbeid, kan en høy ledighet derfor bidra til å redusere arbeidstilbudet. Denne effekten blir ofte i litteraturen omtalt som en "discouraged worker effect".

At arbeidsmarkedet ikke klarer i makro har sammenheng med ulike sjokk både fra etterspørselssiden og tilbudssiden samtidig som det kan gå en viss tid før priser og lønninger endres tilstrekkelig til at ny balanse blir gjenopprettet.

Det er i første rekke arbeidene til Barro og Grossman (1971) og (1976) og Malinvaud (1977) som har dannet utgangspunktet for denne litteraturen. I tillegg må en også som Brunstad (1980) ta hensyn til at arbeidsmarkedet ikke er homogent, men består av et stort antall delmarkeder hvor mobiliteten i mellom dem kan være begrenset.

Oppsplittingen i delmarkeder kan forsvares både ut fra ulike krav til yrkesmessige kvalifikasjoner og begrensninger i den geografiske mobiliteten. På grunn av dette kan individene stå overfor skranker når det gjelder å få ønsket type arbeid innenfor et bestemt geografisk område. Disse skrankene vil trolig ha størst betydning for beslutningen om yrkesdeltaking eller ikke for de aktørene som har forholdsvis nære substitutter til yrkesaktivitet.

For eksempel har utdanning og arbeid i hjemmet vært nærliggende alternativer for henholdsvis ungdom og gifte kvinner. Det er derfor grunn til å regne med at utviklingen i yrkesdeltakingen for disse gruppene vil

være mer avhengig av situasjonen på arbeidsmarkedet enn det som er vanlig for menn. Av tilsvarende grunner kan omfanget av studieplasser og elevplasser i videregående skoler også ha stor betydning for yrkesdeltakingen til ungdomsgruppene.

2.5. Dynamiske arbeidstilbudsmodeller

Modellen presentert i avsnitt 2.2 antok et rent statisk perspektiv når det gjaldt tilpasningen av konsum og fritid. Beslutningene om f.eks. valg av utdanning, type arbeid og antall barn har imidlertid langsiktige konsekvenser, og dette gjør det nødvendig å analysere atferden der hele livsforløpet ses i sammenheng. Ved en dynamisk angrepsmåte må en analysere hvordan tidsprofilen for konsum og fritid avhenger av forventet utvikling i reallønn, arbeidsfrie inntekter og andre variable.

En omfattende økonomisk litteratur er blitt utarbeidet innenfor dette feltet de siste tjue årene, og Killingsworth (1983) gir en oversikt over det viktigste fram til da. Oppleggene kan grovt sett deles i to. På den ene siden har en studier som analyserer hvordan arbeidstilbudet varierer over livsforløpet for en gitt reallønnsutvikling. Den andre hovedretningen tar også hensyn til at akkumulasjon av kunnskapskapital gir avkastning i form av høyere inntekt senere. Utdanning behandles derved som en investeringsbeslutning. Individet velger å ta utdanning dersom dette gir en forventet positiv avkastning.

Formalisert kan utdanningsvalget illustreres som hos Rødseth (1969):

$$(2.7) \quad U = \left[\frac{I_u - I_i}{(1+r)} + \dots + \frac{I_u - I_i}{(1+r)^n} \right] \begin{matrix} \geq 0 \\ < 0 \end{matrix}$$

der I_u : Netto inntektsstrøm pr. år hvis individet velger utdanning.
I de første periodene vil I_u være negativ pga. at de direkte kostnadene tilknyttet utdanning er dominerende

I_i : Netto inntektsstrøm pr. år hvis individet ikke velger utdanning

r : Diskonteringsrente som er større enn null dersom konsum i dag forutsettes å være vurdert høyere enn framtidig konsum

U: Neddiskontert samlet avkastning av utdanning over n perioder som er den tidshorizonten individet betrakter

n : Individets tids- eller planleggingshorisont

Individet vil velge å ta utdanning dersom $U > 0$. For $U=0$ er individet indifferent.

Av (2.7) går det fram at valget mellom arbeid og utdanning vil være avhengig av forskjellen mellom inntektsstrømmene med og uten utdanning. Reduserte utdanningskostnader som øker I_u (blir mindre negativ) i de første årene vil derfor redusere arbeidstilbudet på kort og mellomlang sikt ved at flere velger utdanning. På lang sikt kan derimot dette bidra til å heve utdanningsnivået og gi høyere avkastning av yrkesaktivitet.

I den grad usikkerhet knyttet til framtiden har betydning for utdanningsvalget kan risiko tenkes innkalkulert ved at individet vurderer forventet nytte av de ulike valgalternativene. Inntektsopptjening som ligger langt fram i tid vil ved usikkerhet bli tillagt lavere nytte dersom aktørene har risikoversjon. Eventuelt kan et slikt risikomoment tenkes ivaretatt ved en høy diskonteringsrente.

Valg av antall barn er også en irreversibel beslutning som kan påvirke framtidig yrkesdeltaking. Spesielt kan dette antas å være en viktig faktor for gifte kvinner. Som påpekt av Ljones (1979) vil det derfor være relevant å betrakte tilpasningen av barnetall og arbeidstilbud som en simultan beslutningsprosess ved dynamiske analyser. På kort sikt kan det imidlertid forsvares å betrakte barnetallet som gitt, og det kan tenkes å utgjøre en viktig forklaringsfaktor for gifte kvinners yrkesdeltaking.

2.6. Arbeidstilbud og tidsbruk

Tidsbruksanalysen utviklet av Becker (1965) vil være et spesielt velegnet verktøy for å analysere avveiningen mellom barnetall og arbeidstilbud. Denne angrepsmåten tar utgangspunkt i at individers nytte ikke bare avhenger av fysiske kvanta av varer og tjenester, men også av den tid som går med til å nyttiggjøre seg disse fysiske godene. Konsumentene blir "produsenter" i den forstand at de "produserer" såkalte grunnleggende goder ved å sammenkoble tid med de fysiske godene.

Sammenlignet med tradisjonell arbeidstilbudsteori får tidsbruksanalysen med det aspektet at de ulike konsumaktiviteter har en tidskostnad

knyttet til seg ettersom tiden har en alternativ anvendelse. De valgene individene står overfor kommer derfor klarere fram. En økning i lønnsnivået vil ikke bare medføre en vridning mellom fritid og konsum som følge av at fritid relativt sett er blitt dyrere, men vil også innebære en vridning av konsumsammensetningen bort fra tidkrevende konsum. Som Killingsworth (1983) påpeker, innebærer likevel ikke angrepsmåten noe prinsippielt nytt når det gjelder avveiningen mellom konsum og fritid ettersom en får fram de viktigste konklusjonene ved å betrakte dem som aggregater.

3. MODELLUTFORMING OG ØKONOMETRISK SPESIFIKASJON

3.1. Modellutforming

For å få modellen skissert i avsnitt 2.2 over på en form som gjør oss i stand til å estimere hvilke faktorer som påvirker valget om yrkesdeltaking, vil vi utnytte at et individs ønske om yrkesaktivitet kan gjøres om til et sannsynlighetsutsagn. Vi antar at den realdisponible timelønna og reservasjonslønna kan representeres ved følgende lineære relasjoner:

$$(3.1) \quad \begin{cases} w = \frac{W(1-t)}{p} = x_1' \alpha + v_1 \\ r_0 = x_2' \gamma + v_2 \end{cases}$$

der x_1 og x_2 er kolonnevektorer med observerbare variable i modellen for w og r_0 . Spesielt har vi at

$$(3.2) \quad x_2 = (Z_0, \frac{y_0}{p})$$

der Z_0 er de observerbare variablene i Z -vektoren. α og γ er kolonnevektorer med parametre i modellen, og v_1 og v_2 er stokastiske restledd som vi antar er uavhengige og normalfordelte.

Desisjonsregelen for individet er at yrkesaktivitet velges dersom $w > r_0$. Ikke yrkesaktivitet velges dersom $w < r_0$. For $w = r_0$ er individet indifferent.

Ved å utnytte at differansen mellom to uavhengige og normalfordelte variable også er normal fordelt, kan vi sette opp sannsynlighetsmodellen for yrkesdeltaking eller ikke.

$$(3.3) \quad P(h>0) = P(w>r_0) = \Phi(x'\beta)$$

der $\Phi(\cdot)$ betegner den kumulative sannsynlighetsfunksjonen til normalfordelingen. Relasjonen (3.3) definerer da sannsynligheten for at et vilkårlig individ skal velge yrkesaktivitet, dvs. $h>0$, eller ikke.

3.2. Arbeidstilbud i makro

Modellutformingen i avsnitt 3.1 munnet ut i en sannsynlighetsmodell for individets valg av yrkesaktivitet. Selv om det ved en analogibetraktning synes nærliggende å postulere en tilsvarende modell for yrkesprosentene i makro, er denne overgangen ikke triviell og krever nærmere drøfting¹⁾.

En makromodell for yrkesdeltakingen framkommet ved å aggregere over sannsynlighetene for yrkesdeltaking på individnivå kan uttrykkes ved:

$$(3.4) \quad p = E\Phi(x'\beta) = \int \Phi(y)g(y)dy$$

der $g(y)$ er tettheten til $y = x'\beta$ og angir hvordan $x'\beta$ er fordelt over populasjonen i den betraktede gruppen. Dersom vi antar at $x'\beta \sim N(\mu'\beta, \tau)$ kan vi vise at

$$(3.5) \quad p = \Phi(a + bx'\beta)$$

der β er parametre fra mikroanalysen og $b = 1/\sqrt{1+\tau^2}$.

Makroparametrene β^* er derfor gitt ved

$$(3.6) \quad \beta^* = \beta/\sqrt{1+\tau^2}$$

og vil derfor være proporsjonale med mikroparametrene β . Vi ser at makroparametrene bare er lik mikroparametrene dersom det ikke er noen spredning i $x'\beta$ blant enkeltindividene, dvs. $\tau=0$, noe som er lite realistisk. Det vil imidlertid være svært vanskelig å tallfeste τ da vi mangler en fullstendig fordeling av de relevante forklaringsvariablene på individnivå for de grupper vi ønsker å estimere atferden til.

Aggregeringsproblemet er ikke til hinder for at prolitmodellen (3.3) kan benyttes som en analogi på makronivå, men det tilsier varsomhet når en sammenligner parameterestimater med tilsvarende estimater fra mikroanalyser. En må også ta i betraktning at en endring i sammensetningen av populasjonen kan endre parametrene på makronivå.

¹⁾ Denne drøftingen bygger i stor grad på råd fra John Dagsvik.

Dersom vi ikke er i nærheten av halene til fordelingen, kan probit-modellen tilnærmes med den logistiske fordelingen:

$$(3.7) \quad p(h>0) = \Phi(x'\beta) \approx F(x'\beta) = \frac{e^{x'\beta}}{1+e^{x'\beta}}$$

Vi ser fra (3.7) at den logistiske funksjonen er en monotont stigende funksjon som alltid vil ligge mellom 0 og 1, og er derfor en hensiktsmessig funksjon for modellering av sannsynligheter.

På grunnlag av drøftingen over vil vi derfor forsvare å uttrykke modellen for yrkesprosenten (yrkesandelen multiplisert med 100) til gruppe j ved:

$$(3.8) \quad yp_j = \frac{e^{x_j'\beta_j}}{1+e^{x_j'\beta_j}} \cdot 100$$

Av (3.8) får vi at

$$(3.9) \quad \log\left(\frac{yp_j}{100-yp_j}\right) = x_j'\beta_j$$

Den generelle formen på elastisiteten til yrkesprosenten i modellen (3.8) mhp. en vilkårlig variabel x_k i x -vektoren, når alle variablene i x -vektoren er på logaritmisk form, er gitt ved (3.10).

$$(3.10) \quad El_{x_{jk}} yp_j = (100-yp_j)\beta_{jk}/100$$

Vi ser at elastisitetene ikke vil være konstante over tid siden de avhenger av verdien på yrkesprosenten. Når yrkesprosenten nærmer seg grensen 100 vil elastisitetene gå mot null, og når yrkesprosenten går mot grensen 0 vil elastisitetene gå mot β_{jk} . Logit-modellen sikrer at de modellberegnete yrkesandelene ligger innenfor det logiske mulighetsområdet, dvs. at $yp_j \in [0, 100]$. Dette illustrerer også styrken ved logit-modellen framfor en lineær relasjon mellom yrkesandeler og forklaringsvariable hvor modellen kan predikere verdier på yrkesprosenter utenfor det logiske mulighetsområdet.

3.3. Spesielle økonometriske problemer

Arbeidstilbudet utgjør sammen med etterspørselen og lønnsdannelsen et simultant system som bestemmer lønn, sysselsetting, arbeidsstyrke og ledighet. Ved estimering av en enkelt relasjon i et slikt system hvor en behandler visse variable som eksogene, kan en stå overfor et simultanitetsproblem. Økonometrisk kommer dette til uttrykk ved at høyresidevariablene i (3.8) er korrelert med restleddet, og en får inkonsistente og forventnings-skjeve estimatorer. Dessuten er det ikke uten videre sikkert at det er mulig å identifisere eller estimere alle de parametrene en er interessert i innenfor et slikt system.

Simultanitets- og identifikasjonsproblemet ved analyser av arbeidstilbudet kan illustreres ved hjelp av følgende enkle markedsmodell, der vi implisitt antar markedsklarering. En ser bort fra eventuelle skattekiler som generelt fører til avvik mellom arbeidsgivernes lønnskostnader og disponibel lønn for arbeiderne. Det antas også at produktprisene utvikler seg parallelt med konsumprisene.

$$E: N_t^E = \alpha_0 + \alpha_1 w_t + u_{1t}$$

$$T: N_t^T = \beta_0 + \beta_1 w_t + \beta_2 y_t + u_{2t}$$

$$\text{Likevektsbetingelse: } N_t^E = N_t = N_t^T$$

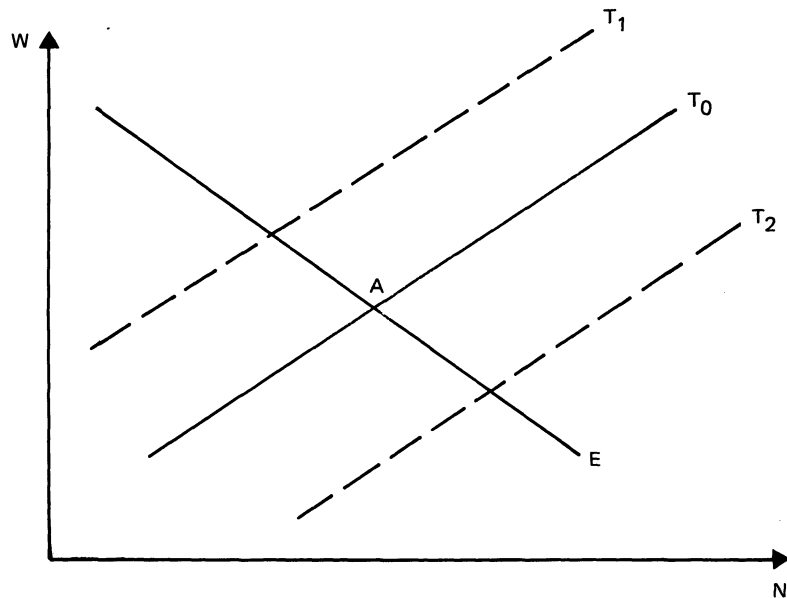
E: Etterspørsel etter arbeidskraft som en lineær funksjon av reallønnsnivået w . Det antas at etterspørselen avtar ved økende reallønn slik at $\alpha_1 < 0$. u_1 er et stokastisk restledd

T: Tilbud av arbeid som en lineær funksjon av reallønnsnivået w og realverdien av den arbeidsfrie inntekten y_0 . Det antas at tilbudet øker med økende reallønn og avtar med økende arbeidsfri inntekt slik at $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$. u_2 er et stokastisk restledd

Identifikasjonsproblemet

Med utgangspunkt i den oppsatte markedsmodellen kan identifikasjonsproblemet illustreres nærmere ved figur 3.1.

Figur 3.1.



Identifikasjonsproblemet innenfor denne modellen innebærer at en med utgangspunkt i et datamateriale, som vil være en samling av observerte markeds-kryss, ikke nødvendigvis kan finne fram til tilbudskurvenes helning. I den oppsatte markedsmodellen kan vi identifisere etterspørselsfunksjonen i arbeidsmarkedet ved å skifte tilbudsfunksjonen for ulike verdier av arbeidsfri inntekt som vist i figur 3.1. Det er imidlertid ikke mulig å identifisere tilbudsfunksjonen ut fra den oppsatte modellen, og det er i så fall uvisst om tilbudsfunksjonen er T_0 eller andre funksjoner som går gjennom markedspunktet A. For å bestemme tilbudsfunksjonen trengs minst en eksogen forklaringsvariabel i etterspørselsfunksjonen som ikke inngår som forklaringsvariabel i tilbudsfunksjonen.

Generelt vil det være mange faktorer som bidrar til å redusere og eventuelt eliminere et slikt identifikasjonsproblem ved empirisk modellering av det norske arbeidsmarkedet. Tregheter i tilpasningen, produktivtetsvekst, ulik utvikling i de skattesatser og priser som har betydning for hhv. tilbuds- og etterspørselssiden i arbeidsmarkedet og forklaringsfaktorer som har betydning for bare den ene siden, er alle faktorer som reduserer identifikasjonsproblemet.

Simultanitetsproblemet

Simultanitetsproblemet kan belyses ved å sette markedsmodellen på redusert form:

$$w_t = \frac{\beta_0 - \alpha_0}{\alpha_1 - \beta_1} + \frac{\beta_2}{\alpha_1 - \beta_1} y_t + \frac{u_{2t} - u_{1t}}{\alpha_1 - \beta_1}$$

$$N_t = \frac{\alpha_1 \beta_0 - \alpha_0 \beta_1}{\alpha_1 - \beta_1} + \frac{\alpha_1 \beta_2}{\alpha_1 - \beta_1} y_t + \frac{\alpha_1 u_{2t} - \beta_1 u_{1t}}{\alpha_1 - \beta_1}$$

Ved løsning av systemet får vi med andre ord at reallønnsnivået er en funksjon av den arbeidsfrie inntekten y_t og restleddet i både etterspørsels- og tilbudsfunksjonen u_{1t} og u_{2t} , dvs.:

$$w_t = f(y_t, u_{1t}, u_{2t})$$

Vi har dermed vist at en høyreside variabel i arbeidstilbudsfunksjonen er korrelert med restleddet, og MKM eller ML benyttet direkte på arbeidstilbudsfunksjonen alene vil i dette tilfelle gi inkonsistente estimatorer.

For å unngå simultanitetsproblemet må generelt et sett av betingelser være oppfylt. Ifølge Engle et.al (1983) er det tilstrekkelig at forklaringsvariablene i relasjonen som betraktes oppfyller kravene om svak eksogenitet. Dette innebærer at den simultane tetthetsfunksjonen for den variabelen som søkes forklart kan formuleres som produktet av den betingede fordelingen for denne variabelen med hensyn på forklaringsvariablene og den marginale fordelingen til forklaringsvariablene.

Simultanitetsproblemet i den enkle modellen over skyldes at lønns-satsen bestemmes endogent i systemet ved samspillet mellom etterspørsels- og tilbudssiden slik at vi får markedsklarering. En kan imidlertid argumentere for at det datamaterialet som analysene av utviklingen i yrkesdel-takingen tar utgangspunkt i ikke er generert ved en prosess der fleksible lønninger sikrer likhet mellom etterspørsel og tilbud. Faktisk er det et varierende innslag av både ledige arbeidsplasser og arbeidsledige personer over hele observasjonsperioden. Forhold som arbeidstakerorganisasjoner, sentrale og forbundsvise lønnsoppgjør, tariffavtaler som gjelder for lengre perioder og utbyttedeling støtter hypotesen om at lønnsutviklingen i Norge bare delvis er bestemt av de rådende markedsforhold. Modelleringen av lønnsdannelsen i MODAG er også konsistent med en slik hypotese.

Vi har dessuten forsøkt å teste hvorvidt simultanitet mellom lønns-

utvikling og arbeidstilbud skaper problemer i forbindelse med modellering og estimering av arbeidstilbudsrelasjoner for gifte kvinner. Resultatene fra dette forsvarer en framgangsmåte der lønnsutviklingen behandles eksogen ved estimering av ulike sosiodemografiske gruppers arbeidskrafttilbud.

I tillegg til problemene med at lønna kan være en endogen variabel oppstår det også et endogenitetsproblem i forbindelse med at arbeidsmarkedsindikatoren (se kap. 5.4 for en nærmere redegjørelse) i inneværende periode inngår som forklaringsvariabel. Denne variabelen er inkludert ut fra en tanke om at kvinner og ungdom er rasjonerte på arbeidsmarkedet (se kap. 2.4), men det er vanskelig å si apriori hvor omfattende denne rasjoneringen er. Det kan derfor ikke utelukkes at arbeidstilbudet er bestemt simultant med arbeidsmarkedsindikatoren slik at denne variabelen er lite egnet som forklaringsfaktor når den inngår med verdi fra inneværende periode.

Det er imidlertid enkelte aspekter ved analysen som bidrar til å redusere simultanitetsproblemet.

- 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 økt 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.

Analysen i denne rapporten kan kritiseres for ikke å ha benyttet et mer avansert estimeringsopplegg enn minste kvadraters metode når rasjonering fra etterspørselssiden i utgangspunktet antas å ha såpass stor betydning. I en forholdsvis disaggregert modell som MODAG konstruert for analyser på kort og mellomlang sikt, kan likevel dette opplegget i større grad forsvares enn i en mer aggregert modell eller en modell for mer langsiktige analyser.

4. DATAGRUNNLAG FOR UTVIKLINGEN I YRKEDELTAINGEN

Som redegjort for i innledningen ønsker vi å analysere yrkesdeltakingen for følgende grupper:

Ungdom 16-19 år

hhv. under og ikke under utdanning

Ungdom 20-24 år

Gifte kvinner 25-66 år

Ikke-gifte kvinner 25-66 år

Menn 25-59 år

Menn 60-66 år

Pensjonister 67-74 år

Yrkesprosenten for en gruppe er definert som summen av sysselsatte og arbeidssøkere uten arbeidsinntekt i prosent av antall personer i alt i vedkommende gruppe. Denne definisjonen er i samsvar med definisjonene i Statistisk sentralbyrås arbeidskraftundersøkelse (AKU), der sysselsatte omfatter personer som utførte inntektgivende arbeid av minst én times varighet i undersøkelsesuken samt sysselsatte midlertidig fraværende fra inntektsgivende arbeid. AKU-tallene er basert på utvalgsundersøkelser og enkel oppblåsning av utvalgsresultatene med etterstratifisering. Inndelingen i strata er basert på personregisteret (grupper etter alder, kjønn og region) og data om registrerte sysselsatte. Arbeidssøkere uten arbeidsinntekt må ikke forveksles med "registrerte arbeidsløse ved arbeids- og sjømannskontorer" som Arbeidsdirektoratet gir tall for. Grovt sett fanger AKU-definisjonen av arbeidsledige også opp personer som søker arbeid men som ikke har registrert seg som ledige.

Sysseilsettingstall

Hovedtyngden av de empiriske analysene presentert i kapittel 5 er basert på tall for perioden 1963-1985, og fra og med 1972 består disse tallene av bearbejdede AKU-tall (Aamdal (1986)). Det er kun foretatt små justeringer på de opprinnelige seriene, for blant annet å sikre konsistens over tid på grunn av endring i estimeringsmetode i AKU.

Observasjoner for perioden 1972-85 utgjør relativt korte serier ved estimering på årsdata, og en kunne forvente at estimeringsresultatene sta-

tistiske egenskaper ville bli noe forbedret dersom det var mulig å forlenge dataseriene. Ved å utnytte opplysninger fra foreløpige arbeidskraftsregnskapstall utarbeidet ved Kontor for arbeidsmarkedsstatistikk ved SSB (Nilsen (1983)), opplysninger fra Folke- og Boligtellingene (FOB) i 1960 og 1970 samt opplysninger om befolkningsutviklingen (Nos befolkningsstatistikk), har en fått sammenhengende dataserier over perioden 1962-1985. På grunn av at AKU er en utvalgsundersøkelse med roterende utvalgsplan vil imidlertid de statistiske egenskapene til sysselsettingstallene for perioden 1962-1971 være forskjellig fra de tallene som legger AKU til grunn.

Nilsens tall for totalsysselsettingen og fordelingen på kvinner og menn er lagt til grunn for arbeidet med å konstruere sysselsettingstall for perioden 1962-1971. Disse tallene er så justert på nivået slik at de stemmer overens med AKU i 1972, men slik at utgangsnivåene i 1962 er beholdt.

For å fordele sysselsettingstallene etter alder og ekteskapeelig status, er det for hver undergruppe av kvinner og menn utnyttet sysselsettingsandeler fra FOB 1960 og 1970 samt befolkningsutviklingen i denne 10-års perioden. Det er antatt at sysselsettingsandelene for de ulike aldersgruppene innen hvert kjønn har utviklet seg "trendmessig" i forhold til hverandre. Sysselsettingsandelene fra FOB korrigert for befolkningsutviklingen er justert til AKU-ekvivalent nivå og fordelt lineært over perioden. På denne måten får en korrigert for at ulikt sysselsettingsbegrep i FOB og AKU kan gi sysselsettingsandeler som ikke er sammenlignbare.

Datagrunnlaget for Nilsens tall er syketrygdstatistikken som i 1971 ble innlemmet i Folketrygden med den følge at vi for 1971 mangler sysselsettingsstatistikk. Sysselsettingstall for dette året er konstruert som et snitt av sysselsettingen i 1970 og 1972.

Fra 1985 til 1986 oppstod det et brudd i AKU-seriene ved at vernepliktige deretter er regnet som sysselsatte samtidig som at grensen på 10 arbeidstimer pr. uke for at familiarbeidere skulle klassifiseres som sysselsatte ble fjernet. I tillegg ble estimeringsmetoden lagt om ved at inndelingen i strata til etterstratifiseringen fra og med 1986 er basert både på personregistret og data for registrerte sysselsatte i arbeidstakerregistret. Mellom 1. og 2. kvartal 1988 oppstod et nytt brudd i AKUs sysselsettingstall ved at kvartalstallene etter den tid er basert på gjennomsnittet over tre uker i hvert kvartal mot én referanseuke tidligere.

For å innarbeide arbeidstilbudsblokka i MODAG i samsvar med de nye sysselsettingstallene i AKU ville det være nødvendig å bygge bru over disse bruddene. I Statistisk sentralbyrå har en også i flere år arbeidet med å

utvikle sysselsettingsberegninger i tilknytning til nasjonalregnskapet for å gi konsistente og sammenhengende tidsserier samtidig som en har tatt sikte på å utnytte opplysningene om sysselsettingsutviklingen i all tilgjengelig statistikk. Seriene for utviklingen i antall sysselsatte og timeverk fordelt etter kjønn og næring ble ferdige sommeren 1989 (se Harildstad (1989)), og disse seriene vil heretter utgjøre grunnlaget for de makroøkonomiske modellene.

Databanken for utviklingen i antall sysselsatte og yrkesprosentene er derfor revidert i samsvar med dette. Totaltallene for antall sysselsatte kvinner og menn er hentet direkte fra sysselsettingstallene i nasjonalregnskapet. Tallene er deretter splittet opp på alder - og for kvinner også etter ekteskapelig status - ved å benytte sysselsettingsandeler fra de tidligere konstruerte seriene fram til og med 1985 og tilsvarende nøkler fra AKU fra og med 1986. Bruddet i AKU i 1986 medførte imidlertid også en vridning i sammensetningen mellom de ulike gruppene. Ettersom det er publisert AKU-tall både etter gammel og ny etimeringsmetode for 1986, har det vært mulig å konstruere nøkler slik at sammensetningen fordelt på alder og ekteskapelig status er revidert for årene 1962-1985 og stemmer overens med de nye AKU-tallene. Tilsvarende kunne en tenke seg at bruddet i 1988 også hadde betydning for sammensetningen, men på grunn av manglende overlapping har det vært vanskelig å tallfeste og korrigere for dette.

I tabell 4.1 er det gjengitt sysselsettingstall for de ulike sosio-demografiske gruppene som er i samsvar med totaltallene for kvinner og menn i arbeidskraftregnskapet. Disse tallene er også lagt til grunn for utviklingen i yrkesprosentene i tabell 4.3.

Tabell 4.1. Antall sysselsatte etter sosiodemografisk gruppe, 1000 personer

	Ungdom 16-19 år	Ungdom 20-24 år	Gifte kvinner 25-66 år	Ikke gifte kvinner 25-66 år	Menn 25-59 år	Menn 60-66 år	Pensjo- nister 67-74 år	I alt 16-74 år
1965	145	155	272	114	734	93	66	1580
1970	109	191	307	107	765	100	62	1640
1975	100	191	373	122	799	107	46	1734
1980	116	221	477	149	831	110	44	1948
1985	116	227	515	186	845	98	41	2028
1987*	131	244	554	201	862	92	43	2127*

* Tallene for 1987 er foreløpige, og totaltallet er senere revidert til 2132.

Av tabell 4.1 går det fram at antall sysselsatte personer blant gifte kvinner i aldersgruppen 25-66 år økte sterkt over hele perioden 1965-1987, og for ikke gifte kvinner har økningen også vært betydelig etter 1970. For gruppen menn 25-59 år har det vært en jevn og moderat vekst i sysselsatte personer over hele perioden 1965-1987. Etter en moderat vekst over perioden 1965-1980, har det vært et kraftig fall i antall sysselsatte menn 60-66 år på 1980-tallet. Vi kan også legge merke til den sterke veksten i sysselsettingen for ungdom i perioden 1975-80 og spesielt fra 1985 til 1987. Sysselsettingen for gruppen 16-19 år falt derimot kraftig på 1960-tallet, trolig på grunn av den sterke utbyggingen av videregående skoler.

Tall for arbeidssøkere

Også for antall arbeidssøkere er det benyttet AKU-tall for perioden 1972-1985. For perioden 1962-1971 er det beregnet AKU-ekvivalente tall med utgangspunkt i opplysninger om antall registrerte ledige ved arbeids- og sjømannskontorene. En estimert modell for sammenhengen mellom AKU-ledighet og registrert ledighet er benyttet som utgangspunkt for å få registrert ledighet over på AKU-ekvivalent nivå.

Befolkningstall

Data for befolknings sammensetningen etter kjønn, alder og ekteskapelig status ved utgangen av året iflg. NOS Befolkningsstatistikk, gir antall personer innenfor hver av de aktuelle sosiodemografiske gruppene.

Tabell 4.2. Befolkningstall. 1000 personer

	Ungdom 16-19 år	Ungdom 20-24 år	Giftede kvinner 25-66 år	Ikke giftede kvinner 25-66 år	Menn 25-59 år	Menn 60-66 år	Pensjo- nister 67-74 år	I alt 16-74 år
1965	255	264	726	205	798	124	222	2 594
1970	241	314	750	197	812	132	246	2 692
1975	247	303	781	206	851	143	261	2 793
1980	251	309	783	232	879	148	282	2 885
1985	269	319	767	278	915	150	297	2 996
1987	268	332	756	301	938	144	303	3 043

Av tabell 4.2 ser vi at en god del av veksten i sysselsettingen vist i tabell 4.1 kan forklares med befolkningsutviklingen for de ulike gruppene. Dette gjelder særlig menn 25-59 år og i stor grad også ungdom 16-19 år og ikke-giftede kvinner 25-66 år. Et til dels betydelig avvik mellom sysselsettingsutviklingen og befolkningsutviklingen for de øvrige gruppene har sammenheng med at yrkesdeltakingen har endret seg slik det går fram av tabell 4.3.

Tabell 4.3. Yrkesprosjenter etter sosiodemografisk gruppe

	Ungdom 16-19 år	Ungdom 20-24 år	Giftede kvinner 25-66 år	Ikke giftede kvinner 25-66 år	Menn 25-59 år	Menn 60-66 år	Pensjo- nister 67-74 år	I alt 16-74 år
1965	61	61	38	56	93	76	30	62
1970	49	63	42	55	95	76	25	62
1975	46	66	49	61	95	76	18	64
1980	51	73	62	64	95	75	16	69
1985	47	75	69	68	94	66	14	69
1987	53	77	74	68	93	65	14	71

For arbeidsstyrken totalt har yrkesdeltakingen økt fra 62 prosent i 1965 til 71 prosent i 1987, og denne økningen i yrkesdeltakingen kan først og fremst tilskrives økt yrkesdeltaking blant giftede kvinner 25-66 år. Gruppen ikke giftede kvinner 25-66 år og ungdom 20-24 år bidrar imidlertid også til stigende yrkesdeltaking over perioden, og yrkesdeltakingen økte med hhv. 12 og 16 prosentpoeng fra 1965 til 1987. For ungdom 16-19 år har yrkesdeltakingen beveget seg rundt 50 prosent over perioden 1970-1987 etter en betydelig nedgang fra 1965 til 1970. Menn 25-59 år har en svært stabil yrkesdeltaking som har variert rundt 94 prosent. Yrkesdeltakingen blant menn 60-66 år var 65 prosent i 1987, noe som betød en nedgang på 11 prosentpoeng fra 1965. Det meste av denne nedgangen har imidlertid kommet på 1980-tallet. Pensjonistgruppen (67-74 år) er den gruppen som har vist størst nedgang i yrkesdeltakingen fra 1965 til 1980. Det meste av denne nedgangen kom etter nedsettelsen av pensjonsalderen i 1973. I 1987 var denne gruppens yrkesdeltaking på 14 prosent.

5. FAKTORER BAK UTVIKLINGEN I YRKESDELTAINGEN

5.1. Innledning

Dette kapitlet inneholder en gjennomgang av de empiriske analysene vi har utført for å kartlegge faktorene bak utviklingen i yrkesdeltakingen for de ulike befolkningsgruppene. Hoveddelen av denne analysen ble utført i årene 1987 og 1988 og er basert på data for perioden 1962 til 1985. Før dokumentasjonen av analysearbeidet var ferdig var det imidlertid klart at det nye opplegget for sysselsettingsberegninger til nasjonalregnskapet (se Harildstad (1989)) ville medføre revisjoner både av yrkesprosentene og en del av forklaringsfaktorene. Ettersom arbeidsmarkedsblokka i MODAG er lagt opp til å være i samsvar med disse dataene, fant vi det hensiktsmessig å foreta estimeringene på nytt sommeren 1989. I mellomtida hadde vi også fått data for alle seriene til og med 1987.

Det kan reises spørsmål om hva som er en hensiktsmessig lengde på estimeringsperioden. For lang periode tilsier problemer dersom en har strukturelle brudd. For kort periode tilsier problemer med å avgjøre betydningen av de enkelte forklaringsvariablene dersom det er mange kandidater. Dataene før 1972 kan til en viss grad være av dårligere kvalitet enn dataene etter da en har hatt AKU å sammenligne med. Spesielt kan dataene som ble lagt til grunn for estimeringen før de nye sysselsettingstakene til nasjonalregnskapet ble etablert være av dårlig kvalitet før 1972. For å få lange nok tidsserier valgte vi å utnytte data tilbake til midt på 60-tallet i de opprinnelige estimeringene for de grupper der det var mulig. På grunn av en fortsatt usikkerhet med fordelingen av sysselsettingen fra nasjonalregnskapet etter sosiodemografiske kjennetegn på 1960-tallet valgte vi imidlertid å utføre analysen av de nye dataene for perioden 1968 til 1987.

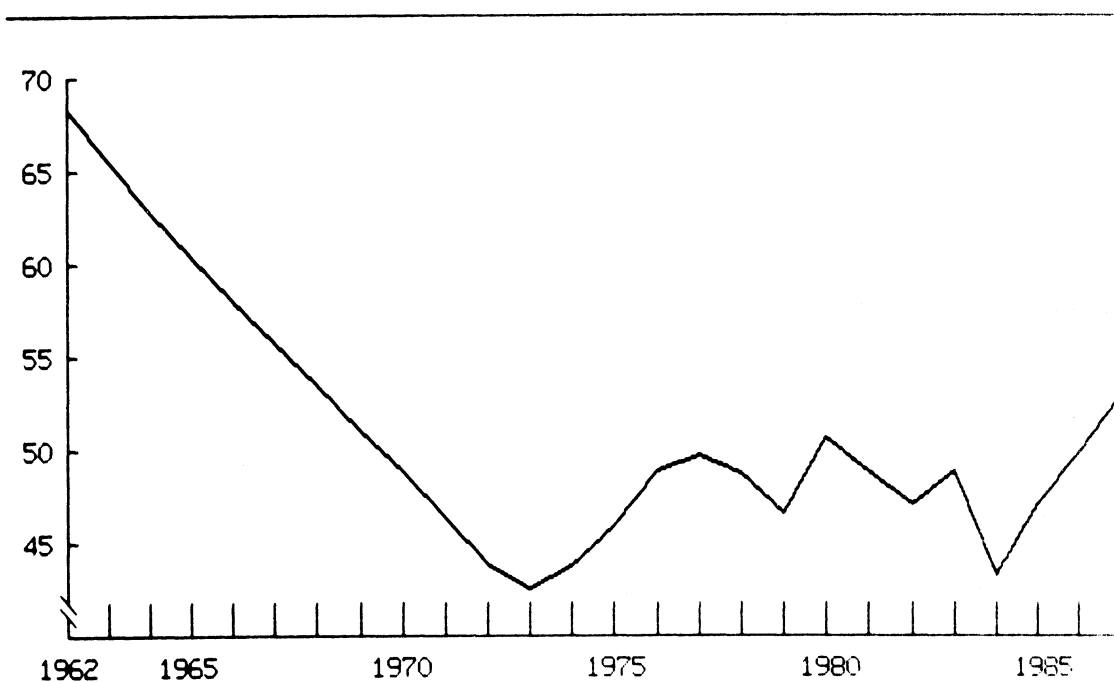
Av ressursmessige grunner har det ikke vært mulig å gå så grundig til verks med analysene av de nye dataene som de gamle. En stor del av de vurderingene som er utført har derfor sitt utspring i de gamle dataene, og vi har fortsatt valgt å gi denne analysen en bred plass i dokumentasjonen. Datarevisjonen var heller ikke så omfattende at den ga et vesentlig annet bilde enn tidligere. Resultatene fra de oppdaterte estimeringene er derfor angitt som en kolonne lengst til høyre i tabellene og er drøftet i forhold til resultatene framkommet tidligere. Beregningen av elastisiteter, dekomponering i faktorer bak utviklingen i yrkesdeltakingen og analysen av de historiske føyningsegenskapene er derimot i sin helhet basert på de opp-

daterte estimeringene. For enkelte av befolkningsgruppene ble imidlertid føyningssegenskapene til de valgte relasjonene en del dårligere enn før, noe som tilsier en mer grundig vurdering når relasjonene reestimeres ved en senere anledning.

5.2. Ungdom 16-19 år

5.2.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer

Figur 5.2.1. Yrkesdeltaking for ungdom 16-19 år, prosent



Av figur 5.2.1 ser vi at yrkesdeltakingen for gruppen synker fra 1962 fram til 1973 for deretter å svinge om et noenlunde stabilt nivå. En del av svingningene etter 1972 kan tilskrives tilfeldige utslag i AKU siden usikkerheten blir relativt stor for denne gruppen med et lite antall personer.

Standard teori for individtilpasning tilsier at lønn har betydning for individers arbeidstilbud. Vi ønsker derfor å finne fram til en variabel

som gir et bilde på lønna gruppen står ovenfor. Det har vist seg vanskelig å lage en dekkende lønnsindeks ut fra opplysninger i lønnsstatistikken, men pga. en noenlunde parallell utvikling i lønningene, har vi som en tilnærming valgt å uttrykke lønnsutviklingen som for lønsmottakere i industrien.

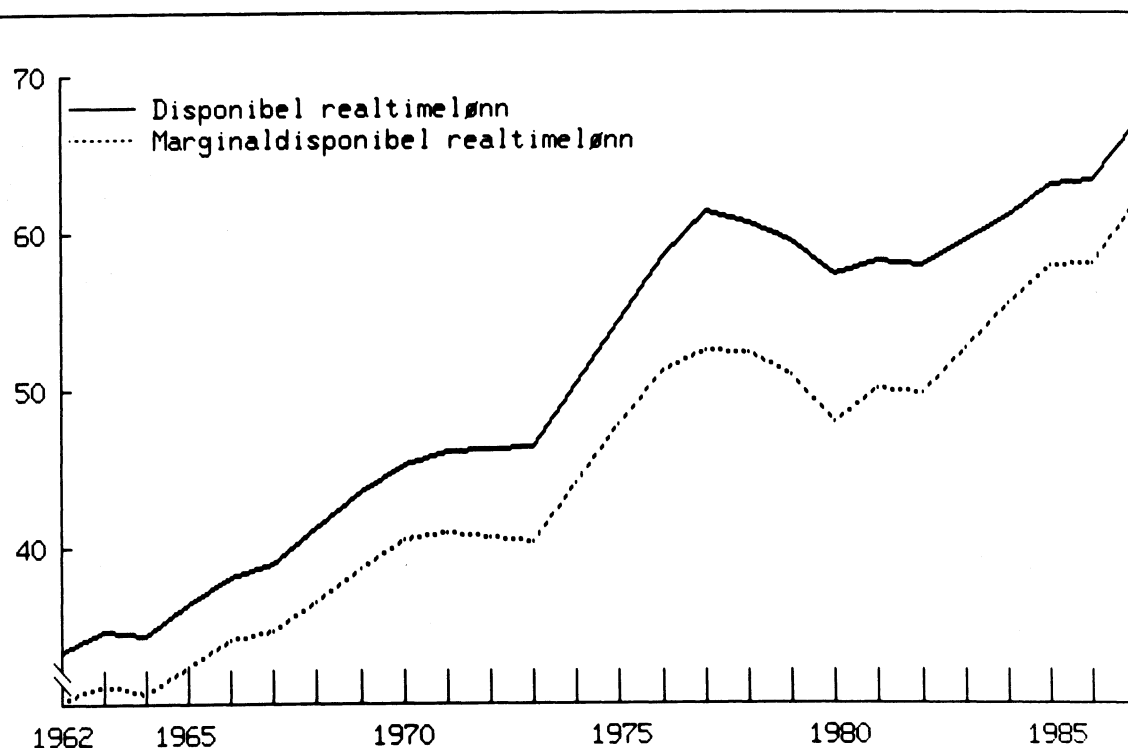
Da det er kjøpekraften, eller om en vil prisforholdet mellom fritid og konsumvarer, som er av betydning for individenes tilpasning, har vi ved å ta hensyn til prisutviklingen og skatteutviklingen konstruert en variabel som gir utviklingen i marginaldisponibel realtimelønn for en mannlig lønsmottaker i industrien, w_m . Nærmere bestemt er variabelen konstruert ut fra følgende formel:

$$w_m = \frac{W_m(1-t')}{P}$$

der W_m : nominell lønn pr. timeverk for en lønsmottaker i industrien
 t' : marginal skattesats for en lønsmottaker i klasse I med gjennomsnittsinntekt og ingen andre fradrag enn standardfradrag
 P : deflatoren for privat konsum

Det har imidlertid blitt innvendt at et individ som står overfor valget om yrkesdeltaking eller ikke ofte vurderer å arbeide flere timer framfor noen få slik at det hadde vært bedre å benytte gjennomsnittsskatten framfor marginals-katten i uttrykket over. Mens de tidligere estimeringene utelukkende er basert på marginaldisponibel timelønn er disponibel realtimelønn også benyttet i de oppdaterte forsøkene.

Figur 5.2.2. Disponibel og marginaldisponibel reallønn for en gjennomsnittlig lønsmottaker i industrien målt i 1987-kroner



Som det går fram av figur 5.2.2 viser de to kurvene et noenlunde parallelt forløp. Kurvene er likevel påvirket av at marginals-katten steg noe sterkere enn gjennomsnittsskatten på slutten av 70-tallet, mens marginals-katten har vist en noe gunstigere utvikling på 80-tallet.

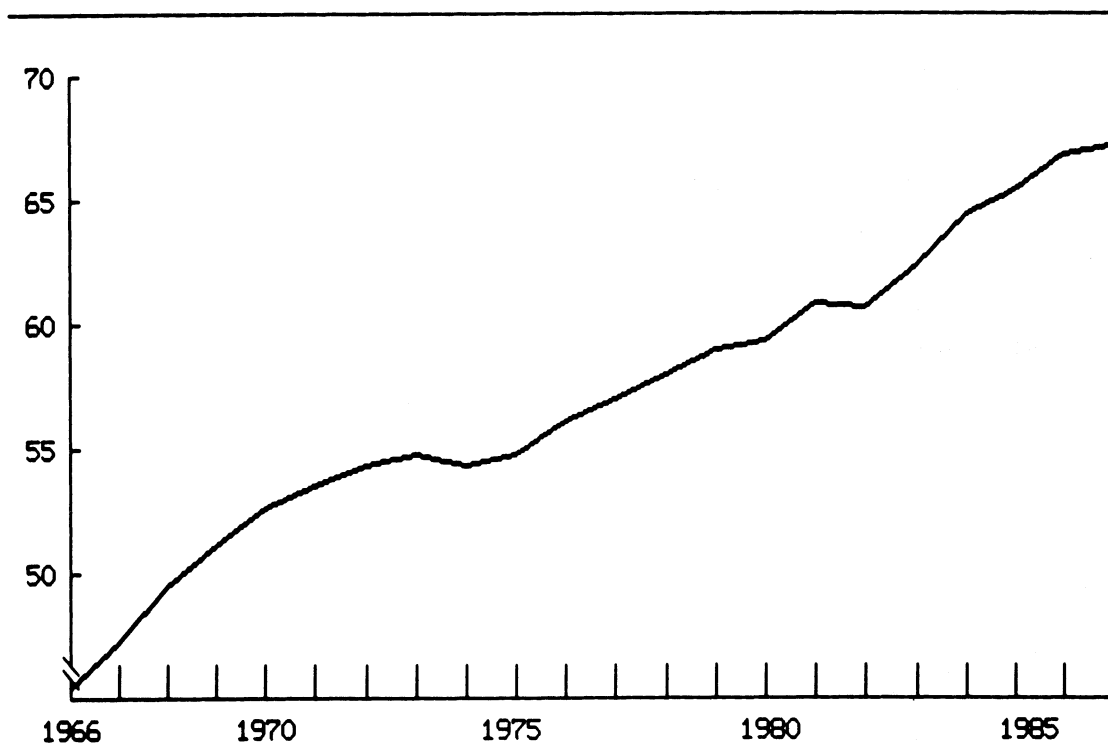
Både disponibel og marginaldisponibel reallønn viste klar vekst fra 1962 til 1967, og veksten var spesielt sterk fra 1973 til 1974. Lønnsstoppen førte til en markert nedgang fra 1978 til 1980, men kurvene har vist ny vekst på 80-tallet.

Siden ungdom og kvinner i stor grad kan sies å ha sitt arbeidsmarked innenfor de samme produksjonssektorene (først og fremst tjenesteytende sektorer), har det vært naturlig å forsøke med tilsvarende serier konstruert med utgangspunkt i timelønn for kvinner som alternative forklaringsfaktorer. Denne timelønna er definert som et veid gjennomsnitt av kvinnelønningene i de ulike sektorer av økonomien. Disse variablene er nærmere omtalt under avsnittet om gifte kvinner.

Vi antar at vi kan representere graden av rasjonering på utdanningssektoren ved det relative nivået på tilbudte elevplasser i videre-

gående skoler. Denne faktorens betydning for gruppens yrkesdeltaking tenkes å være vesentlig idet store deler av gruppen står ovenfor valget mellom å ta videre utdanning eller å gå ut på arbeidsmarkedet. Yrkesdeltakingen for personer under utdanning er også vesentlig lavere enn for personer som ikke er det. På grunn av manglende statistikk for utviklingen i tilbudte elevplasser for det ønskede tidsrom, har vi konstruert en serie som viser faktisk antall personer under utdanning i aldersgruppen 16-19 år. Det er grunn til å tro at det er svært lite avvik mellom tilbudte elevplasser og faktisk elevantall. Siden det er det relative tilbud av elevplasser som må antas å ha betydning for utviklingen i yrkesdeltakingen, er serien dividert på totalt antall personer i alderen 16-19 år.

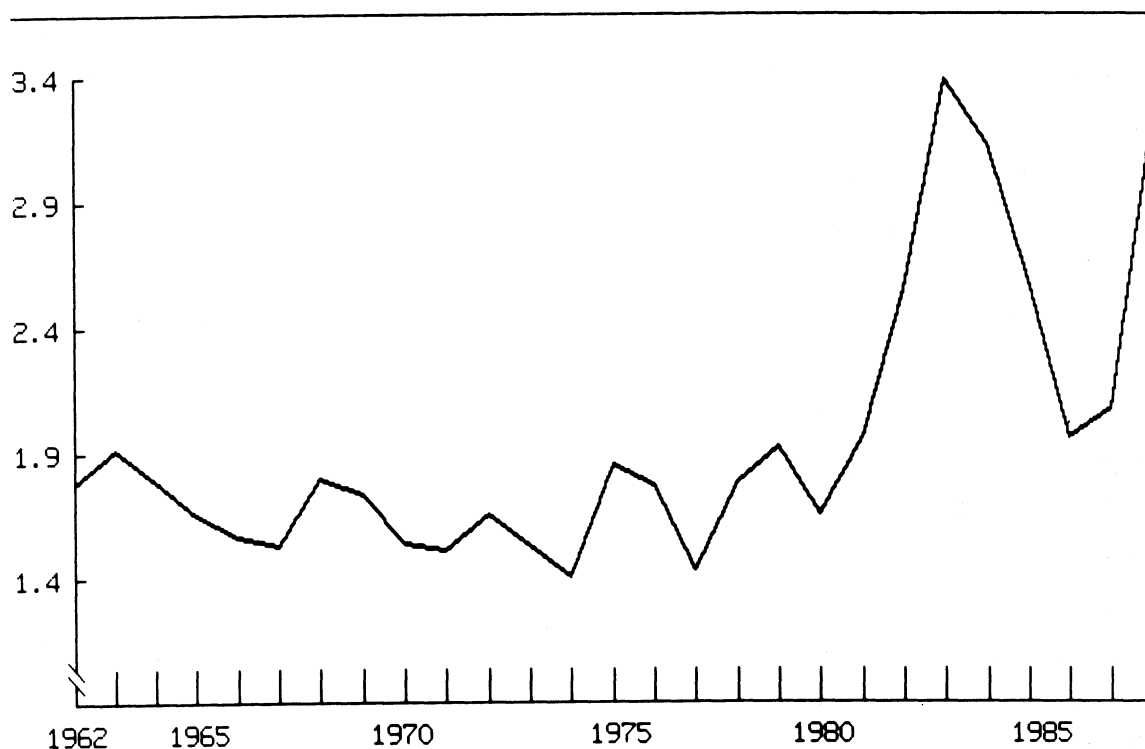
Figur 5.2.3. Andelen personer 16-19 år under utdanning, prosent



Av figuren ser vi at det relative tilbudet av elevplasser har vist en klar vekst over perioden. Veksten var særlig sterk på 60-tallet og kan bidra til å forklare den relativt markerte nedgangen i yrkesdeltakingen for denne gruppen over samme tidsrom. For å motvirke økningen i arbeidsledigheten ble det også foretatt en betydelig opptrapping av elevplassene i årene 1983 til 1986.

I perioder med høy arbeidsledighet kan det tenkes at de potensielle arbeidstilbyderne tar hensyn til at de er rasjonert på arbeidsmarkedet slik at yrkesdeltakingen av denne grunn blir redusert (tidligere omtalt som "discouraged worker" effekt). Totalt antall arbeidsløse ifølge AKU i prosent av samlet arbeidsstyrke er benyttet som forklaringsvariabel ved estimeringene. I prinsippet kunne kanskje en egen ungdomsledighetsvariabel ha vært å foretrekke. Imidlertid har AKU-materialet store tilfeldige svingninger på disaggregert nivå, og den totale arbeidsledigheten gir trolig et rimelig bilde av utviklingen på arbeidsmarkedet også for denne gruppen. Arbeidsledighetsprosenten er gjengitt i figur 5.2.4 hvor toppen i årene 1983 til 1984 og den nye økningen i 1987 skiller seg klart ut.

Figur 5.2.4. Arbeidssøkere uten arbeidsinntekt i prosent av arbeidsstyrken



Ungdom kan på tilsvarende måte som kvinner betraktes som en marginal arbeidskraftgruppe der etterspørselen etter arbeidskraft kan tenkes å påvirke yrkesdeltakingen. Mesteparten av sysselsettingen for både ungdom og kvinner er dessuten i de tjenesteytende næringene. En arbeidsmarkedsindikator for kvinner (NWKI) som er konstruert ut fra vridninger i næringsstrukturen, er derfor også forsøkt benyttet som forklaringsfaktor for ut-

viklingen i yrkesdeltakingen for ungdom 16-19 år. Det er gjort nærmere rede for indikatoren i avsnittet om gifte kvinner. Av figur 5.4.4 ser en at arbeidsmarkedsindikatoren vokste markert over hele perioden 1962 til 1987. Veksten var særlig sterk på slutten av 70-tallet og fra 1984 til 1987 i takt med ekspansjonen i de tjenesteytende næringene.

5.2.2. Estimeringsresultater, ungdom 16-19 år i alt

Teorien forutsetter at individene har full informasjon om de rådende forhold på arbeidsmarkedet. Dette innebærer at forventet verdi på de definerte variablene er sammenfallende med faktisk verdi. Siden en ikke kan anta full informasjon i virkeligheten, har vi i den empiriske tilnærmingen basert oss på at individene har adaptive forventninger.

Forskjellige lagspesifikasjoner ga ikke klare indikatorer på at adaptive forventninger gjorde seg gjeldende i forhold til lønnsutviklingen. Effekten av lønnsvariabelen varierte også noe med modellspesifikasjon forøvrig, men var som oftest ikke signifikant. Lønn og arbeidsmarkedsindikatoren er nært korrelerte slik at det er vanskelig å identifisere de enkelte effektene. Forsøk på å spesifisere de to samtidig medførte at lønnsvariabelen ikke ble signifikant.

Elevplassvariabelen ga generelt opphav til forholdsvis sterke og signifikante negative effekter. I modellspesifikasjonen (se tabell 5.2.1) der bare arbeidsmarkedsindikatoren og elevplassvariabelen er spesifisert, har elevplassvariabelen en koeffisient på $-3,95$, som tilsvarte en elastisitet på $-2,05$ i 1984. Denne elastisiteten uttrykker at en økning i det relative tilbud av elevplasser på 1 prosent vil bidra til en nedgang i gruppens yrkesdeltaking på 2,05 prosent. Dette innebære at en økning i antall elevplasser på 1720 i 1984 ville bidratt til at gruppens arbeidsstyrke ble redusert med omlag 2 000 personer, noe som virker urimelig. Det er grunn til å tro at nedgangen i antall elevplasser bestemmer det maksimale antall som går ut av arbeidsstyrken. Mest trolig vil nedgangen være mindre siden en stor del av ungdomsgruppene som er under utdanning også er yrkesaktive. Den store koeffisienten kan skyldes tilfeldigheter i tallmaterialet, men det kan også være faktorer som bidrar til redusert yrkesdeltaking for gruppen som er korrelert med elevplassvariabelen, og som vi ikke har spesifisert. Generelt er Durbin-Watson observatoren (DW) lav slik at det reiser tvil om

vi har funnet fram til den "sanne" systematikk i materialet.

I spesifikasjon nr. 2 er kun elevplassvariabelen modellert som forklaringsvariabel. Her er elasticiteten anslått til $-0,60$. En svært lav DW ($0,52$) tyder på at systematikken i materialet ikke er fanget opp ved denne relasjonen heller.

Spesifikasjon nr. 3 formulerer en funksjonssammenheng mellom yrkesdeltaking, lønn og elevplassvariabelen. Her får lønnsvariabelen ikke signifikant utslag.

Elevplassvariabelen er med i alle de 3 presenterte relasjonene. Ulike estimeringsforsøk har vist at uten denne variabelen får vi ikke "forklart" nedgangen i yrkesdeltakingen på 60-tallet.

Arbeidsmarkedsindikatoren gir opphav til gjennomgående signifikante positive utslag i yrkesdeltakingen for ulike modellspesifikasjoner. Spesifisert som eneste forklaringsvariabel får imidlertid den tilhørende parameteren feil fortegn.

Arbeidsledighetsprosenten som forklaringsfaktor kom dårlig ut estimeringsmessig. Variabelen ga skiftende ikke-signifikante effekter. En "discouraged worker" effekt gjorde seg med andre ord ikke gjeldende i det empiriske materialet. Dette kan imidlertid skyldes at vi har benyttet den samlede ledighetsprosenten som forklaringsfaktor. Svingninger i den samlede ledighetsprosenten fanger i stor grad opp konjunkturedringer i tradisjonell industri samt bygg og anlegg hvor det er forholdsvis få unge sysselsatte.

Føyningsmessig kommer yrkesdeltakingen for ungdomsgruppen relativt dårlig ut sammenliknet med estimeringsresultatene for øvrige grupper. Verdien på DW-observatoren er lavere og greier ikke å holde seg innenfor den kritiske grensen. Graden av forklart variasjon er også lavere enn ved estimering for andre grupper. Forholdsvis lav forklart variasjon kan skyldes at ungdom reelt sett har liten grad av systematikk i sin atferd på arbeidsmarkedet. Dessuten kan svingningene som er observert etter 1972 ha sammenheng med tilfeldige variasjoner i AKU.

I den grad vi overhodet kan tolke resultatene, kan det se ut til at ungdomsgruppen har et elastisk arbeidstilbud mht. utbygging av elevplasser og ekspansjon i de tjenesteytende næringer. Et noe bedre resultat er oppnådd ved stratifiseringsforsøk der denne ungdomsgruppen er splittet opp i de som er under utdanning og de som ikke er det. Dette er det gjort nærmere rede for i neste avsnitt.

Tabell 5.2.1. Estimeringsresultater for gruppen ungdom 16-19 år. Alle variable er på logaritmisk form¹

Variabel	Modell		
	1	2	3
Elevplasser, NU16	-3,95 (-3,52)	-1,15 (-3,41)	-2,90 (-2,68)
Arbeidsmarkeds- indikator, NWKI	1,40 (2,58)		
Lønn, w_k			0,63 (0,65)
$w_k(-1)$			0,59 (0,60)
R ²	0,59	0,41	0,50
SER	0,11	0,13	0,13
SSR	0,21	0,30	0,25
DW	0,69	0,52	0,60

Estimeringsperiode 1966-1984

¹ Gjennomgående har vi presentert følgende mål på de estimerte modellenes statistiske egenskaper: (i) R² angir hvor stor andel av samlet variasjon i den endogene variabelen som forklares ved den estimerte modellen og variasjon i de høyreside variable over estimeringsperioden. Den uforklarte variasjonen betegnes residualer ved estimeringene. Utfallsområdet for denne observatoren er gitt ved $R^2 \in [0,1]$. (ii) SER er det estimerte standardavviket på residualene. (iii) SSR angir summen av de kvadrerte residualene. (iv) DW er en testobservator som tester for autokorrelasjon av første orden i modeller uten lagget endogen som variabel. (v) tallene i parentes angir t-observatoren som benyttes til å teste hvorvidt en variabel kan sies å ha signifikant forklaringskraft med hensyn til variasjonen i den endogene variabelen eller ikke.

Tabell 5.2.2. Elastisitetberegninger basert på yrkesprosenten i 1984

Variabel	Modell		
	1	2	3
NU16	-2,05	-0,60	-1,51
NWKI	0,73		
w_k			0,63

5.2.3. Estimering ved oppsplitting av ungdomsgruppen 16-19 år etter elevstatus

Estimering av yrkesdeltakingsrelasjoner for ungdom 16-19 år samlet ga som vist i avsnitt 5.2.1 ikke tilfredsstillende resultater, og tydet bl.a. på vanskeligheter med å få anslått partielle effekter fra de ulike relevante forklaringsfaktorene samtidig som lønn ikke hadde signifikant forklaringskraft. I tillegg var det problemer med å få god føyning. Det er grunn til å tro at atferden mht. yrkesdeltaking kan være forskjellig mellom ungdom under utdanning og ungdom ikke under utdanning. I håp om å få bedre tak på utviklingen i yrkesdeltakingen for ungdom, har vi derfor stratifisert ungdomsgruppene etter elevstatus. Ifølge tall fra AKU var omlag 67 prosent av aldersgruppen 16-19 under utdanning i 1987.

De som ikke er under utdanning og mottar stipend og lån, eller blir finansiert ved andre kilder, må arbeide for å skaffe inntekter til løpende forbruk. En kan derfor vente en høy og stabil yrkesprosent blant disse gruppene. For ungdom som er under utdanning er det mer grunn til å tro at yrkesdeltakingen vil variere i takt med mulighetene for utdanningsfinansiering, jobbmuligheter, lønn osv. Det er videre en hypotese at ungdom under utdanning og kvinner har vært følsomme i sin arbeidstilbudsadferd overfor ekspansjonen i de tjenesteytende næringer som har funnet sted de senere år. Dette skyldes at gruppens yrkesdeltaking i hovedsak er representert ved korttids-/deltidsarbeide som er svært utbredt innenfor de tjenesteytende sektorer.

Yrkesprosenten for ungdom i en bestemt aldersgruppe, kan sees på som et veiet gjennomsnitt av yrkesprosentene for gruppene ungdom under utdanning og ungdom ikke under utdanning. Vektene er andelen av ungdomsgruppen som hhv. er under utdanning og ikke er under utdanning. Endringer i yrkesdeltakelsen for ungdom vil følgelig avhenge både av endringer i andelen som er under utdanning samt endringer i yrkesdeltakelsen for de to undergruppene. En svakhet med angrepsmåten er imidlertid at andelen under utdanning i praksis også vil være avhengig av økonomiske faktorer, og dette er ikke vurdert under estimeringsarbeidet.

Av figur 5.2.3 ser vi at andelen av ungdom 16-19 år under utdanning har steget fra omlag 45 prosent i 1966 til 67 prosent i 1987. Utviklingen i yrkesprosenten for ungdomsgruppen 16-19 år oppsplittet etter elevstatus er vist i figurene 5.2.5 og 5.2.6.

Ungdom under utdanning har som ventet en langt lavere yrkesdeltaking sammenlignet med de som ikke er under utdanning. Mens 93 prosent av de som ikke var under utdanning var yrkesaktive i 1987, lå yrkesdeltakingen for ungdom under utdanning på bare 33 prosent. For begge gruppene viser yrkesdeltakingen en stigende tendens fra 1972 til 1987, men utviklingen følger ikke et glatt forløp. Dette gjelder særlig for ungdom ikke under utdanning som i antall er en svært liten gruppe i AKU slik at forløpet er preget av klare svingninger. Disse kan både være reelle og ha sammenheng med tilfeldigheter i AKU-utvalget. Seriene avspeiler likevel konjunkturtilbakeslaget i norsk økonomi først på 80-tallet og oppsvinget fra og med 1985.

Estimeringsresultater ungdom 16-19 år under utdanning

Ut fra drøftingen i avsnitt 5.2.1 er realdisponibel lønnsats for kvinner (w_k), realdisponibel lønnsats for en gjennomsnittlig lønsmottaker i industrien (w_m), arbeidsledighetsprosenten (UR) og arbeidsmarkedsindikatoren for kvinner (NWKI) også forsøkt som forklaringsvariable under estimeringen av de to undergruppene. Ulike kombinasjoner og lagstrukturer av disse variablene er forsøkt. Generelt kom arbeidsmarkedsindikatoren best ut som forklaringsfaktor for ungdom under utdanning. Spesifisert alene (modell 1) ga den en "forklart" variasjon i den endogene variabelen på 0,93. Koeffisientestimatet ble 3,15 noe som tilsvarer en elastisitet på 2,49 i 1984.

I estimeringene fram til 1984 ser kvinnelønnsatsen ut til å virke først og fremst med et lag på ett år. Dette gjelder imidlertid ikke i kombinasjon med arbeidsmarkedsindikatoren. Korrelasjonen mellom kvinnelønnsatsen og arbeidsmarkedsindikatoren er sterk, og sterkere enn mellom industrilønnsatsen og denne variabelen. På grunn av estimeringsproblemer ved sterk korrelasjon mellom høyreside-variablene, fungerer industrilønnsatsen bedre i kombinasjoner med arbeidsmarkedsindikatoren enn kvinnelønnsatsen.

I modellalternativ 2 er arbeidsmarkedsindikatoren og industrilønna spesifisert sammen, og begge koeffisientene er signifikante. I modellalternativ 4 er arbeidsmarkedsindikatoren spesifisert sammen med kvinnelønna som inngår med både inneværende og forrige års verdi. I dette alternativet ble ikke lønnskoeffisientene signifikante. Arbeidsmarkedsindikatoren ble bestemt med dårligere presisjon, og DW-testen kom dårligere ut sammenliknet med alternativ 2.

I modellalternativ 3 er kvinnelønna med ett års lag spesifisert alene, og gir akseptable estimeringsresultater. Elastisiteten er her beregnet til 3,12 i 1984. Føyningen ble imidlertid noe dårligere i dette alternativet enn i de alternativer der arbeidsmarkedsindikatoren inngår som forklaringsfaktor. Samtidig kan det virke noe høyt med en lønnselastisitet på over 3.

Arbeidsledighetsprosenten kom generelt dårlig ut som forklaringsfaktor ved estimeringene. Koeffisienten til denne variabelen fikk i de fleste modellalternativene verdier ikke signifikant forskjellig fra null og galt fortegn.

Av de ulike estimeringsforsøkene er vi tilbøyelig til å vurdere relasjon 2 til å gi best eller mest rimelig resultat. Denne relasjonen skiller seg ut idet den gir best DW-test, best føyning samt størst "forklart" variasjon. A priori har vi også stor tiltro til at jobbmuligheter innenfor de tjenesteytende næringer er en dominerende forklaringsfaktor bak utviklingen i denne gruppens yrkesdeltaking. Samtidig kan en ut fra teorien forsvare at lønn skal være med som forklaringsfaktor.

Tabell 5.2.3. Estimeringsresultater for gruppen ungdom 16-19 år under utdanning. Alle variable er på logaritmisk form

Variabel	M o d e l l				Oppdatert estimering
	1	2	3	4	
Arbeidsmarkeds- indikator, NWK1	3,15 (12,45)	2,26 (4,64)		2,28 (3,18)	2,36 (5,67)
Lønn, w_m					1,04 (1,84)
$w_m(-1)$		1,28 (2,06)			
w_k			3,95 (8,66)	0,73 (0,63)	
$w_k(-1)$				0,58 (0,48)	
R ²	0,93	0,95	0,87	0,94	0,95
SER	1,11	0,10	0,15	0,11	0,11
SSR	0,13	0,09	0,25	0,11	0,15
DW	1,54	2,25	1,47	1,75	1,91

Estimeringsperiode 1972-1984, oppdatert estimering 1972-1987
t-verdier i parentes

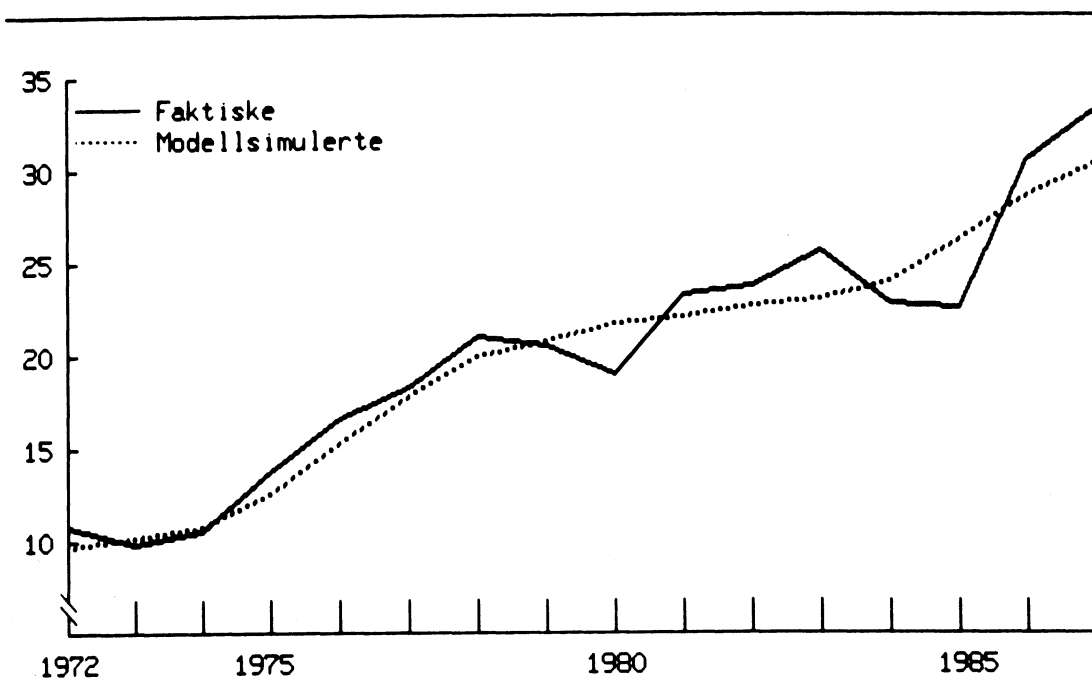
Til tross for revisjoner av variablene og forlenging av estimeringsperioden fram til 1987, ga den oppdaterte estimeringen med industri-lønn og arbeidsmarkedsindikatoren som forklaringsvariable fortsatt god føyning. Størrelsen på koeffisientene ble heller ikke vesentlig endret, men lønnsvariabelen i inneværende periode inngår nå som forklaringsfaktor samtidig som koeffisienten er litt mindre enn tidligere. Elastisitetene både med hensyn på lønn og arbeidsmarkedsindikator er forholdsvis store, noe som tilsier at yrkesdeltakingen for ungdom under utdanning er svært fleksibel.

Tabell 5.2.4 Elastisitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1984

Variabel	M o d e l l			Oppdatert estimering
	1	2	3	
Arbeidsmarkedsindikator	2,49	1,79		1,82
Lønn		1,01	3,12	0,80

Av figur 5.2.5 framgår det også at den simulerte serien hele tiden føyer seg bra til den faktiske utviklingen. Den estimerte relasjonen passer også tester for føyning, autokorrelasjon, heteroskedastisitet, normalitet i restleddene og parameterstabilitet.

Figur 5.2.5. Faktisk og simulert yrkesdeltaking for ungdom 16-19 år under utdanning, prosent



Estimeringsresultater ungdom 16-19 år ikke under utdanning

Som nevnt foran er dette en tallmessig liten gruppe. Det er derfor vanskelig å vite om svingningene i yrkesprosenten avbildet i figur 5.2.6 er uttrykk for reelle endringer i yrkesdeltakingen eller om det kan skyldes tilfeldigheter i tallmaterialet.

Det er også usikkert hva gruppens medlemmer kan velge å foreta seg når de holder seg utenfor arbeidsstyrken, men enkelte kan være opptatt med husarbeid i hjemmet. I så fall kan det på teoretisk grunnlag antas at både arbeidsmarkedsindikator, lønn og ledighetsnivå kan være med på å forklare

utviklingen samt noe av svingningene i yrkesprosenten. På denne bakgrunn har vi forsøkt å estimere yrkesdeltakingsrelasjonen for gruppen ved hjelp av ulike kombinasjoner av de ovenfor nevnte forklaringsvariablene.

Tabell 5.2.5. Estimeringsresultater for gruppen ungdom 16-19 år ikke under utdanning. Alle variable er på logaritmisk form

Variabel	M o d e l l		Oppdatert estimering
	1	2	
Arbeidsmarkeds- indikator, NWKI	1,36 (5,42)		1,62 (1,72)
Lønn, $w_k(-1)$		1,68 (4,64)	
R ²	0,73	0,66	0,17
SER	0,11	0,12	0,52
SSR	0,13	0,16	3,84
DW	2,08	1,75	2,32

Estimeringsperiode 1972-1984, oppdatert estimering 1972-1987
t-verdier i parentes

Tabell 5.2.6. Elastisitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1984

Variabel	M o d e l l		Oppdatert estimering
	1	2	
NWKI	0,14		0,32
$w_k(-1)$		0,17	

I estimeringene basert på perioden 1972-1984 kom en spesifisering med arbeidsmarkedsindikatoren best ut estimeringsmessig. Spesifisert alene ble koeffisienten relativt presist bestemt og føyningen ble rimelig bra. 73 prosent av variasjonen i materialet ble "forklart" ved denne spesifiseringen, og elastisiteten er beregnet til 0,14.

Koeffisienten foran arbeidsledighetsprosenten fikk gjennomgående feil fortegn i disse estimeringene.

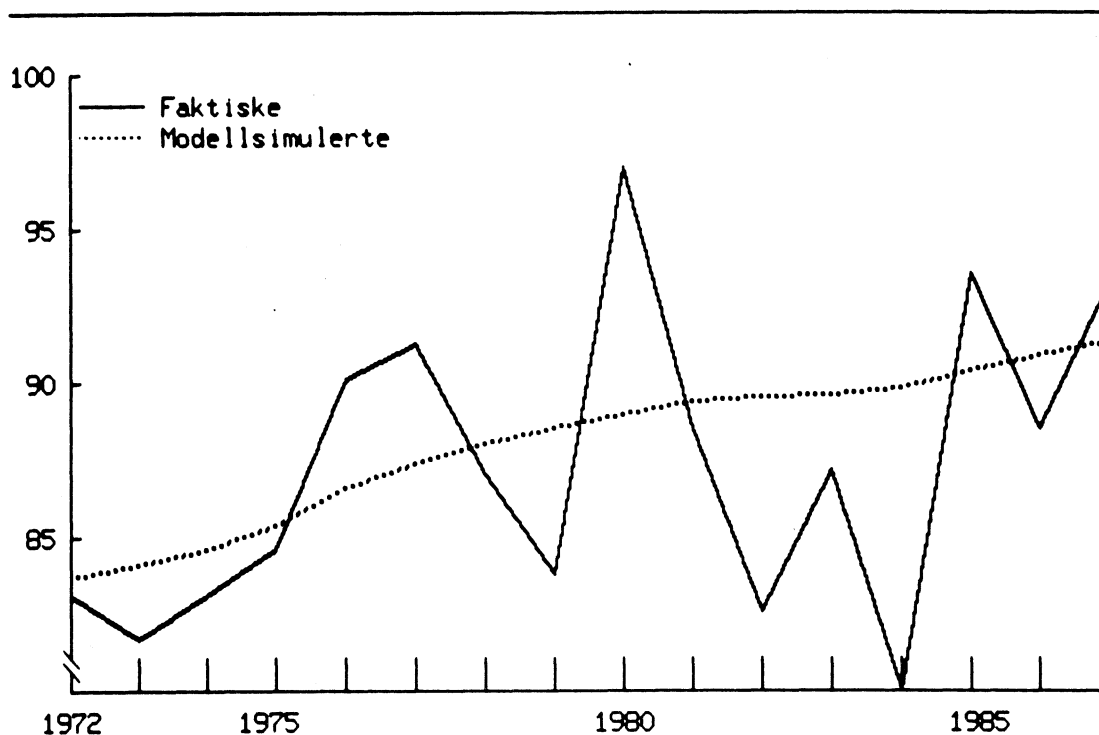
For lønnsvariabelene tydet resultatene på at ett års lag fungerte noe bedre enn lønn i inneværende periode. Spesifisert alene ga også forklaringsvariabelen tilfredsstillende forklaringskraft, denne modellvarianten er betegnet som 2. Imidlertid er føyningsegenskapene noe dårligere

enn i spesifikasjon 1, og elastisiteten er beregnet til 0,17. En variant der både lønn og arbeidsmarkedsindikator er spesifisert ga negativt utslag for lønnsvariabelen.

I den grad vi har tro på at ikke bare sosiodemografiske, men også økonomiske forklaringsfaktorer kan ligge bak utviklingen i yrkesdeltakingen for ungdom 16-19 år ikke under utdanning, kan estimeringsresultatene understøtte at en ekspansjon i de tjenesteytende sektorer har hatt betydning for utviklingen i denne gruppens yrkesdeltaking. Det kan heller ikke utelukkes at lønn har hatt betydning for utviklingen i yrkesdeltakingen.

Den oppdaterte estimeringen indikerer også at arbeidsmarkedsindikatoren kan ha forklaringskraft, men signifikansen og føyningsegenskapene er langt dårligere enn i de første estimeringene, noe som også går fram av figur 5.2.6. Dette har sammenheng med at andelen under utdanning til de oppdaterte estimeringene er beregnet med utgangspunkt i utdanningsstatistikken, mens den tidligere ble beregnet ut fra AKU. Dette gjør at de tilfeldige utslagene i fordelingen mellom utdanning og ikke under utdanning i AKU slår ut i den residualt beregnede yrkesprosenten i figur 5.2.6. Vi ser også at den simulerte serien skjærer gjennom svingningene til den faktiske. Ved reestimering burde en derfor vurdere konstruksjonen av dataserien på nytt og eventuelt vurdere andre forklaringsvariable. Et annet nivå på yrkesdeltakingen i den oppdaterte serien medfører også at forskjellen mellom elastisitetene blir større enn det forskjellen i koeffisientene skulle tilsi.

Figur 5.2.6. Faktisk og simulert yrkesdeltaking for ungdom 16-19 år ikke under utdanning, prosent



Estimeringsresultater ungdom 16-19 år samlet, perioden 1972-1984

For å vurdere hensiktsmessigheten av oppsplittingen etter elevstatus har vi også estimert en yrkesdeltakingsrelasjon for gruppen som helhet over perioden 1972-1984 der en variabel for relativt tilbud av elevplasser inngikk sammen med lønn og arbeidsmarkedsindikatoren. Estimeringsresultatene er angitt i tabell 5.2.7. Spesifikasjon 1 ga signifikante utslag både for arbeidsmarkedsindikatoren og elevplassvariabelen. I spesifikasjon 2 ble hverken arbeidsmarkedsindikatoren eller lønnsvariabelen signifikante. Begge spesifikasjonene ga imidlertid urealistiske høye elelastisiteter for elevplassvariabelen, hhv. $-2,09$ og $-1,79$. Dvs. at en økning i det relative elevplassstilbudet på en prosent gir opphav til at flere personer går ut av arbeidsstyrken enn økningen i elevantallet. Med utgangspunkt i estimeringer og tall for 1984 har vi anslått en elastisitet på $-1,36$ som mer rimelig. Bak dette tallet ligger en antakelse om at et eventuelt økt elevplassstilbud blir fullt besatt samtidig som rundt 20 prosent av disse

nye elevene fortsetter å være i arbeidsstyrken (yrkesprosenten for ungdom 16-19 år under utdanning var i 1984 på 21 prosent).

Ut fra den anslåtte elasticiteten, er spesifikasjon 2 forsøkt estimert med en a priori restriksjon på parameteren foran elevplassvariabelen (se spesifikasjon 3). Dette bidro til å redusere effekten av arbeidsmarkedsindikatoren samtidig som lønnsvariabelen ble mer presist bestemt. Elasticitetene i dette alternativet ble 0,32 for lønnsvariabelen og 0,63 for arbeidsmarkedsindikatoren.

Tabell 5.2.7. Estimeringsresultater for ungdom 16-19 år. Alle variable er på logaritmisk form

Variabel	M o d e l l		
	1	2	3
Arbeidsmarkedsindikator, NWKI	1,99 (4,14)	1,50 (1,86)	1,07 (3,21)
Lønn, w_m		0,40 (0,77)	0,55 (1,30)
Elevplasser, NU16	-3,54 (-3,35)	-3,04 (-2,41)	-2,3 ¹
R ²	0,67	0,69	0,68
SER	0,07	0,07	0,07
SSR	0,04	0,04	0,04
DW	2,45	2,67	2,64

Estimeringsperiode 1972-1984, t-verdier i parentes

¹ Pålagt som a priori restriksjon

Tabell 5.2.8 Elasticitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1984

Variabel	M o d e l l		
	1	2	3
NWKI	1,17	0,89	0,63
w_m		0,24	0,32
NU16	-2,09	-1,79	-1,36

Med utgangspunkt i hhv. spesifikasjon 2 og 1 fra estimering av yrkesdeltakingen for ungdom 16-19 år under utdanning og ungdom 16-19 år ikke under utdanning, kan vi sammenlikne elasticitetsbegrepene med resul-

tatene fra en estimering av yrkesdeltakingen til den aggregerte ungdomsgruppen 16-19 år over samme estimeringsperiode.

En ekspansjon i arbeidsmarkedsindikatoren på 1 prosent slår sterkere ut i yrkesdeltakingen for ungdom under utdanning enn blant ungdom ikke under utdanning. Gruppen under utdanning har med andre ord en langt mer elastisk atferd enn de som ikke er under utdanning.

En sammenlikning av spesifikasjon 3 for yrkesdeltakingen til den aggregerte ungdomsgruppen med spesifikasjon 2 for ungdomsgruppen under utdanning og 1 for ungdomsgruppen ikke under utdanning, viser at elastisiteten tilknyttet arbeidsmarkedsindikatoren er på 0,63 når den aggregerte ungdomsgruppen ligger til grunn og 0,64 når de to disaggregerte relasjonene ligger til grunn for estimeringen. I antall personer utgjør dette hhv. 0,68 tusen mot 0,69 tusen. Tilsvarende sammenlikning når det gjelder lønn gir en elastisitet på 0,32 når den aggregerte ungdomsgruppen ligger til grunn mot en elastisitet på 0,35 for de disaggregerte gruppene, og i antall personer utgjør dette hhv. 0,34 mot 0,38 tusen. Disse resultatene viser at de to framgangsmåtene med hhv. aggregert og disaggregert behandling av ungdomsgruppen 16-19 år gir langt på vei like elastisiteter.

For å vurdere om en stratifisering er hensiktsmessig eller ikke, skal vi også foreta en historisk simulering på de 2 alternativene for å se hvilken framgangsmåte som føyer best totalt sett. Utdanningsandelen betraktes nå som eksogent gitt.

Føyningsegenskaper ved stratifiseringsforsøk, ungdom 16-19 år.

Oppsummering ved valg av yrkesdeltakingsrelasjon

For gruppen ungdom 16-19 år blir RMS 1,38 når det er simulert med bakgrunn i den estimerte relasjonen for den aggregerte ungdomsgruppen over årene 1972 til 1984 mot 0,88 for den disaggregerte. Av simuleringsplott går det også fram at relasjonen som er estimert med bakgrunn i oppsplitting etter utdanning føyer best. Disse resultatene taler derfor til fordel for oppsplitting.

Som omtalt i forbindelse med den aggregerte estimeringen i avsnitt 5.2.2 fikk vi ikke estimert noe godt aggregert alternativ til yrkesdeltakingsrelasjon for aldersgruppen 16-19 år. Estimeringer basert på hele observasjonsperioden 1966-1984 ga svært lav DW samtidig som føyningen var relativt dårlig. Det er imidlertid grunn til å tro at den sterke nedgangen i

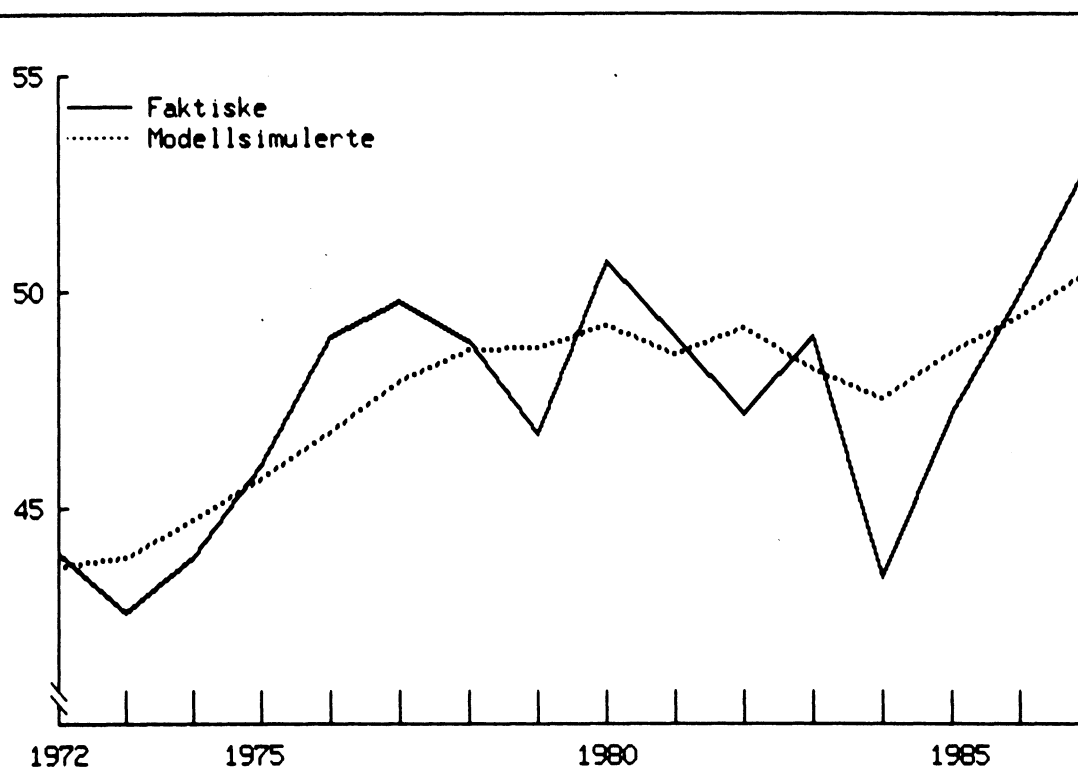
yrkesdeltakingen fra 1962 til 1973 er en vesentlig årsak til dette, og at andre sammenhenger kan gjøre seg gjeldende etter 1973 enn før. Datagrunnlaget på 60-tallet er også mer usikkert enn på 70-tallet. Det synes som om vi har fått et bedre tak på utviklingen i yrkesdeltakingen for gruppen 16-19 år etter 1972, både ved estimering på de oppsplittede gruppene og ved en aggregert estimering, men de oppsplittede estimeringene gir som nevnt best føyning.

På bakgrunn av dette har vi ved implementeringen i MODAG valgt å legge de oppsplittede yrkesdeltakingsrelasjonene til grunn for ungdom 16-19 år. Med dette valget har vi ut fra de oppdaterte estimeringene fått en samlet yrkesdeltakingselastisitet tilknyttet lønn og arbeidsmarkedsindikator for ungdom 16-19 år på hhv. 0,46 og 1,09 i 1987.

5.2.4. Historisk føyning

Figur 5.2.7 viser utviklingen i faktisk og modellsimulert yrkesprosent for gruppen 16-19 år over perioden 1972 til 1987, der den modellsimulerte serien er beregnet med utgangspunkt i de oppdaterte estimeringene. Tabell 5.2.9 gir dessuten tre summariske føyningsmål.

Figur 5.2.7. Utviklingen i faktiske og modellsimulerte yrkesprosent for ungdom 16-19 år



Tabell 5.2.9. Føyningsmål

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standardavvik på prosentvis avvik	RMS feil/RMS-nivå. Prosent
Yrkesprosent ungdom 16-19 år	0,28	3,80	3,61

Fra tabellen ser vi at gjennomsnittlig prosentvis avvik fra faktiske yrkesprosent er 0,28. For å ta hensyn til at store positive og store negative avvik kan oppveie hverandre, samt at nivået på yrkesprosentene slår ut i føyningsmålet referert ovenfor, har vi også referert standardavviket på prosentvis avvik som eget føyningsmål. RMS (Root-mean-squared) feilen i forhold til nivået målt i prosent vil også gi et tilnærmet uttrykk for dette.

Spredningen rundt gjennomsnittet utgjør 3-4 prosent. Vi bommer mest i 1984 med 4,1 prosentpoeng på yrkesdeltakingen. De relativt store avvikene mellom predikert og faktisk nivå kan blant annet skyldes tilfeldig-

heter i AKU. Ungdomsgruppene oppsplittet på elevstatus representerer dis-aggregerte og små grupper. Tall beregnet for disse gruppene kan derfor være preget av store tilfeldige svingninger på grunn av utvalgsskjevheter. Selv om den simulerte serien ikke greier å fange opp svingningene fra år til år, avspeiler den likevel den trendmessige utviklingen i et noe lengre tidsperspektiv.

Problemene med å fange opp år-til-år bevegelsene for gruppen 16-19 år kommer også til syne ved forsøkene på å dekomponere utviklingen i yrkesprosenten etter forklaringsfaktorene over fem-års-perioder vist i tabell 5.2.10. Av tabellen ser vi at vi også har problemer med å forklare utviklingen fullt og helt, selv over en så lang periode som dette. Med de store svingningene i yrkesprosenten for ungdomsgruppen 16-19 år har valg av periode av stor betydning.

Tabell 5.2.10. Dekomponering av faktorene bak utviklingen i yrkesprosenten for ungdom 16-19 år over 1972-1987.¹

	1972-77	1977-82	1982-87
Lønn	1,3	-0,0	0,9
Arbeidsmarkedsindikator	4,3	3,7	4,2
Utdanningsandel	-2,0	-2,7	-3,9
Vernepliktige	0,0	0,2	-0,5
Sum bidrag	3,6	1,1	0,8
Samspillseffekter	0,7	0,1	0,5
Samlet modellberegnet endring i yrkesprosenten	4,3	1,2	1,3
Faktisk endring i yrkesprosenten	5,8	-2,6	5,7

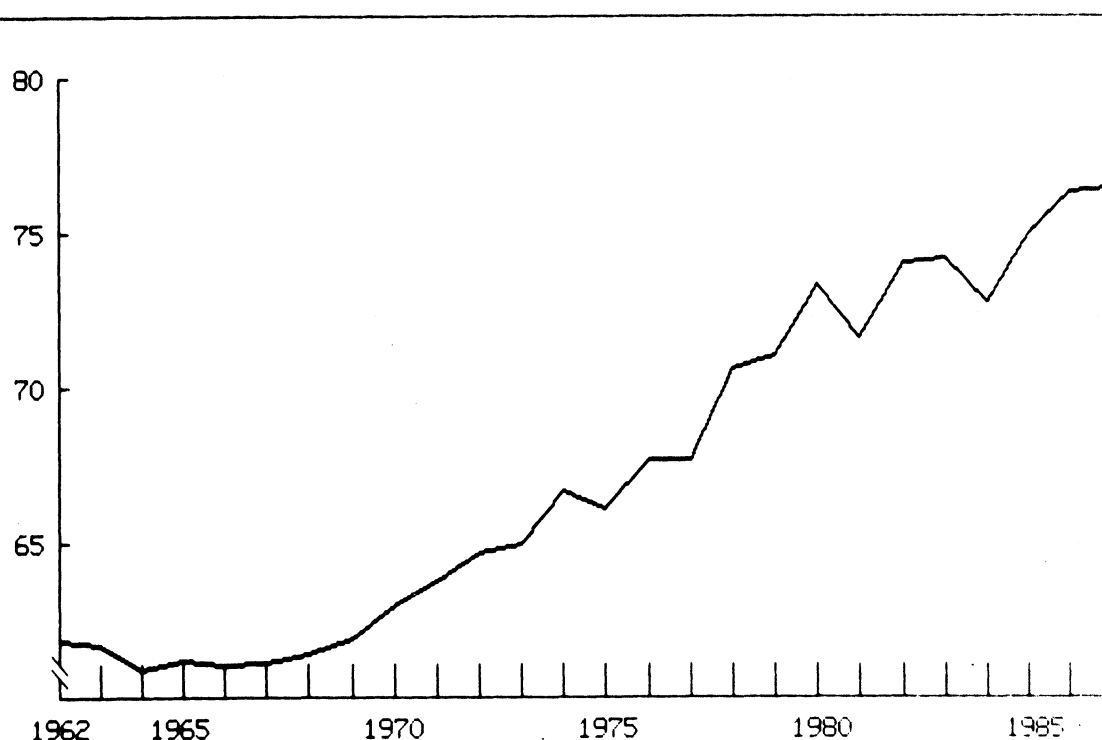
¹ Tallene har tolkning som endring i prosentpoeng.

Vi ser av tabellen at arbeidsmarkedsindikatoren har bidratt positivt i alle de tre delperiodene, mens lønnsutviklingen ga et svakt positivt bidrag i perioden 1972-77 og 1982-87. Andelen av gruppen under utdanning har derimot virket negativt i alle tre perioder, og spesielt i årene 1982-87 på grunn av den sterke opptappingen av elevplasser i videregående skole for å motvirke arbeidsledigheten.

5.3. Ungdom 20-24 år

5.3.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer

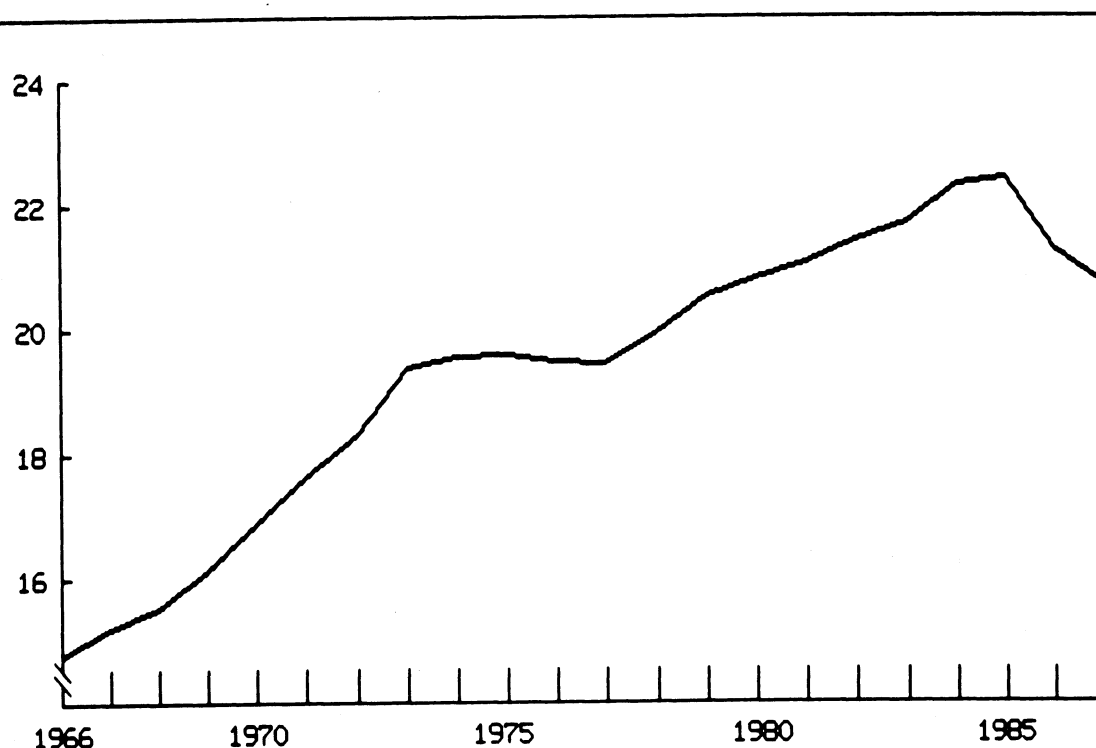
Figur 5.3.1. Yrkesdeltaking for ungdom 20-24 år, prosent



Yrkesdeltakingen holdt seg relativt uendret på i overkant av 60 prosent for årene 1962-1968, men har deretter steget jevnt over resten av perioden. For hele perioden 1968-1985 under ett økte yrkesdeltakingen med omlag 15 prosentpoeng.

Med tilsvarende begrunnelse som for den yngste ungdomsgruppen er arbeidsmarkedsindikatoren, arbeidsledighetsprosenten og reallønn etter skatt forsøkt som forklaringsvariable for utviklingen i yrkesdeltakingen. Dessuten er det også for denne gruppen konstruert en variabel som angir andelen under utdanning.

Figur 5.3.2. Ungdom 20-24 år under utdanning, prosent

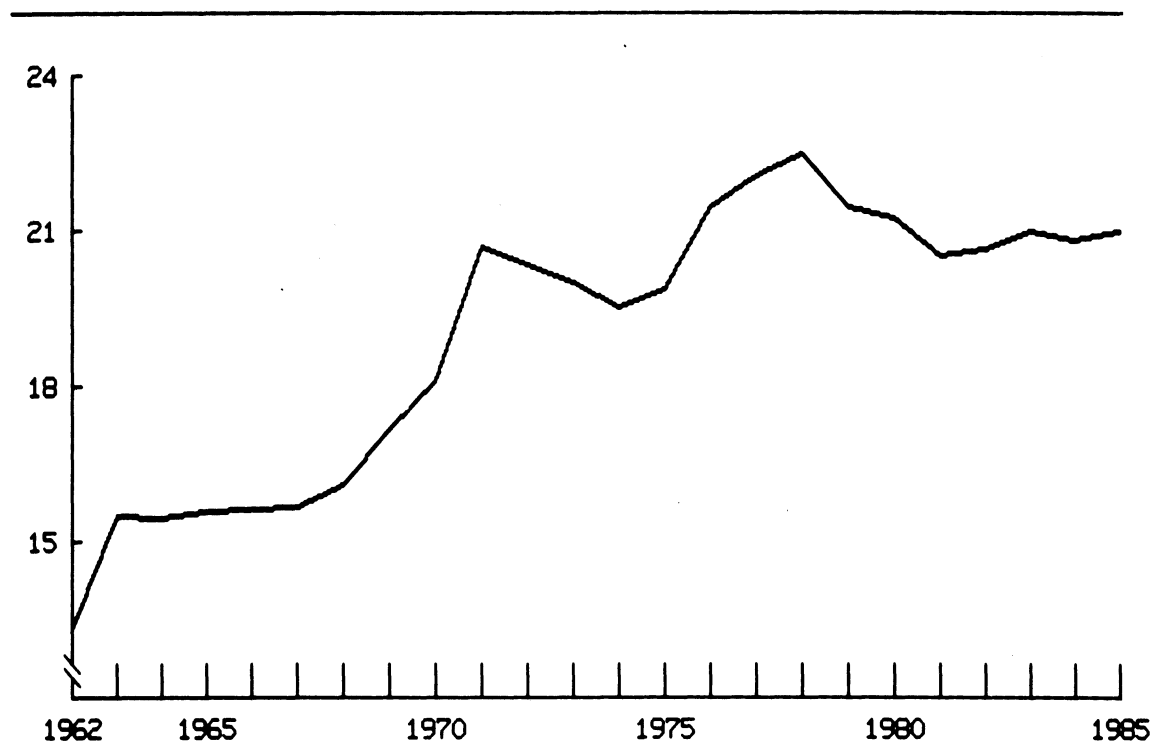


Andelen ungdom 20-24 år under utdanning var stigende over perioden 1966-1985 med unntak av en stabilisering over årene 1973-1977. Fra 1985 til 1987 gikk derimot andelen ned, men utgjorde i 1987 likevel 21 prosent mot 15 prosent i 1966.

Som redegjort for i avsnitt 2.2 kan nivået på arbeidsfrie inntekter ha betydning for reservasjonslønna og dermed også for yrkesdeltakingen. Rammen for studielån og stipend kan ha betydning både for valg mellom utdanning og yrkesdeltaking og for valg mellom yrkesaktivitet eller ikke for de som er under utdanning. For å ivareta det første momentet måtte en ha endogenisert utdanningsandelen. Vi behandler imidlertid denne som eksogen i disse analysene for å fange opp at yrkesdeltakingen for de som er under utdanning er langt lavere enn yrkesdeltakingen for de som ikke er det.

I perioder der kjøpekraften av studielån inklusive stipend er spesielt dårlig, kan det forventes at hyppigheten av deltidsarbeid blant studenter tiltar. Dette momentet er forsøkt ivaretatt med en serie som viser utviklingen i deflatert maksimal årlig låneramme inklusive stipend for en borteboende student over 20 år.

Figur 5.3.3. Låneramme for studenter inklusive stipend. 1000 kroner.
Målt i faste 1979-priser

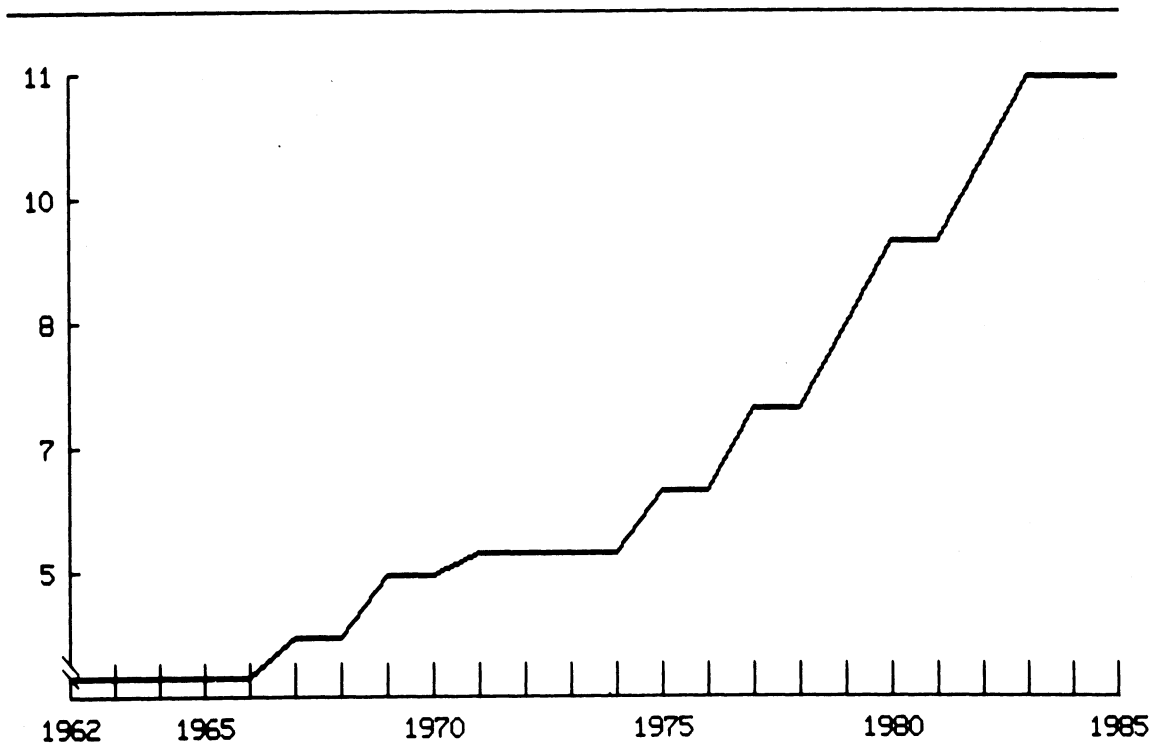


Ved å betrakte utdanningsbeslutningen som en investeringsbeslutning, blir yrkesdeltakingen indirekte en funksjon av nivået på avkastningen av utdanning. Forverrede tilbakebetalingsvilkår av studielån f.eks. i form av økt rente på studielånet, representerer en nedgang i avkastningen av utdanning. Dette kan derfor bidra til økt yrkesdeltaking, både ved at andelen under utdanning går ned isolert sett og ved at flere studenter velger å arbeide ved siden av studiene og samtidig låne mindre enn det maksimalrammen tilsier. En serie for utviklingen av nominell rente for tilbakebetaling av studielån (RS) er konstruert for å gi et bilde av utviklingen i tilbakebetalingsvilkårene.

Det har vært vurdert å konstruere en variabel der den nominelle renten er sett i forhold til eksisterende nivå på bankrente, eventuelt tatt hensyn til inflasjonstakten og skattenivået for å få fram realrenta etter skatt. Et problem med dette er at realrenta etter skatt i flere år ville bli negativ. I en empirisk undersøkelse utført av Biørn og Jensen (1979) over hvor raskt husholdningene endrer sine prisforventninger for varige forbruks-goder som følge av endringer i den faktiske prisstigningen, har de

funnet en svært treg tilpasning. På empirisk grunnlag kan de ikke utelukke at husholdningene bare tar hensyn til det nominelle rentenivået i sine kalkyler av brukerprisene.

Figur 5.3.4. Nominell rente på studielån, prosent



5.3.2. Estimeringsresultater ungdom 20-24 år i alt

Estimeringsresultatene er preget av god føyning og høy grad av "forklart" variasjon. DW er gjennomgående noe lav, men holder seg for hovedalternativene over den nedre grensen i gråsonen.

Arbeidsmarkedsindikatoren og variabelen for tilbud av elevplasser var de forklaringsfaktorene som kom best ut estimeringsmessig. Begge variablene ga gjennomgående opphav til stabile og signifikante effekter. I modellalternativ 1 er arbeidsmarkedsindikatoren spesifisert som eneste forklaringsfaktor. Her blir det meste av variasjonen i materialet "forklart", men en relativt lav verdi på DW tyder på at ikke all systematikk er modellert.

I modell 2 er arbeidsmarkedsindikatoren spesifisert samtidig med

elevplassvariabelen. Elastisitetene tilknyttet disse variablene er beregnet til hhv. 0,54 og -0,24.

Det lot seg ikke gjøre å spesifisere lønn og elevplassvariabelen samtidig. I dette tilfellet ble effekten fra elevplassvariabelen ikke signifikant og positiv, dvs. galt fortegn. Lønnsvariabelen spesifisert alene ga opphav til klart signifikante utslag (modellalternativ 3). Ulike spesifikasjoner med kvinnelønn tydet på visse tregheter i tilpasningen, og det var først og fremst lønn lagget et år tilbake som ga signifikante utslag. Imidlertid antok DW verdien 0,75 noe som er under den kritiske grensen.

Spesifikasjoner med arbeidsledighetsprosenten tydet på en viss treghet i tilpasningen i den grad variabelen kunne sies å gi forklaringskraft. Imidlertid var effektene svært skiftende og gjennomgående ikke signifikante.

Variabelen for nominell rente for tilbakebetaling av studielån viste seg å være nært korrelert med arbeidsmarkedsindikatoren. I den grad variabelen ga opphav til signifikante utslag ble øvrige spesifiserte variable ikke signifikante. Etter estimering av ulike modeller for arbeidskrafttilbudet for denne gruppen valgte vi å se bort fra denne variabelen som forklaringsfaktor til fordel for arbeidsmarkedsindikatoren.

Variabelen for låneramme for studenter ga opphav til relativt stabile negative effekter. Spesifisert sammen med lønn ga variabelen en relasjon som virket tilfredsstillende estimeringsmessig (spesifikasjon 4). Elastisitetene tilknyttet lønn og låneramme er i dette tilfelle beregnet til hhv. 0,67 og -0,25. Det virker imidlertid urimelig at én prosent økning i lånerammen inklusive stipend for studenter skulle medføre at yrkesdeltakelsen til gruppen ble redusert med hele 0,25 prosent. Problemer med den økonomiske tolkningen av relasjonen, samt at relasjon 2 også har bedre statistiske egenskaper, medvirker til at vi valgte å se bort fra relasjon 4. Denne relasjonen er imidlertid interessant i den grad den kan betraktes som en redusert form versjon der yrkesdeltakelse kan sees på som en funksjon av utdanningsvalg som igjen er en funksjon av studiefinansiering og lønn.

Alt i alt vurderte vi relasjon 2 som mest tilfredsstillende. Her er den økonomiske tolkningen rimelig samtidig som føyningsegenskapene er best. Estimeringsresultatene tyder på at gruppens arbeidstilbud er relativt elastisk mhp. arbeidsmarkedsindikatoren og utbygging av utdanningssektoren. Det kan likevel ikke utelukkes at arbeidsfri inntekt for studenter i form

av lån inklusive stipend har betydning for yrkesdeltakingen til gruppen 20-24 år som helhet. En kan heller ikke forkaste at lønn har betydning for gruppens yrkesdeltaking, men det er vanskelig å få separert ut en partiell lønneffekt når arbeidsmarkedsindikatoren og elevplassvariabelen er med.

Tabell 5.3.1 Estimeringsresultater for gruppen ungdom 20-24 år.
Alle variable er på logaritmisk form

Variabel	Modell				Oppdatert estimering
	1	2	3	4	
Lønn, $w_k(-1)$			1,20 (10,53)	1,64 (7,54)	
Arbeidsmarkeds- indikator, NWKI	0,94 (17,37)	1,31 (7,19)			1,31 (10,27)
Elevplasser, NU20		-0,58 (-2,10)			-0,27 (-1,19)
Låneramme, LR				-0,62 (-2,28)	
R ²	0,95	0,96	0,87	0,90	0,97
SER	0,04	0,04	0,07	0,06	0,04
SSR	0,03	0,03	0,08	0,06	0,03
DW	1,18	1,50	0,75	1,35	1,79

Estimeringsperiode 1966-1984, oppdatert estimering 1968-1987
t-verdier i parentes

Etter revisjoner av variablene og forlenging av estimeringsperioden fram til 1987 ga den oppdaterte estimeringen med arbeidsmarkedsindikator og utdanningsandel som forklaringsvariable bedre føyning enn de opprinnelige estimeringene. Den estimerte relasjonen passerte også tester for føyning, autokorrelasjon, heteroskedastisitet, normalitet i restleddene og parameterstabilitet. Koeffisienten foran arbeidsmarkedsindikatoren ble den samme som i de opprinnelige estimeringene, mens koeffisienten foran utdanningsandelen ble en god del mindre og ikke lenger signifikant. Elastisiteten med hensyn på arbeidsmarkedsindikatoren tilsier at yrkesdeltakingen for ungdom i alderen 20-24 år også er forholdsvis fleksibel, men på langt nær i samme grad som for den yngste aldersgruppen.

Tabell 5.3.2 Elastisitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1984

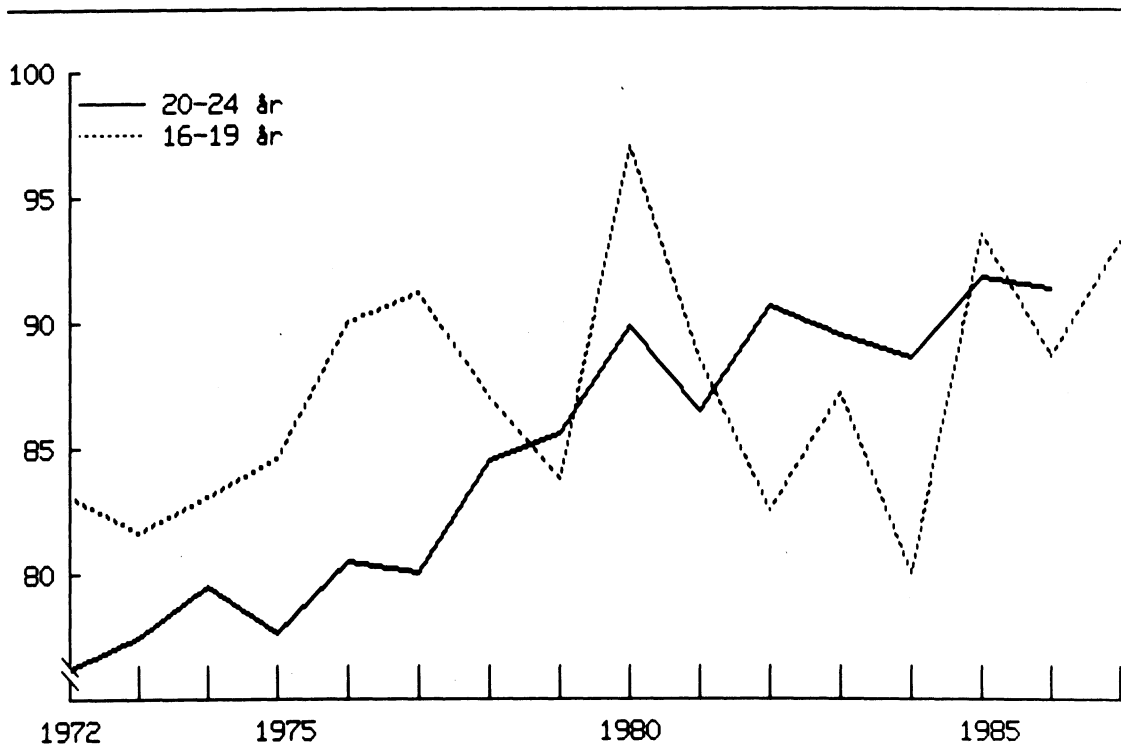
Variabel	Modell				Oppdatert estimering
	1	2	3	4	
$w_k(-1)$			0,49	0,67	
NWKI	0,39	0,54			0,36
NU20		-0,24			-0,07
LR				-0,25	

5.3.3. Oppsplitting av ungdomsgruppen 20-24 år etter elevstatus

I et forsøk på en ytterligere forbedring når det gjelder å forklare utviklingen i yrkesdeltakingen for gruppen 20-24 år har vi på tilsvarende måte som for den yngste aldersgruppen foretatt estimeringer på data oppsplittet etter elevstatus.

Utviklingen i utdanningsandelen for denne gruppen er vist i figur 5.3.2, mens utviklingen i yrkesprosenten for henholdsvis de som ikke er og som er under utdanning er vist i figurene 5.3.5 og 5.3.6.

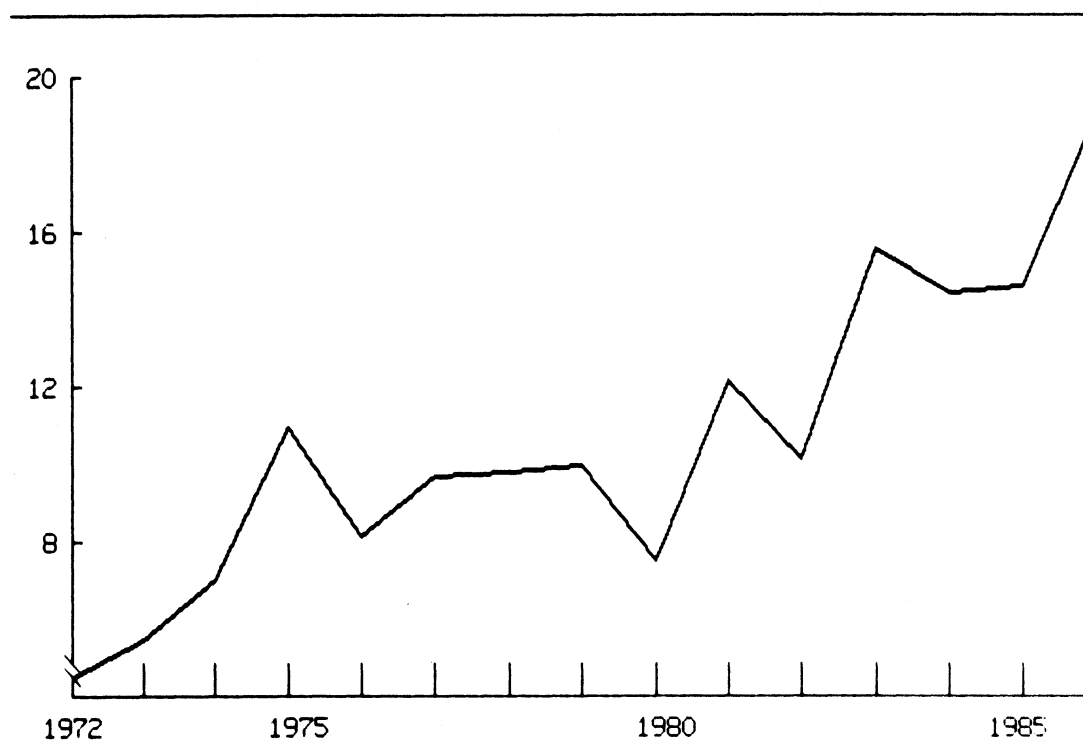
Figur 5.3.5. Yrkesdeltaking for ungdom ikke under utdanning, prosent



Fra figur 5.3.5 ser vi at yrkesdeltakingen for ungdom 20-24 år ikke under utdanning lå noe lavere enn yrkesdeltakingen til den tilsvarende yngste ungdomsgruppen fram til slutten av 70-tallet. Dette kan trolig ha sin forklaring i at en del av den noe eldre ungdomsgruppen har omsorg for små barn.

Yrkesprosenten til ungdom 20-24 år ikke under utdanning har imidlertid steget sterkere enn for den yngste gruppen, fra 76 prosent i 1972 til 92 prosent i 1986, og kan muligens forklares ved endret fruktbarhetsmønster. Økt utdanningsnivå og holdningsendringer kan ha bidratt til at barneproduksjonen skjer stadig seinere i livsløpet. Siden begynnelsen av 70-tallet er det blitt stadig mer vanlig å få det første barnet først etter fylte 25 år (Kravdal (1987)).

Figur 5.3.6. Yrkesdeltaking for ungdom 20-24 år under utdanning, prosent



Yrkesdeltakingen for ungdom 20-24 år under utdanning har svingt rundt en stigende trend over perioden 1972 til 1987. Stigningen i prosentpoeng samsvarer med utviklingen i yrkesprosenten for ungdomsgruppen 16-19 år under utdanning. I 1972 var yrkesprosenten for ungdom 20-24 år under utdanning omlag 5 prosent mot 18 prosent i 1987.

Ved en sammenlikning med figur 5.2.5 over utviklingen i yrkesprosenten til den yngste ungdomsgruppen under utdanning ser vi at yrkesprosenten til den eldste gruppen generelt ligger på et lavere nivå enn yrkesprosenten til den yngste gruppen. Noe av nivåforskjellen kan muligens ha sin forklaring i at datagrunnlaget ikke fanger opp sommerjobber idet intervjuetidspunktene i AKU tidligere var lagt utenom denne tiden.

Estimeringsresultater ungdom 20-24 år under utdanning

Som for den tilsvarende yngre ungdomsgruppen under utdanning er ulike kombinasjoner av lønn (W_k og W_m), arbeidsmarkedsindikatoren (NWKI) og arbeidsledighetsnivået (UR) forsøkt som forklaringsvariable ved estimate-

ringene. I tillegg er det for denne gruppen grunn til å tro at utviklingen i arbeidssfri inntekt i form av ramme for studielån samt stipend (LR) og tilbakebetalingsvilkår uttrykt ved nominell rente (RS) kan ha betydning for yrkesdeltakingen.

Arbeidsmarkedsindikatoren fungerte bra som eneste forklaringsvariabel (spesifikasjon 2) og koeffisienten tilsvarer en elastisitet på 2,45 i 1984. Arbeidsledighetsprosenten ga derimot generelt opphav til feil fortegn og ikke signifikante effekter.

Siden arbeidsmarkedsindikatoren og lønnsvariabelen er sterkt korrelerte, lot det seg ikke gjøre å spesifisere lønn og arbeidsmarkedsindikator samtidig. I en spesifisering med lønn som forklaringsvariabel fungerte kvinnelønnsvariabelen generelt bedre enn industrilønnsvariabelen. Når lønn ble spesifisert alene fikk vi også bedre føyning enn i relasjonen der bare arbeidsmarkedsindikatoren inngikk.

Låneramme for studenter fungerte spesielt bra i en kombinasjon med lagget kvinnelønn (modellalternativ 1). Koeffisientene for lønn og låneramme tilsvarer elastisiteter på hhv. 4,47 og -4,6 beregnet med utgangspunkt i yrkesprosenten i 1984. Dette innebærer at en økning i begge variablene på en prosent, vil bidra til en endring i yrkesdeltakingen for gruppen med hhv. 0,45 og -0,46 tusen personer.

Den sistnevnte spesifiseringen er interessant på grunn av at føyningsegenskapene er noe bedre for denne sammenliknet med de øvrige hovedspesifikasjonene, samtidig som koeffisientene blir nokså presist bestemt. Imidlertid synes elastisitetene å virke noe høye, særlig elastisiteten tilknyttet lånerammen for studenter.

Dette kan trolig ha opphav i multikolinearitetsproblemer mellom lønn og låneramme. Relasjon 1 er derfor forsøkt estimert med ulike restriksjoner på lønnsvariabelen. Ved å justere ned lønnseffekten reduseres også effekten fra variabelen for studiefinansiering. Relasjon 5 synes å være et interessant alternativ både mht. føyningsegenskaper og koeffisientverdier. Den pålagte lønnselastisiteten er beregnet til 3,4 i 1984, mens studiefinansieringselastisiteten i samme år er beregnet til -2,92. En ytterligere nedjustering av lønnseffekten medfører at effekten fra studiefinansieringen avtar ytterligere samtidig som DW synker merkbart.

I relasjon 3 inngår samtidig lønn i stedet for lagget lønn samtidig som det ikke er benyttet noen restriksjon på lønnsvariabelen. Denne spesifiseringen kan vurderes på linje med alternativ 5, og effekten og føyningsegenskapene er omtrent de samme.

Nominell rente på studielån er sterkt korrelert med arbeidsmarkedsindikatoren. Dette gjør at disse variablene ikke kan spesifiseres samtidig. I de modellalternativene hvor rentevariabelen er spesifisert alene får den signifikant positivt utslag og de tilhørende elastisitetene blir relativt store. Dette resultatet kan imidlertid skyldes at variabelen i dette tilfellet også ivaretar effekten fra arbeidsmarkedsindikatoren.

De relativt høye elastisitetene tilknyttet lønn og studiefinansiering i spesifisering 1, 3 og 5 kan tyde på at ungdom 20-24 år under utdanning har et svært elastisk arbeidskrafttilbud mhp. lønns- og studiefinansieringsforhold. Lave verdier på DW-testen når lønn ikke er spesifisert tyder på at økonomiske forhold må med for å forklare utviklingen i gruppens yrkesdeltakelse på en tilfredsstillende måte. Alternativ 2 med arbeidsmarkedsindikatoren ga også en rimelig grad av forklaringskraft, og det kan ikke utelukkes at ekspansjonen i de tjenesteytende næringer har påvirket gruppens yrkesdeltaking.

De høye lønnselastisitetene kan trolig oppfattes som en bruttoelastisitet siden arbeidsmarkedsindikator og lønn er nært korrelert. En kunne derfor ha forsøkt med en kombinasjonsvariant der både arbeidsmarkedsindikator og lønnsforhold inngikk ved å benytte a priori restriksjoner på en av variablene.

Tabell 5.3.3. Estimeringsresultater for gruppen ungdom 20-24 år under utdanning. Alle variable er på logaritmisk form

Variabel	Modell					
	1	2	3	4	5	6
Arbeidsmarkedsindikator, NWKI		2,92 (5,37)				
Lønn, w_k			5,22 (7,91)	4,21		
$w_k(-1)$	5,32 (8,59)			0,21	4 ¹	3 ¹
Låneramme for studenter, LR	-5,48 (-3,81)		-3,16 (-2,29)		-3,48 (-2,78)	-1,98 (-1,23)
R ²	0,89	0,72	0,87	0,80	0,88	0,86
SER	0,16	0,23	0,17	0,21	0,18	0,23
SSR	0,24	0,60	0,28	0,43	0,35	0,58
DW	2,84	1,52	2,57	2,02	1,87	1,20

Estimeringsperiode 1972-1984, t-verdier i parantes

¹Pålagt som a priori restriksjon

Tabell 5.3.4. Elastisitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1984

Variabel	Modell					
	1	2	3	4	5	6
NWKI		2,45				
w_k			4,38	3,54		
$w_k(-1)$	4,47			0,18	3,4	2,5
LR	-4,6		-2,65		-2,92	-1,66

Estimeringsresultater ungdom 20 - 24 år ikke under utdanning

Valget mellom utdanning, det å få barn og yrkesdeltaking kan i realiteten oppfattes som en mer eller mindre simultan beslutningsprosess. I denne analysen har vi gjort den forenkling å anta at beslutningen om utdanning og barnetall allerede er foretatt slik at individet står overfor valget mellom yrkesdeltaking eller ikke gitt disse beslutningene. For ungdom ikke under utdanning kan barnetallet, lønna, arbeidsmarkedsindika-

toren og arbeidsledighetsprosenten være mulige forklaringsfaktorer bak utviklingen i yrkesdeltakingen. På grunn av vanskeligheter med å skaffe tidsserier for barnetallet for denne gruppen, er denne variabelen likevel ikke forsøkt.

Arbeidsmarkedsindikatoren kom best ut som forklaringsfaktor. Spesifisert alene ga den opphav til et koeffisientestimat på 2,11, og dette tilsvarer en elastisitet på 0,3.

Lønnsvariabelen fikk gjennomgående ustabile koeffisienter og ofte feil fortegn. Resultatene tyder imidlertid på at kvinnelønnsvariabelen fungerer noe bedre enn industrilønsvariabelen og at utslaget først gjør seg gjeldende etter ett år. En relasjon der kvinnelønnsvariabelen ble spesifisert alene greide likevel ikke å fange opp systematikken i materialet. Arbeidsledighetsprosenten fikk også gjennomgående feil fortegn.

Tabell 5.3.5. Estimeringsresultater for gruppen ungdom 20-24 år ikke under utdanning. Alle variable er på logaritmisk form

Variabel	Modell	
	1	2
Arbeidsmarkeds- indikator, NWKI	2,11 (2,76)	
Lønn, w_k		0,61 (0,51)
$w_k(-1)$		1,99 (1,82)
R^2	0,95	0,83
SER	0,03	0,12
SSR	0,01	0,14
DW	1,68	0,61

Estimeringsperiode 1972-1984
t-verdier i parentes

Tabell 5.3.6. Elastisitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1984

Variabel	Modell	
	1	2
NWKI	0,3	
w_k		0,08
$w_k (-1)$		0,26

Estimeringsresultater ungdom 20-24 år samlet, perioden 1972-1984

Hvis spesifikasjon 1 for yrkesdeltakingen til ungdom 20-24 ikke under utdanning og spesifikasjon 2 for ungdom 20-24 år under utdanning legges til grunn for yrkesdeltakingen til ungdomsgruppen som helhet, vil elastisiteten for totalgruppen i dette tilfellet bli 0,4 mhp. arbeidsmarkedsindikatoren beregnet i 1984.

Ved estimering direkte på den aggregerte ungdomsgruppen over perioden 1972 til 1984 ga en relasjon med arbeidsmarkedsindikatoren som eneste forklaringsfaktor en elastisitet i 1984 på 0,41, se modellalternativ 2 i tabell 5.3.7. Dette samsvarer bra både med resultatet fra de oppsplittede estimeringene og estimeringene basert på hele perioden 1966-1984 gjengitt i tabell 5.3.1.

De øvrige spesifikasjoner 1-4 referert for ungdom 20-24 år under utdanning ble også forsøkt for den aggregerte ungdomsgruppen. I spesifikasjon 1 og 3 ble koeffisienten for låneramme ikke signifikant. I spesifikasjon 4 ga lønnsvariabelen ingen signifikant effekt samtidig som DW ble svært lav. Kun relasjonen med arbeidsmarkedsindikator som eneste forklaringsfaktor ga tilfredsstillende statistiske resultater.

Som i estimeringene gjengitt i tabell 5.3.1 er en tidsserie for den relative andelen av denne ungdomsgruppen som er under utdanning forsøkt som tilleggsvariabel i alle spesifikasjonene 1-4. Variabelen ga imidlertid opphav til ikke signifikante koeffisienter med feil fortegn. Dette indikerer at betydningen av utdanningsvariabelen har avtatt på 70- og 80-tallet, noe som også framgår av den oppdaterte estimeringen fra 1968 til 1987.

Tabell 5.3.7. Estimeringsresultater for ungdom 20-24 år. Alle variable er på logaritmisk form

Variabel	Modell			
	1	2	3	4
Arbeidsmarkedsindikator, NWKI		1,20 (13,73)		
Lønn, w_k			1,52 (4,17)	0,29 (0,34)
$w_k(-1)$	1,67 (5,38)			1,13 (1,46)
Låneramme for studenter, LR	-0,98 (-1,38)		-0,14 (-0,19)	
R ²	0,79	0,94	0,70	0,75
SER	0,08	0,04	0,09	0,08
SSR	0,06	0,02	0,09	0,07
DW	1,58	2,33	0,90	0,97

Estimeringsperiode 1972-1984
t-verdier i parantes

Tabell 5.3.8. Elastisitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1984

Variabel	Modell			
	1	2	3	4
NWKI		0,41		
w_k			0,52	0,10
$w_k(-1)$	0,57			0,38
LR	-0,33		-0,05	

Føyningsegenskaper ved stratifiseringsforsøk, ungdom 20-24 år

For å vurdere om en oppsplitting etter utdanning er hensiktsmessig eller ikke har vi foretatt en historisk simulering på de to alternativene for å se hvilken framgangsmåte som føyer best totalt sett.

For gruppen ungdom 20-24 år ble RMS 0.80 når det ble simulert med bakgrunn i relasjonen for den aggregerte ungdomsgruppen mot 0.51 for den

disaggregerte. Av simuleringsplott gikk det også fram at relasjonen som er estimert med bakgrunn i de disaggregerte ungdomsgruppene føyde best. Det er likevel mindre å hente i form av lavere RMS ved oppsplitting av ungdomsgruppen 20-24 år sammenliknet med oppsplitting av ungdomsgruppen 16-19 år.

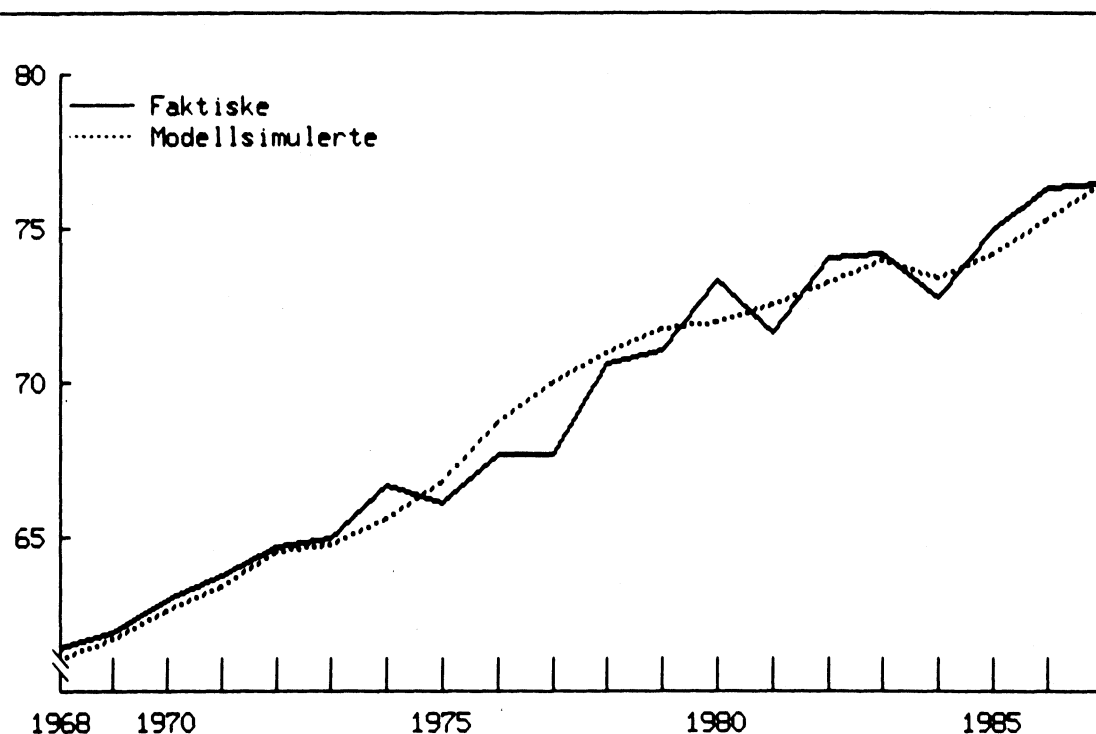
Ved oppsplitting av ungdomsgruppen 20-24 år hadde vi også problemer med å avgjøre hvilke økonomiske faktorer og i hvilken grad de påvirket yrkesdeltakingen for de som er under utdanning. Samtidig fikk vi en rimelig bra yrkesdeltakingsrelasjon med arbeidsmarkedsindikator og studieplassestilbud som forklaringsfaktor ved estimeringene på den aggregerte ungdomsgruppen over perioden 1966-1984. Føyningen ble også svært god, og bedret seg ytterligere ved den oppdaterte estimeringen.

På grunn av dette har vi ved implementering av yrkesdeltakingsrelasjoner i MODAG valgt å holde fast ved en aggregert versjon for ungdom 20-24 år. Med dette valget har vi fått en samlet yrkesdeltakingselastisitet tilknyttet ekspansjon i de tjenesteytende næringer og tilbud av studieplasser beregnet til 0,36 og -0,07 i 1984 for denne gruppen. Det kan imidlertid ikke utelukkes at lønn også har vært en medvirkende forklaringsfaktor, spesielt for de som er under utdanning.

5.3.4. Historisk føyning

Figur 5.3.7 viser utviklingen i faktisk og modellsimulert yrkesprosent for gruppen 20-24 år over perioden 1968 til 1987 der den modellsimulerte serien er beregnet med utgangspunkt i den oppdaterte estimeringen. Tabell 5.3.9 gir dessuten tre summariske føyningsmål.

Figur 5.3.7. Modellsimulerte og faktiske yrkesprosjenter. Ungdom 20-24 år



Tabell 5.3.9. Føyningsmål

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standardavvik på prosentvis avvik	RMS-feil/RMS-nivå. Prosent
Yrkesprosjent ungdom 20-24 år	0,02	1,28	1,25

Fra tabellen ser vi at gjennomsnittlig prosentvis avvik fra faktiske yrkesprosjenter er 0,02. Spredningen rundt gjennomsnittet er knapt 1,3 prosent for denne ungdomsgruppen. Med den estimerte relasjonen bommer vi mest i 1977. Det er en tendens til at de estimerte yrkesprosjentene ligger over de faktiske i siste halvdel av 70-tallet, mens vi underestimerer svakt på begynnelsen og slutten av estimeringsperioden.

Selv om den modellsimulerte serien føyer bra til den faktiske hele perioden sett under ett, har vi problemer med å fange opp svingningene fra år til år. En kan likevel ikke se bort fra at dette til en viss grad kan ha

sammenheng med tilfeldigheter i AKU. Som for gruppen 16-19 år kommer problemene med å fange opp år-til-år bevegelsene også til syne ved forsøkene på å dekomponere utviklingen i yrkesprosenten etter forklaringsfaktorer over fem-års-perioder. Dette er belyst i tabell 5.3.10.

Tabell 5.3.10. Dekomponering av faktorene bak utviklingen i yrkesprosenten for ungdom 20-24 år over perioden 1972-1987.¹

	1972-77	1977-82	1982-87
Arbeidsmarkedsindikator	5,9	3,8	3,6
Utdanningsandel	-0,4	-0,5	-0,2
Vernepliktige	-0,0	-0,0	-0,6
Samlet modellberegnet endring i yrkesprosenten	5,5	3,2	3,2
Faktisk endring i yrkesprosenten	3,1	6,3	2,5

¹ Tallene har tolkning som endring i prosentpoeng.

Av tabellen går det fram at det er arbeidsmarkedsindikatoren som har bidratt til veksten i yrkesdeltakingen over alle de tre delperiodene. Mens veksten i den modellberegnete serien er overvurdert i femårsperioden 1972-77 er den undervurdert i perioden deretter, og dette har i stor grad sammenheng med det store avviket i 1977. Utdanningsandelen bidro svakt negativt i de to første periodene og hadde bare liten betydning i den siste.

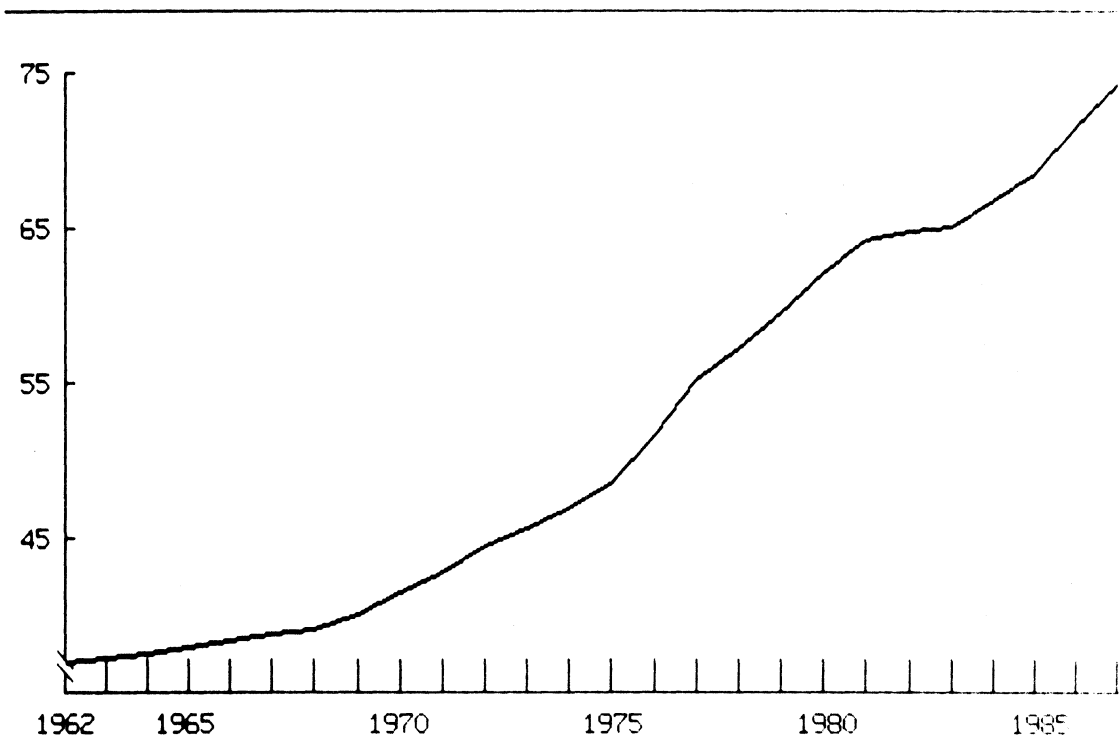
5.4. Gifte kvinner 25-66 år

5.4.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer

Som kommentert i kapittel 4 gjenspeiler veksten i den aggregerte yrkesprosenten for alle sosiodemografiske grupper på 70- og 80-tallet i stor grad utviklingen i yrkesprosenten for gifte kvinner. En analyse av hvilke faktorer som har vært med på å påvirke veksten i yrkesdeltakingen for denne gruppen kan derfor være spesielt viktig for å få økt innsikt i hvordan den aggregerte yrkesdeltakingen kan tenkes å utvikle seg framover

og hvordan offentlig politikk virker inn. Figur 5.4.1 viser utviklingen i yrkesprosenten for gifte kvinner i alderen 25-66 år, og vi ser at det er særlig etter 1970 at veksten har vært sterk. I 1987 var yrkesprosenten for denne gruppen kommet opp i 74 prosent, men var likevel fortsatt en del lavere enn yrkesprosenten for menn i samme aldersgruppe, som var på 90 prosent.

Figur 5.4.1. Yrkesdeltaking for gifte kvinner 25-66 år, prosent

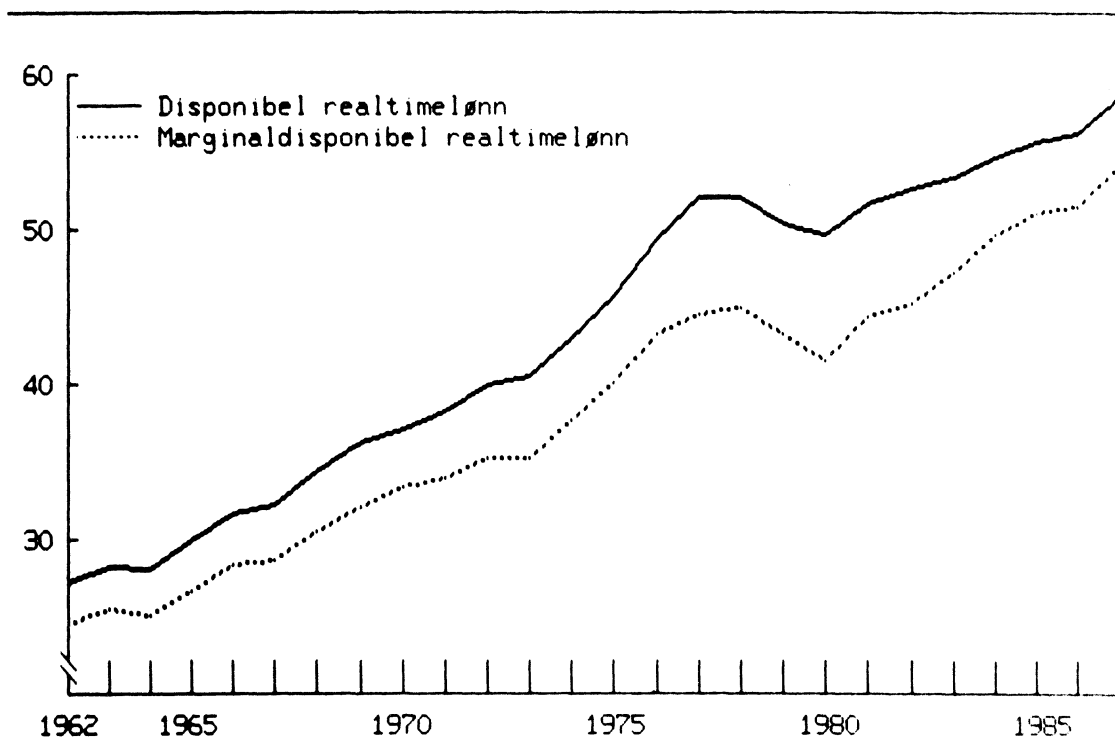


Generelt vil det være mange faktorer, både av sosiologisk, sosiodemografisk og økonomisk karakter, som er med på å bestemme gifte kvinners arbeidsmarkedstilpasning. For flere av disse faktorene er det imidlertid svært vanskelig å skaffe gode tidsseriedata. Dette gjelder spesielt de faktorer som har med sosiologiske forhold og holdninger å gjøre. Disse analysene er derfor begrenset til å se på betydningen av de økonomiske og sosiodemografiske faktorene. Vi har videre avgrenset klassen av forklaringsvariable på bakgrunn av tidligere studier av faktorer som påvirker gifte kvinners yrkesaktivitet både i Norge og i andre land.

Som redegjort for i kapittel 2.2 vil en økning i et individs marginaldisponible realtimelønn gi en positiv substitusjonsvirkning som

isolert sett øker individets arbeidstilbud. Dette kan ha en positiv effekt både på yrkesdeltakingen og tilbudte timer gitt at en er i arbeid. Som påpekt i avsnitt 5.2.1 kan det imidlertid tenkes at disponibel reallønn er en bedre forklaringsfaktor enn marginaldisponibel når det gjelder å forklare utviklingen i yrkesdeltakingen, og begge disse seriene gjengitt i figur 5.4.2 er derfor forsøkt som forklaringsvariable.

Figur 5.4.2. Disponibel og marginal-disponibel reallønn for kvinner målt i 1987-kroner



Marginal disponibel reallønn for kvinner er beregnet på følgende måte:

$$w_k = \frac{W_k (1-t')}{p}$$

der W_k : er et veiet gjennomsnitt av kvinners nominelle timelønn i makro.

t' : marginal skattesats for en lønsmottaker i klasse 1 med gjennomsnittsinntekt og ingen andre fradrag enn standardfradrag.

P : deflatoren for privat konsum.

Den aggregerte nominelle timelønna for kvinner er en veiet sum av kvinners gjennomsnittlige timelønn i de ulike produksjonssektorene i MODAG, der vektene er antall utførte timeverk av kvinner. De benyttede lønnsatsene inkluderer betaling for overtid.

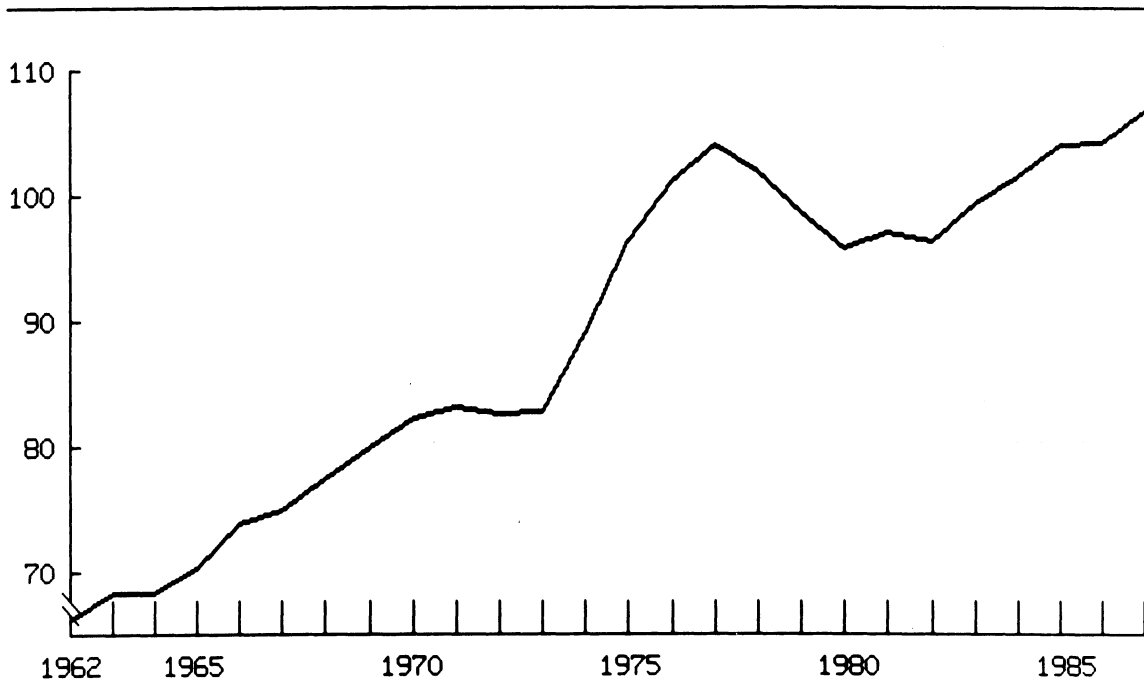
Blant annet som følge av det norske skattesystemet med to skatteklasser og endrede skatteregler over tid, er det svært komplisert å konstruere en tidsserie for den marginalsattesatsen som kvinner som vurderer å gå ut i arbeidslivet står overfor. Opplysninger om gifte kvinners tilpassning på arbeidsmarkedet tyder imidlertid på at mange liknes sammen med ektemannen og derfor står overfor en relativt høy marginalsatt (jf. Ljones og Strøm (1985)). Ved beregningene av realdisponibel timelønn for kvinner har vi lagt til grunn at marginalsattesatsen for kvinner utvikler seg parallelt med sattesatsen for en gjennomsnittlig lønsmottaker i industrien. De formelle sattesatser og den faktiske utviklingen i inntekter og fradrag er lagt til grunn for beregningen av denne variabelen (se Lindquist og Sannes (1989)). Beregningen representerer en rimelig tilnærming så lenge majoriteten av de sysselsatte kvinnene enten har en lønnsinntekt omtrent som for en gjennomsnittlig lønsmottaker eller skatter sammen med ektefellen og han har en lønnsinntekt nær dette.

På tilsvarende vis er serien for gjennomsnittsskatten til en gjennomsnittlig lønsmottaker i industrien i klasse 1 lagt til grunn ved beregning av den disponible reallønna for kvinner. Som det går fram av figuren viser de to kurvene et noenlunde parallelt forløp. Likevel er de påvirket av at marginalsatten steg sterkere enn gjennomsnittsskatten på slutten av 70-tallet, mens marginalsatten har vist en noe gunstigere utvikling på 80-tallet.

På grunn av at en lønnsøkning for et husholdningsmedlem gjør det mulig for husholdningen å redusere det samlede arbeidstilbudet og samtidig opprettholde eller øke den materielle levestandarden, får en også en negativ inntektseffekt som virker på arbeidstilbudet til alle medlemmene av husholdningen. Nettoeffekten for det individet som erfarte en lønnsøkning vil derfor være usikker. Utviklingen i ektefellens inntekt vil dessuten både via inntektseffekten og kryss-substitusjonseffekten kunne ha betydning for et individs arbeidstilbud. I tillegg til kvinners marginaldisponibel realltimelønn har vi derfor ved estimering av gifte kvinners arbeidstilbud også inkludert disponibel realårslønn for en gjennomsnittlig lønsmot-

taker i industrien. Denne variabelen er vist i figur 5.4.3. Årslønnsvariabelen antas å fange opp inntektseffekten på gifte kvinners arbeidstilbud i makro ved endringer i deres ektefelles realdisponible årslønn.

Figur 5.4.3. Disponibel realårslønn for en gjennomsnittlig lønnsnettaker i industrien, 1000 1979-kroner



Disponibel realårslønn for en gjennomsnittlig lønnsnettaker i industrien er beregnet ved:

$$w_m = \frac{W_m H (1 - \bar{t})}{p}$$

der W_m : Nominell timelønn for en lønnsnettaker i industrien

H : Antall timer i et normalårsverk for lønnsnettakere i industrien

\bar{t} : Gjennomsnittskattesats for en heltidsansatt lønnsnettaker i industrien

W_m er beregnet som en veiet sum av gjennomsnittlig nominell timelønn for lønnsnettakere i de ulike industrisektorene i MODAG, der vektene

er utførte timeverk. Disse lønssatsene inkluderer betaling for overtid. Ved å multiplisere med antall timer i et normalårsverk kommer en fram til årslønna for en lønsmottaker i industrien.

De benyttede skattesatsene er beregnet ved Gruppe for analyse av offentlig økonomi og arbeidsmarked (GOA) ved SSB med utgangspunkt i skatteregler og lønnsinformasjon.

Ved å sammenlikne figur 5.4.2 og 5.4.3 ser vi at marginal realdisponibel timelønn for kvinner og realdisponibel årslønn for lønsmottakere i industrien har utviklet seg relativt parallelt over analyseperioden. Avvik gjenspeiler arbeidstidsreformer, forskjeller i utviklingen i hhv. de marginale og gjennomsnittlige skattesatsene, og ulik utvikling i den aggregerte timelønnsatsen for kvinner og lønsmottakere i industrien.

Den prosentvise veksten i realdisponibel timelønn, over perioden 1962 til 1987 under ett, var 100 prosent for lønsmottakere i industrien og 114 prosent for kvinner. Dette reflekterer at kvinners timelønn i prosent har økt sterkere enn menns timelønn i de aller fleste næringer over denne perioden.

Ved å sammenlikne figurene 5.4.1 og 5.4.2 ser vi at yrkesprosenten og den marginaldisponible realtimelønna for gifte kvinner har hatt perioder med avvikende utvikling. Marginaldisponibel realtimelønn for kvinner økte i de fleste årene over perioden 1962-1985, og økningen var spesielt sterk i første halvdel av 70-tallet. På grunn av at lønnsveksten ikke holdt følge med veksten i konsumprisene i årene rundt lønns- og prisstoppen, var det et fall i marginaldisponibel realtimelønn for kvinner i perioden 1978-1980. Av figur 5.4.1 ser vi at yrkesprosenten for gifte kvinner var relativt stabil fram til 1970 til tross for en klar vekst i kvinners marginaldisponible realtimelønn. Over perioden 1978-1980, hvor det var et fall i denne timelønnsindeksen, fortsatte imidlertid yrkesprosenten å øke sterkt. Dette kan være en indikasjon på at andre forklaringsfaktorer med betydning for yrkesdeltakingen motvirket effektene fra kvinners lønnsutvikling, eller at denne forklaringsvariabelen har hatt begrenset betydning for gifte kvinners yrkesdeltaking over analyseperioden. På grunn av den parallelle utviklingen i w_k og w_m kan det også tenkes at den partielle effekten på gifte kvinners arbeidskrafttilbud av endringer i w_k er positiv og tilnærmet like stor i tallverdi som den negative inntektseffekten fra endringer i ekte-menneses årslønn.

Yrkesdeltakingen blant kvinner kan også være direkte påvirket av etterspørselen etter arbeidskraft (jf. diskusjonen i kapittel 2.4 om "dis-

courage worker" effekten). Opplysninger fra Statistisk sentralbyrås arbeidskraftundersøkelse (AKU) tyder på at det spesielt blant kvinner finnes en del personer som ikke har søkt inntektsgivende arbeid, underforstått til de lønnsbetingelser som eksisterer, på grunn av "mangel på passende arbeid". På 70- og 80-tallet er det imidlertid blitt skapt mange "kvinnearbeidsplasser" som følge av den sterke veksten i offentlig og privat tjenesteyting. På bakgrunn av dette har vi konstruert en arbeidsmarkedsindikator som uttrykker ekspansjonen i de tradisjonelle kvinnenæringene. Indikatoren gir uttrykk for hvor sterk veksten i kvinnesysselsettingen ville ha vært i disse næringene dersom sysselsettingsfordelingen på kvinner og menn hadde vært konstant lik fordelingen i 1976. Ved beregningene er følgende formel benyttet:

$$NWKI = \sum_{ii} (NKA_{ii, 1976}) * NW_{ii}$$

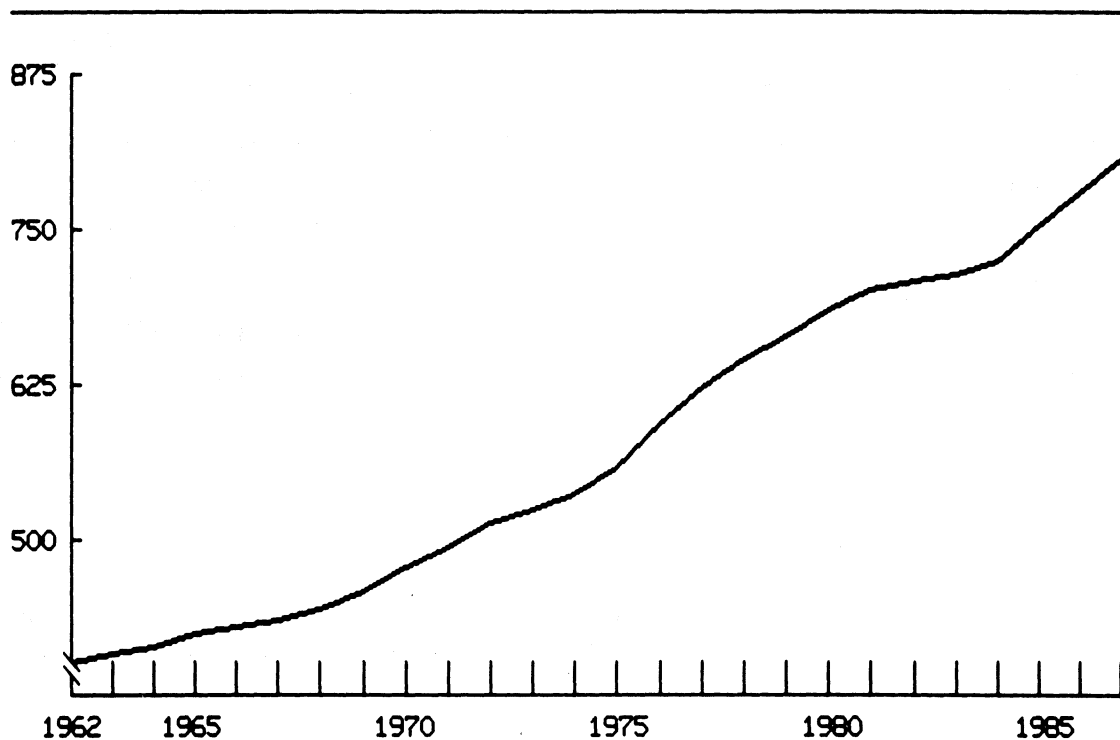
der NKA_{ii} : Forholdet mellom antall sysselsatte kvinner og totalt antall sysselsatte lønsmottakere i produksjonssektor ii

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

Et problem med denne variabelen er at den blir endogent bestemt i modellen (og økonomien) slik at det oppstår et simultanitetsproblem tilsvarende det som er omtalt i avsnitt 3.3. Ut fra de testene som er utført ved etimeringen av gifte kvinners arbeidstilbud synes dette imidlertid ikke å være et alvorlig problem i praksis. Analysen indikerer at kvinner ser ut til å være rasjonert på arbeidsmarkedet, og arbeidsmarkedsindikatoren kan være en brukbar indikator for de mulighetene som gjør seg gjeldende.

Arbeidsmarkedsindikatoren er vist i figur 5.4.4. Vi ser at veksten i kvinnenæringene har vært forholdsvis sterk siden 1970, og veksten var spesielt sterk på siste halvdel av 70-tallet og fra 1984 til 1987.

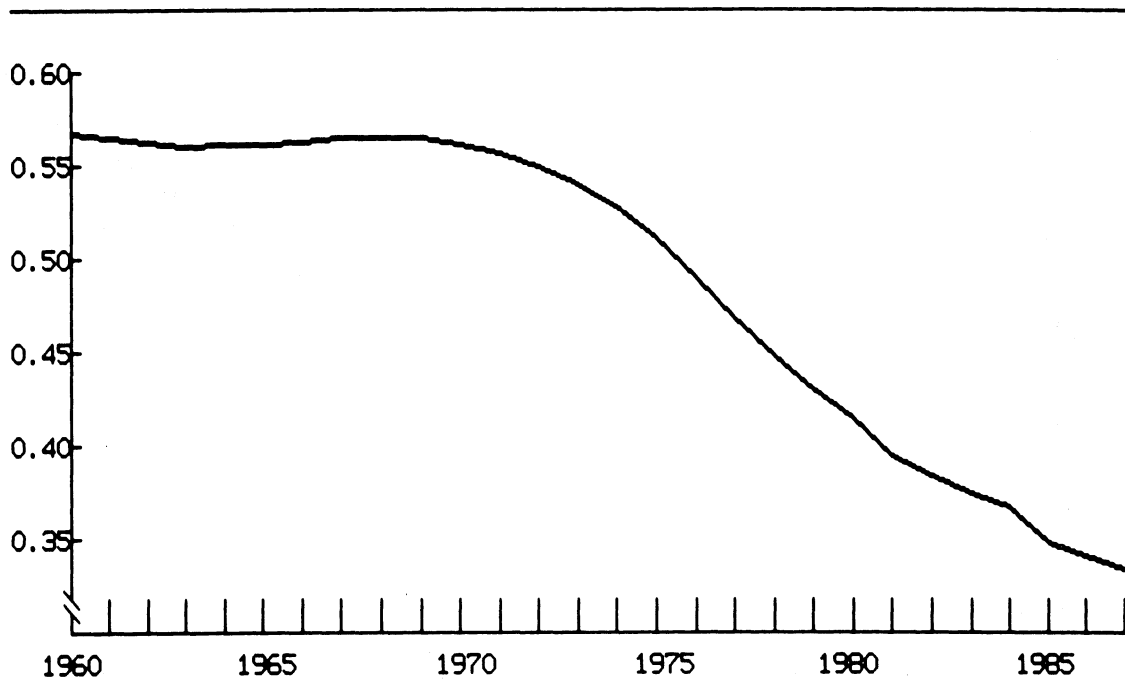
Figur 5.4.4. Arbeidsmarkedsindikator for kvinner



Sosiodemografiske forhold kan tenkes å ha stor betydning for kvinners arbeidstilbud. Spesielt er det rimelig å anta at omsorgsarbeid for barn har bidratt til å holde kvinner utenfor yrkeslivet. Figur 5.4.5 viser utviklingen i antall barn i aldersgruppen 0-6 år i ekteskap pr. gift kvinne. Vi ser at barnetallet har sunket drastisk etter 1974, og denne utviklingen kan derfor ha bidratt til den sterke veksten i yrkesdeltakingen som har funnet sted i disse årene. Det kan imidlertid også være slik at nedgangen i barnetallet skyldes økningen i yrkesdeltakelsen for gifte kvinner og ikke omvendt. I såfall burde vi ha modellert fødselsraten endogent med utviklingen i yrkesdeltakelsen som en forklaringsfaktor.

Det kan også tenkes at kvinners beslutninger om barnefødsler og arbeidsmarkedstilpasning er av simultan karakter. I en slik situasjon vil de parametrene vi estimerer i en-relasjonsmodellen for arbeidstilbudet ikke ha tolkning som genuine strukturparametre men parametre i en betinget modell. Dette er diskutert mer inngående i kapittel 3.

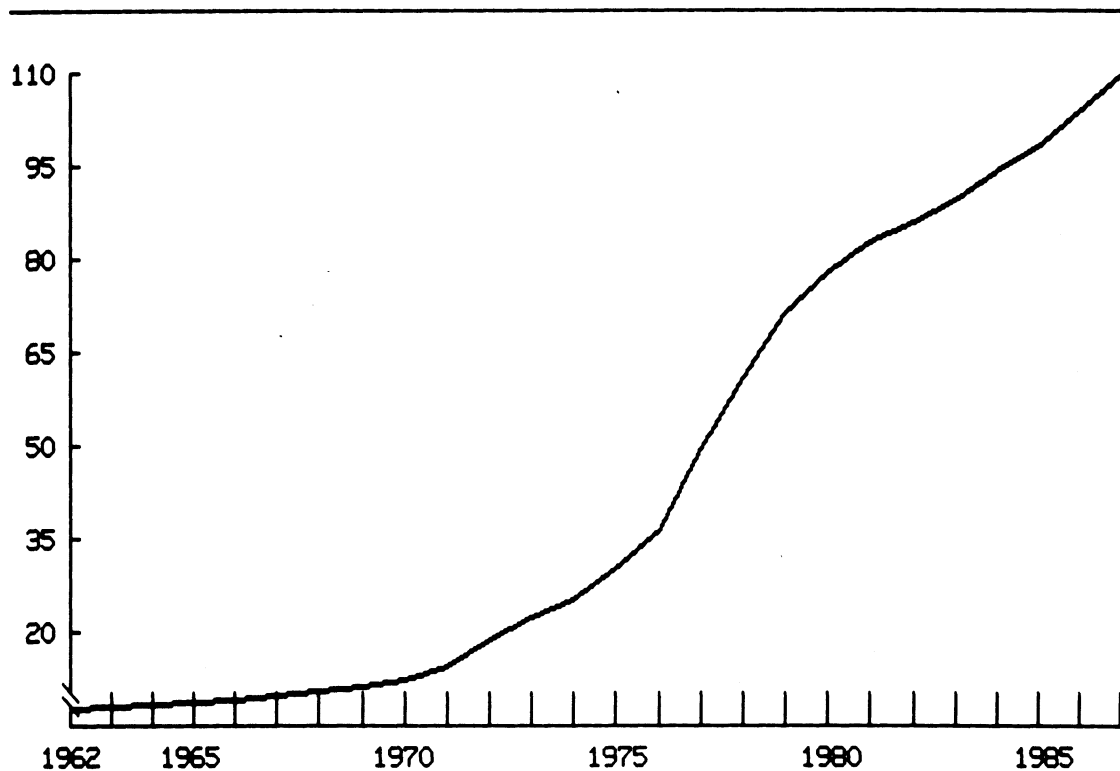
Figur 5.4.5. Antall barn i alderen 0-6 år i ekteskap pr. gift kvinne



Barnetallsvariabelen er konstruert ved å dividere antall barn i aldersgruppen 0-6 år som lever innenfor ekteskap med antall gifte kvinner i aldersgruppen 25-66 år. Det er en avveining hvorvidt en skal betrakte barnetallet i forhold til referansegruppen ved estimeringene eller om en skal legge en trangere aldersgruppe til grunn. Småbarn kan antas å ha størst betydning for de yngre kvinnene innenfor gruppen 25-66 år, men ettersom alderssammensetningen blant kvinnene endrer seg forholdsvis langsomt, har dette ikke noen stor betydning for estimeringsresultatene.

Dersom omsorg for barn i stor utstrekning har bidratt til å holde kvinner utenfor yrkeslivet, er det rimelig å anta at utviklingen i barnehageplasser også kan ha vært en viktig faktor. Offisielle tall fra SSB gir oversikt over antall barn i offentlige og private barnehager og daghjem. Vi har ikke inkludert korttidsparker i disse tallene.

Figur 5.4.6. Antall barn i barnehager, 1000 barn



Av figur 5.4.6 ser vi at utbyggingen av barnehageplasser først fikk omfang av betydning etter 1970. Utbyggingen var spesielt sterk i årene 1976–1981 og falt sammen med den sterke nedgangen i barnetallet. Dette resulterte i at barnehagedekningen økte kraftig i denne perioden, men til tross for dette var dekningsgraden i 1985 ikke mye over 25 prosent. Vi har også forsøkt med antall barn i barnehager over antall barn i alt 0–6 år som forklaringsvariabel ved estimeringene.

Yrkesdeltakingen varierer fra aldersgruppe til aldersgruppe, noe som også avspeiler seg ved analyser av individdata. Prinsipielt burde vi derfor ha sett på tilpasningen for mer disaggregerte aldersgrupper av gifte kvinner. Denne analysen er imidlertid begrenset til å se på utviklingen for aldersgruppen 25–66 år under ett. Betydningen av at eldre kvinner gjennomgående har hatt lavere yrkesdeltaking enn yngre kvinner er forsøkt tatt hensyn til ved å beregne utviklingen i gjennomsnittsalderen for gruppen som helhet. Imidlertid kan betydningen av alder for yrkesdeltakingen splittes i to tildels motstridende effekter, en livssyklus-effekt og en generasjonseffekt. Begge disse effektene vil virke i tidsseriedata, og det kan derfor reises innvendinger mot å ta hensyn til alderseffekten

ved hjelp av en indikator.

Livssykluseffekten betegner variasjonen i yrkesdeltakelsen over den enkelte kvinnes livsløp som avhenger av de faser kvinnen gjennomlever. Med faser menes f.eks. perioder med videre utdanning, omsorg for hhv. små og store barn og alderdommen der også omsorg for syk ektefelle kan spille inn for mange gifte kvinner. Studier av grupper av kvinner født på ulike tidspunkt har avdekket et mønster som har gjort seg gjeldende historisk. Yrkesdeltakelsen er relativt lav når kvinnene tilhører de yngste aldersgruppene som følge av både utdanning og omsorg for små barn. Yrkesprosenten øker så fram til en topp rundt 40 års alderen for deretter å avta igjen. Forskyvninger i befolkningssammensetningen ved en økende andel gifte kvinner f.eks. i aldersintervallet 25-34 år på bekostning av andelen i intervallet 35-44 år, vil derfor isolert sett kunne redusere yrkesdeltakingen for gruppen gifte kvinner 25-66 år.

Imidlertid kan en god del av forskjellen i yrkesdeltaking mellom de ulike aldersgruppene være generasjonsbetinget. Kvinner født på ulike tidspunkt, dvs. i ulike generasjoner, kan som følge av andre erfaringer, forventninger og muligheter ha ulike holdninger til arbeidsmarkedet. Effekten av dette kan være at selv om det generelle livssyklusmønsteret følges også av nye generasjoner av kvinner, så vil yrkesprosenten være høyere på alle alderstrinn i forhold til tidligere generasjoner. Dette innebærer i såfall at virkningen på arbeidstilbudet av en nedgang i gjennomsnittsalderen, ved at antall kvinner i nye generasjoner er større enn i tidligere, vil være positiv.

Virkningen på arbeidstilbudet for gifte kvinner 25-66 år av en nedgang i gjennomsnittsalderen er altså usikker og vil generelt avhenge av årsaken til aldersutviklingen. Ved beregning av gjennomsnittsalderen ble følgende formel benyttet:

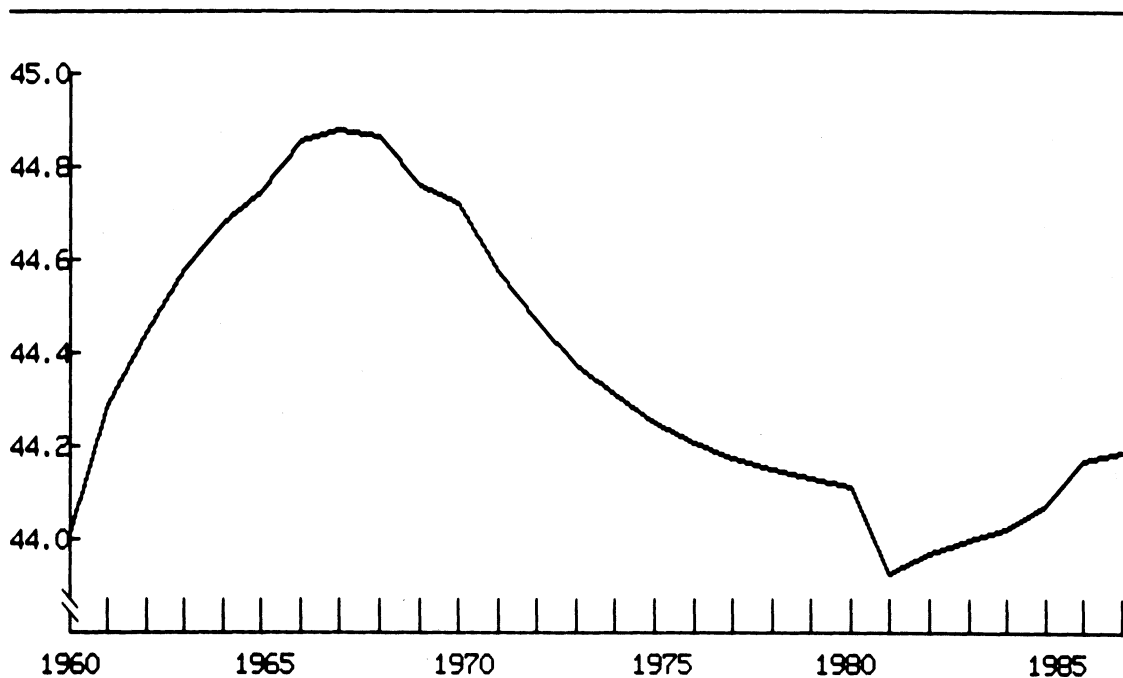
$$AKG = \frac{\sum_a A_a * NBKG_a}{\sum_a NBKG_a}$$

der A_a : Definert "gjennomsnittsalder" over 13 ulike aldersintervall a

$NBKG_a$: Antall gifte kvinner i aldersintervall a

Gjennomsnittsalderen til gifte kvinner i aldersgruppen 25-66 år er vist i figur 5.4.7.

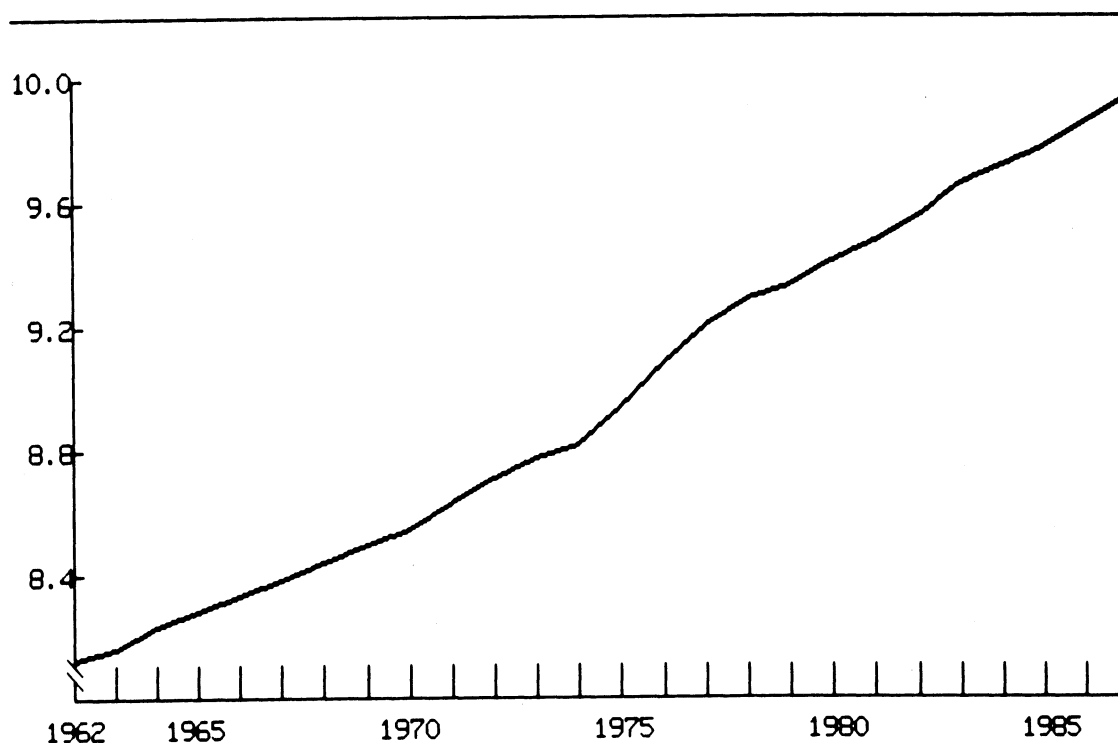
Figur 5.4.7. Gjennomsnittsalder for gifte kvinner i aldersgruppen 25-66 år



I store befolkningsgrupper vil det ta tid før generelle demografiske forhold som f.eks. gjennomsnittsalder endrer seg. Årsaken er at befolkningen er en treg masse det tar tid å endre. Vi ser at gjennomsnittsalderen økte svakt fram til 1967. Deretter falt den tilsvarende fram til 1980, hvoretter den på ny har vært i svak vekst.

Høyere utdanningsnivå blant kvinner kan over tid også ha bidratt til økt yrkesdeltaking. Høyere utdanning gir generelt større avkastning i arbeidsmarkedet, og derved øker sannsynligheten for at avkastningen av yrkesaktivitet er større enn reservasjonslønnen (jf. diskusjonen i kapittel 2.2). Også for denne variabelen kan det imidlertid være slik at det økte utdanningsnivået er motivert ut fra økte preferanser for lønnsarbeid og ikke omvendt som påpekt i tidligere kapittel. Resultatene fra de empiriske analysene vil imidlertid til en viss grad kunne gi oss en indikasjon på strukturen i beslutningssituasjonen. Med utgangspunkt i analyser av befolkningens utdanningsbakgrunn (se Møglestue (1975) og Hærnes (1986)), Folke- og bolig tellingen 1980 og utdanning etter kjønn og alder i flg. AKU, har vi konstruert en variabel for utviklingen i gjennomsnittlig utdanningsnivå for gifte kvinner. Variabelen er korrigert for overgangen fra 7-årig til 9-årig obligatorisk folkeskole/grunnskole.

Figur 5.4.8. Gjennomsnittlig utdanningsnivå for gifte kvinner, antall år



Som ved gjennomsnittlig alder er det ikke snakk om store endringer på grunn av gruppens størrelse. Vi ser imidlertid at utdanningsnivået har økt over hele perioden, og at økningen var spesielt sterk fra 1974 til 1978.

5.4.2. Estimeringsresultater gifte kvinner 25-66 år

Under estimeringene ble ulike modellvarianter med hensyn til forklaringsvariable, lag-struktur og apriori restriksjoner utprøvd. Spesielt for denne gruppen ble det forsøkt å pålegge restriksjoner med utgangspunkt i elastisiteter estimert på norske tverrsnittsdata. Videre estimerte vi også modellvarianter der timelønnsraten for kvinner ble behandlet som en endogen variabel.

Økonometriske analyser både på tverrsnitts- og tidsseriedata kan kritiseres for å miste viktige aspekter som følge av at ulike dimensjoner

ved spredningen i datamaterialet faller bort. En mer fullstendig økonomisk analyse av alle aspekter ved ulike sosiodemografiske gruppers arbeidsmarkedstilpasning ville derfor kreve tilgang på paneldata av et visst omfang.

En annen framgangsmåte, som var relevant for denne gruppen, var å forsøke å utnytte resultater fra tverrsnittsanalyser ved at estimerte parametre på tverrsnittsdata ble pålagt som restriksjoner ved estimering på tidsseriedata. Dersom en slik framgangsmåte ga rimelige resultat ville antall parametre det var nødvendig å estimere på tidsseriedata bli redusert, noe som i såfall kunne redusere problemet med stor samvariasjon eller multikolinearitet mellom de høyresidevariable. Av figurene 5.4.2 til 5.4.8 ser vi at flere av de definerte forklaringsvariablene har utviklet seg svært parallelt over observasjonsperioden, i tillegg til at den inverse av andre også i stor grad følger samme forløp. Statistisk betyr dette at korrelasjonen mellom disse variablene er høy, og dette vil generelt kunne gi store standardavvik på parametrene ved estimering. Ved svært høy grad av multikolinearitet kan det være umulig å estimere parametrene.

De tverrsnittselastisitetene som ble forsøkt utnyttet er estimert ved hjelp av en logit-modell på norske data fra 1979 (se Dagsvik et al. (1986)). Disse elastisitetene ble oversatt til "tidsserieekvivalente" parametre med formelen i (3.10), som er en transformasjon av definisjonen på elastisiteter i logit-modellen i (3.10).

$$(3.10) \quad \hat{\beta}_k = 100 * E1_{x_k} y_{p_{GK}} / (100 - y_{p_{GK}, 1979})$$

Det er imidlertid en svakhet med dette at det ikke har vært mulig å tallfeste fordelingsparameteren b fra (3.5) som derfor er antatt lik 1. Dette kan spesielt ha skapt problemer når det gjelder å vurdere marginalskattens betydning for arbeidstilbudet der fordelingen på de ulike inntektsgrupper rimeligvis er av stor betydning. Siden tverrsnittselastisitetene er beregnet på data fra 1979 har vi brukt yrkesprosenten for gifte kvinner 25-66 år i 1979 som transformeringsfaktor.

Ved estimering på tidsseriedata ble de ulike $\hat{\beta}_k$ -ene benyttet som apriori restriksjoner. Disse forsøkene på å utnytte resultat fra tverrsnittsanalysene ga imidlertid uakseptable utslag på viktige statistiske testobservatorer. I den implementerte relasjonen i MODAG for arbeidstilbudet til gifte kvinner 25-66 år, er derfor ingen elastisiteter fra tverrsnittsanalysene utnyttet.

Vi har også vurdert modeller for gifte kvinners arbeidstilbud der lønna er behandlet som en endogen størrelse. Lønnsdannelsen ble forsøkt modellert med kvinners gjennomsnittlige utdanningsnivå, kvinners gjennomsnittsalder, konsumprisindeksen, en indikator for produktivitetsutviklingen og arbeidsledighetsraten i økonomien som forklaringsvariable. Ulike kombinasjoner med undergrupper av disse variable ble også utprøvd. Det viste seg imidlertid vanskelig å estimere den simultane modellen og få tilfredsstillende empiriske resultater. Heller ikke en to-trinns estimeringsprosedyre førte fram. Vi har derfor holdt fast ved en variant der timelønssatsen behandles som eksogen i modellen for arbeidstilbudet.

Det var et generelt problem under estimeringene at korrelasjonen mellom forklaringsvariablene var relativt høy, og det viste seg å være vanskelig å skille mellom effektene fra de ulike variablene på arbeidstilbudet. På grunn av at det ikke var mulig å estimere en modell for gifte kvinners yrkesaktivitet der alle de presenterte forklaringsvariablene i forrige avsnitt inngikk, forsøkte vi å estimere modeller med ulike undergrupper av disse. Konklusjonen er at alle variablene kan tenkes å ha signifikant forklaringskraft med hensyn til utviklingen i yrkesdeltakingen, men at dette henger kritisk sammen med hvilke variabelkombinasjoner en forsøker.

Med utgangspunkt i resultatene fra disse estimeringsrundene forsøkte vi å utvide de statistisk beste "grunnmodellene" for arbeidstilbudet med flere forklaringsvariable ved å legge restriksjoner på visse parametre. Det var imidlertid klare rammer for hvor langt en kunne gå i denne retningen, og kostnaden ved slike restriksjoner var, foruten i ett tilfelle, fall i Durbin-Watson observatoren. Lav verdi på denne testobservatoren indikerer en feilspesifisert modell.

Resultatet ble derfor at vi måtte velge mellom flere alternative modeller for arbeidstilbudet der den vesentlige forskjellen lå i hvilke forklaringsvariable som var inkludert. Ved utvelgingen ble det tatt hensyn til modellenes statistiske egenskaper, restleddenes absolutte størrelse og fordeling over tid samt egenskaper ved simulering på MODAGW.

Tabell 5.4.1 viser resultatene ved estimering på noen alternative modeller for arbeidstilbudet til gifte kvinner 25-66 år.

Tabell 5.4.1. Estimeringsresultater for gruppen gifte kvinner 25-66 år.
Alle variable er på logaritmisk form

Variabel	Modellalternativ						Oppdatert estimering
	1	2	3	4	5	6	
Konstantledd	-47,5 (-5,35)	-26,69 (-2,55)	24,92 (2,09)	-100,13 (-8,87)	-47,56 (-4,99)	-44,83 (-5,61)	-57,95 (-5,03)
Kvinnelønns- sats, w_k			0,80 (5,53)		0,28 ² (1,68)	0,33 ² (2,39)	0,73 (1,95)
Årslønn for menn, w_m					-0,36 (-2,37)	-0,33 ¹	-0,73 ¹
Arbeidsmarkeds- indikator, NWKI	1,72 (14,44)			1,53 (4,95)	1,79 (7,86)	1,68 (15,52)	1,81 (8,39)
Utdanningsnivå, NUG		6,94 (10,44)					
Barnetallet, NB	-0,93 (-8,53)	-0,49 (-2,57)	-1,90 (-14,51)		-0,80 (-5,56)	-0,86 (-8,53)	-0,81 (-4,57)
Barnehage- plasser, NBB				0,28 (3,77)			
Gjennomsnitts- alder, AGK	9,49 (4,34)	2,93 (1,19)	-7,57 (-2,46)	23,13 (8,02)	9,57 (4,18)	8,95 (4,57)	12,25 (4,29)
R ²	0,998	0,997	0,992	0,995	0,999	0,999	0,998
SER	0,020	0,026	0,044	0,033	0,019	0,018	0,022
SSR	0,007	0,012	0,034	0,020	0,005	0,005	0,008
DW	1,488	0,901	0,867	0,852	1,764	1,748	1,848

Estimeringsperiode 1964-1985, oppdatert estimering 1968-1987

t-verdier i parentes

¹ Pålagt restriksjon

² Datert i forrige periode, dvs. $w_k(-1)$

Verdien på DW til alle de presenterte modellalternativene 1-4 indikerer en feilspesifisert modell. Ulike lag-strukturer på de eksogene variable og lagget yrkesprosent ga noe bedre resultater. Modellene 1-4 er likevel presentert fordi disse ble benyttet som "grunnmodeller" ved de videre estimeringene hvor en også forsøkte å legge restriksjoner på visse parametre.

På grunnlag av estimeringene basert på perioden 1964-1985 ble relasjon 6 vurdert til å være den beste ut fra føyningssegenskapene og verdien på DW. Ved den oppdaterte estimeringen basert på perioden 1968-1987 ble DW

ytterligere forbedret, mens føyningen ellers ble svakt dårligere.

Hverken utdanningsvariabelen eller antall barnehageplasser er inkludert i disse relasjonene. Videre inngår kvinners timelønnsats og årslønnsvariabelen for mannlige industriarbeidere med samme parameter men med motsatt fortegn. Ved frie estimeringer fant vi at parametrene foran de to lønnsvariablene var relativt like i tallverdi. Det var imidlertid et problem med lav t-verdi på parameteren foran årslønnsvariabelen, som illustrert ved modell 5. Vi estimerte derfor en modell med restriksjonen at disse parametrene skulle være like men med motsatt fortegn. Som en følge av dette er virkningen på gifte kvinners arbeidstilbud tilnærmet lik null etter to perioder av en prosentvis like stor timelønnsvekst for kvinner og menn. Det betyr at de negative inntektsvirkningene fullt ut motvirker den positive substitusjonsvirkningen. Siden årslønnsvariabelen og kvinners timelønn i stor grad har utviklet seg parallelt over observasjonsperioden, betyr dette at bruttovirkningen av lønnsutviklingen i økonomien har vært av mindre betydning for veksten i gifte kvinners arbeidstilbud. Dette forklarer også at vi samtidig kunne observere reallønnsnedgang for kvinner og sterk vekst i yrkesprosenten ettersom reallønna for menn også falt over den samme perioden. Under den oppdaterte estimeringen ble lønnskoeffisienten fordoblet sammenlignet med tidligere, men t-verdien falt likevel.

Som en følge av at arbeidsmarkedsindikatoren og gjennomsnittlig utdanningsnivå for gifte kvinner utviklet seg svært parallelt over estimeringsperioden, var det vanskelig å beregne den isolerte effekten fra hver av disse variablene på arbeidstilbudet i en modell hvor begge inngikk. "Grunnmodellen" med arbeidsmarkedsindikatoren var imidlertid best statistisk sett, og denne variabelen inngår også i den implementerte relasjonen i MODAG.

Det viste seg også vanskelig å inkludere både utviklingen i barnetallet og antall barnehageplasser i samme modell. Det kan derfor være rimelig å tolke parameteren foran barnetallet i den implementerte relasjonen som en bruttoparameter. Det betyr i såfall at en faktisk større negativ nettoparameter foran barnetallet er korrigerert for en positiv effekt fra utviklingen i antall barnehageplasser. Dersom vi skulle erfare en periode framover med sterkere vekst i antall barnehageplasser i forhold til nedgangen i barnetallet enn tidligere, kan modellen underpredikere veksten i gifte kvinners arbeidstilbud.

Av de øvrige sosiodemografiske faktorene som ble trukket inn under analysene, er også gjennomsnittsalderen inkludert i den implementerte rela-

sjonen. I de fleste modellalternativene som ble forsøkt estimert fikk vi en positiv koeffisient foran denne variabelen.

De presenterte elastisitetene i tabell 5.4.2 er beregnet i 1985. Generelt vil disse elastisitetene være avtakende over observasjonsperioden parallelt med økningen i yrkesprosenten for gruppen, slik at elastisitetene ville ha vært høyere om vi hadde beregnet dem i f.eks. 1979. Dette henger sammen med egenskaper ved logit-modellen. I følge den oppdaterte estimeringen har vi at en økning i kvinners marginale realdisponible timelønn på én prosent i 1985 ville føre til en økning i gifte kvinners yrkesprosent på 0,2 prosent. En tilsvarende økning i realdisponibel årslønn for mannlige industriarbeidere ville redusere yrkesprosenten med 0,2 prosent. Videre har vi at en økning i arbeidsmarkedsindikatoren på en prosent ville øke yrkesprosenten med 0,6 prosent i 1985, mens en økning i barnetallet på en prosent ville ha redusert yrkesprosenten med 0,25 prosent.

Tabell 5.4.2. Elastisitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1985

Variabel	Modellalternativ						Oppdatert estimering
	1	2	3	4	5	6	
w_k			0,25		0,09 ¹	0,10 ¹	0,23
w_m					-0,11	-0,10	-0,23
NWKI	0,54			0,48	0,56	0,53	0,57
NUG		2,17					
NB	-0,29	-0,15	-0,59		-0,25	-0,27	-0,25
NBB				0,09			
AGK	2,97	0,92	-2,37	7,24	3,00	2,80	3,84

¹ Datert forrige periode, dvs. $w_k(-1)$

Både på grunn av denne gruppens betydning for utviklingen i den totale arbeidsstyrken over 70- og 80-tallet og fordi en kan anta at det fortsatt er et visst potensiale for økt arbeidstilbud, har vi sett nærmere på de statistiske egenskapene ved den implementerte arbeidstilbudsrelasjonen for de gifte kvinnene. Gode statistiske egenskaper indikerer at modellen fanger opp den "sanne" strukturen i gruppens adferd på arbeidsmarkedet på en tilfredsstillende måte. Tabell 5.4.3 gjengir resultater fra flere ulike tester.

Tabell 5.4.3. Resultater fra testing av den implementerte relasjonen for gifte kvinner 25-66 år sitt arbeidstilbud i MODAG. Oppdatert estimering i tabell 5.4.1

Test	Testobservator	Sannsynlighet for forkastningsfeil
ARCH	$F(1,13) = 1,39$	0,26
	$F(4,7) = 0,60$	0,60
AUTO	$F(1,14) = 0,03$	0,86
GOFF	$F(1,13) = 0,03$	0,87
NORMBJ	$\chi^2 = 1,30$	0,52
CHOW	$F(5,10) = 0,12$	0,98

Foruten NORMBJ som er en kji-kvadrat test, er alle testene basert på F-observatorer.

Vi har testet for heteroskedastisitet i restleddene inntil 4. orden ved ARCH-testen. Hverken χ^2 - eller F-observatorer gir grunnlag for forkastning av hypotesen:

H_0 : Ikke heteroskedastisitet i restleddene.

Siden DW-observatoren var lavere enn 2 (se tabell 5.4.1), har vi utført flere tester for eventuelt å påvise autokorrelasjon i restleddene. Ingen av testene resulterte imidlertid i forkastning av hypotesen:

H_0 : Ikke autokorrelasjon i restleddene.

De refererte testene i tabell 5.4.3 for autokorrelasjon av 1. orden er for det første AUTO-testen som er en Lagrange multiplikator (LM) test basert på SSR og hele estimeringsperioden. GOFF-testen er Harvey's generelle test for feilspesifikasjon, Goodness of Fit (Harvey (1982)), som også er en LM-test. Vi testet også for autokorrelasjon av høyere orden.

Siden estimering ved minste kvadraters metode (MKM) bygger på forutsetningen om normalt fordelte restledd, har vi også utført Bera-Jarque testen for normalitet (Spanos (1986)) som er betegnet NORMBJ. Resultatet gir ikke grunnlag for å forkaste hypotesen:

H_0 : Restleddene er normalt fordelte med forventning null og konstant varians.

På bakgrunn av CUSUM- og CUSUMQ-testene vist i figur 5.4.9, har vi også testet parameterstabiliteten. CUSUM-observatoren bygger på summen av residualene ved rekursiv estimering, mens CUSUMQ-observatoren bygger på summen av de kvadrerte restleddene ved rekursiv estimering. Disse observatorene brukes gjerne som indikatorer på strukturelle brudd over estimeringsperioden. Av figuren ser vi at CUSUM-observatoren oppfører seg noenlunde pent, mens CUSUMQ indikerer at mulighetene for strukturelle brudd. Det er spesielt utviklingen i de to siste årene 1986 og 1987 som er med på å forårsake dette. Hypotesen

H_0 : Ikke strukturelle brudd

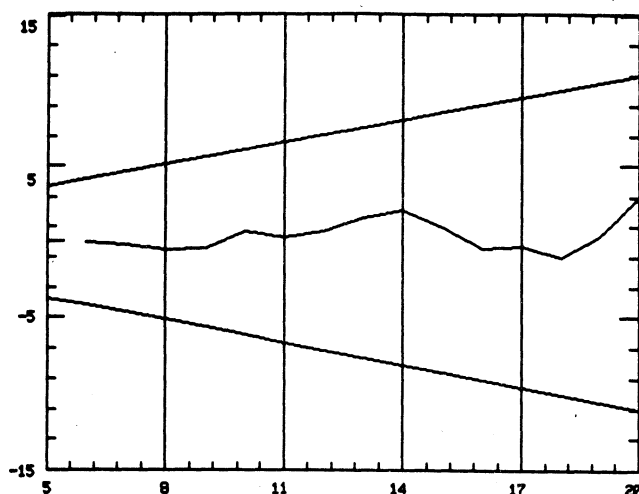
blir såvidt forkastet ved et 5 prosents signifikansnivå ettersom CUSUMQ-observatoren krysser den nederste av signifikanslinjene.

Figur 5.4.9. CUSUM- og CUSUMQ-observatorene for den oppdaterte estimeringen i tabell 5.4.1, 5 prosents signifikansnivå

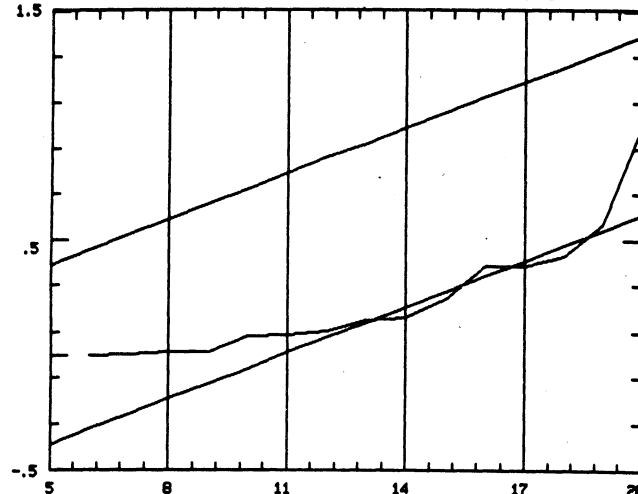
CUSUM-observatoren

CUSUMQ-observatoren

FORWARD CUSUM DISPLAY AT 5 PER-CENT SIGNIFICANCE



FORWARD CUSUMQ DISPLAY AT CRITICAL VALUE 0.39 (SIGNIFICANCE 5)



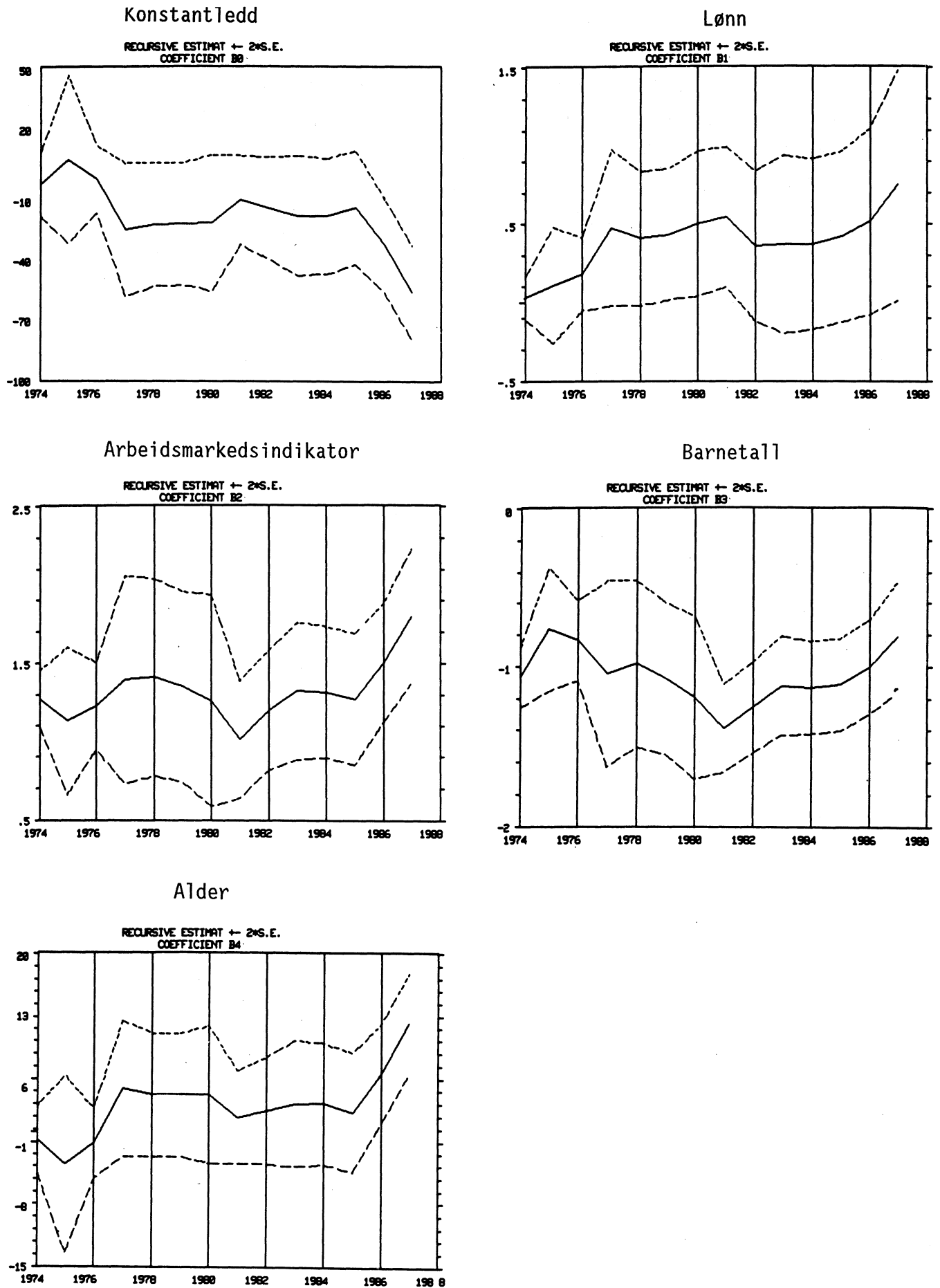
CHOW-testen referert i tabell 5.4.3 tester for endret struktur rundt 1975, og indikerer ikke noen strukturelle brudd. Tilsvarende tester indikerer ingen problemer med parameterstabilitet fram til 1985, men deretter ser det ut som om strukturen kan ha endret seg.

Vi har sett nøyere på hver enkelt av de estimerte koeffisientene for om mulig å avdekke om ustabiliteten gjelder generelt eller spesielt for

visse koeffisienter. Det var spesielt av interesse å undersøke hvorvidt parametrene gjorde et sprang etter 1985, men var stabile før dette spranget.

Figur 5.4.10 viser rekursive estimat på de ulike koeffisientene. Resultatene tyder på at vi generelt har et permanent nivåskift etter 1985 for de fleste variablers vedkommende. Det er også tendenser til brudd i koeffisientene rundt 1981, men svingningene her kan være påvirket av en forholdsvis kort estimeringsperiode.

Figur 5.4.10. Rekursiv estimering av koeffisientene for gifte kvinners arbeidstilbud

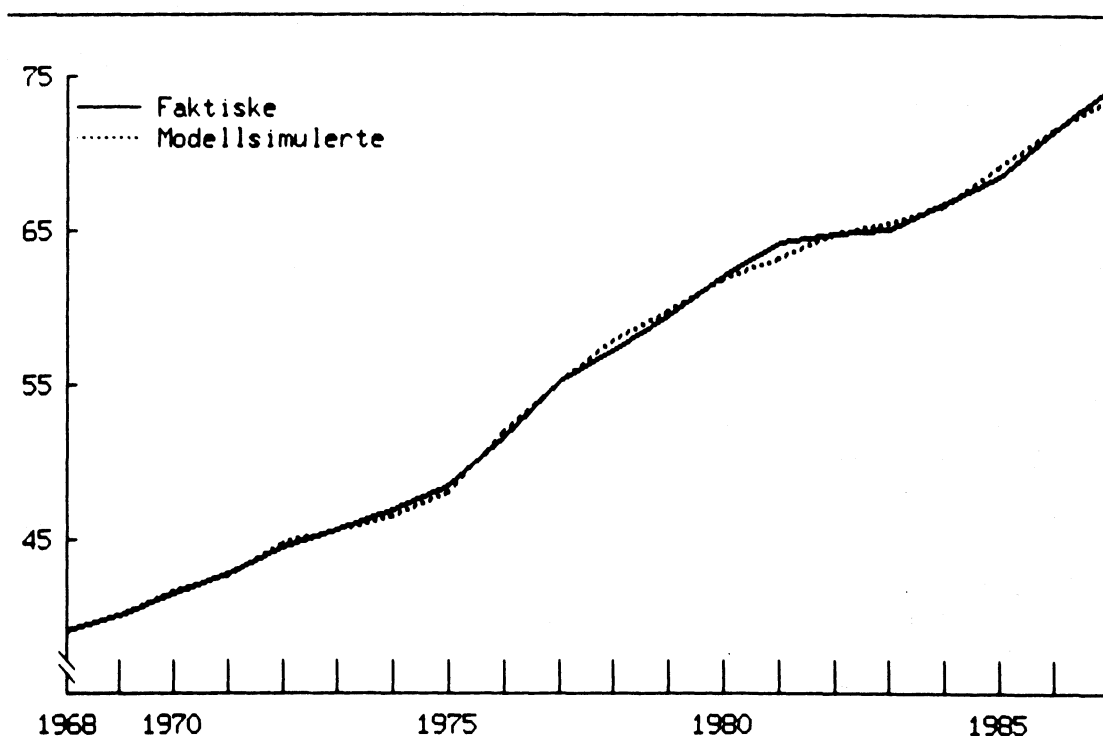


5.4.3. Historisk føyning

Ved estimering på varianter av modellen i (3.8) kan ikke MKM residualene gis en direkte tolkning som avviket mellom faktisk og modellberegnet yrkesprosent for de ulike gruppene. Vi har derfor utført historiske simuleringer på den opprinnelige modellen for yrkesprosenten gitt ved (3.7), der vi har satt inn de estimerte parametrene. Ved å plote modellberegnete yrkesprosjenter mot de faktiske får en et bilde av hvor godt de ulike modellene fanger opp utviklingen i yrkesprosjenten.

Figur 5.4.11 viser den modellsimulerte utviklingen i yrkesprosjenten for gifte kvinner 25-66 år mot den faktiske utviklingen over perioden 1968-1987. Den modellsimulerte serien er beregnet med utgangspunkt i de oppdaterte estimeringene.

Figur 5.4.11. Modellsimulerte og faktiske yrkesprosjenter. Gifte kvinner 25-66 år



Vi ser at den oppdaterte estimeringen forklarer utviklingen i yrkesprosjenten for gifte kvinner 25-66 år relativt godt over perioden 1968-1987. Vi bommer mest i 1981 med et avvik på 1,0 prosentpoeng. Tabell 5.4.4

viser at det gjennomsnittlige prosentvise avviket mellom simulerte og historiske yrkesprosent over hele estimeringsperioden er 0,006. Spredningen rundt gjennomsnittet er vel 0,7 prosent.

Tabell 5.4.4. Tabell over føyningsmål

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standardavvik på prosentvis avvik	RMS-feil/ RMS-nivå prosent
Yrkesprosent gifte kvinner 25-66 år	0,006	0,740	0,769

Den relativt gode føyningen kommer også tilsyne i tabell 5.4.5 hvor vi med utgangspunkt i den oppdaterte estimeringen har forsøkt å dekomponere veksten i yrkesdeltakingen blant gifte kvinner for de tre periodene 1972-1977, 1977-1982 og 1982-1987.

Tabell 5.4.5. Dekomponering av faktorene bak utviklingen i yrkesprosenten for gifte kvinner over perioden 1972-1987¹

Variabel	Endring i prosentpoeng		
	1972-1977	1977-1982	1982-1987
w_k	4,8	0,2	1,7
w_m	-4,1	1,4	-1,7
NWKI	8,7	5,7	5,1
NB	3,2	4,0	2,5
AGK	-2,0	-1,4	1,4
Samlet modellberegnet endring i yrkesprosenten	10,4	9,8	9,1
Faktisk endring i yrkesprosenten	10,8	9,5	9,5

¹ Tallene har tolkning som endring i prosentpoeng.

Av tabellen ser vi at den oppdaterte relasjonen forklarer utviklingen i yrkesprosenten for gifte kvinner 25-66 år meget godt over alle de tre delperiodene, og avviket mellom modellberegnet og faktisk utvikling er relativt lite.

Særlig over den første delperioden hadde veksten i de tjenesteytende sektorene stor betydning for veksten i gifte kvinners yrkesdeltaking, og bidraget fra arbeidsmarkedsindikatoren var på hele 8,7 prosentpoeng. Arbeidsmarkedsindikatoren var den viktigste forklaringsfaktoren også over de to siste delperiodene og bidro isolert sett til en økning i yrkesprosenten på henholdsvis 5,7 og 5,1 prosentpoeng.

Utviklingen i barnetallet hadde særlig stor betydning over perioden 1977-1982, men bidraget var vesentlig også i de andre delperiodene. Et mindre bidrag over den siste delperioden enn over de to første gjenspeiler både en noe dempet nedgang i barnetallet på 1980-tallet og mindre elastisiteter som følge av en høyere yrkesprosent blant gifte kvinner enn under andre halvdel av 1970-tallet.

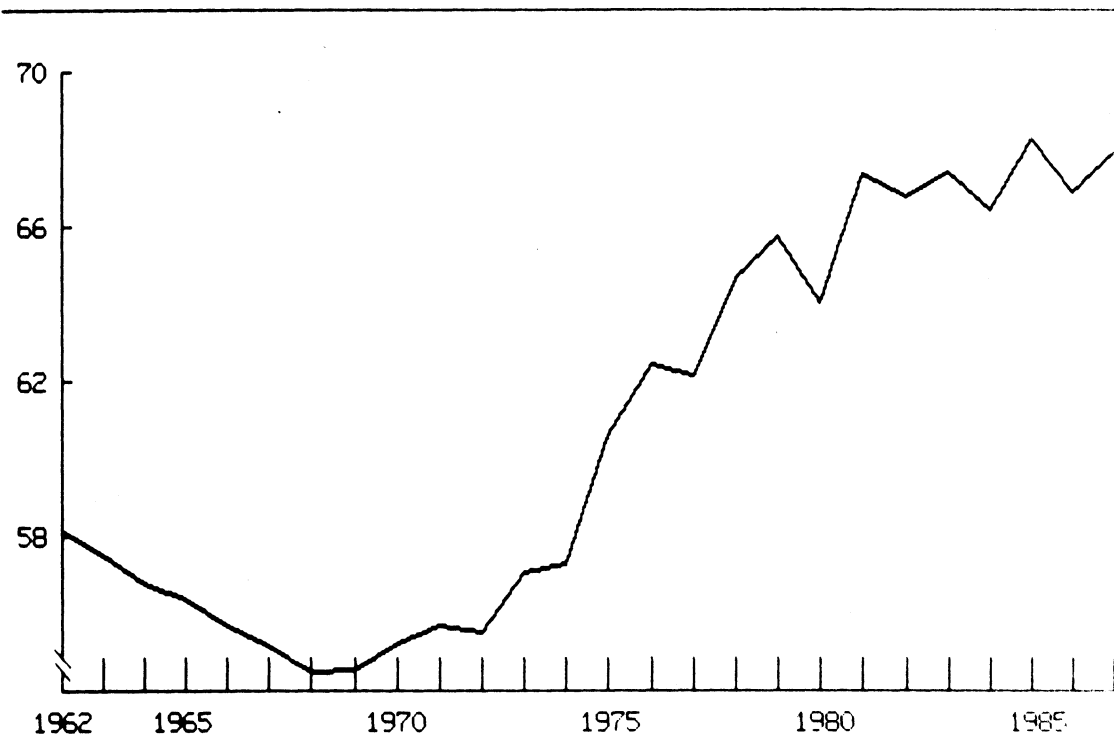
Gjennomsnittsalderen bidro negativt på 1970-tallet og positivt under første halvdel av 1980-tallet. Dette gjenspeiler, at gjennomsnittsalderen blant gifte kvinner falt over hele perioden 1967-1980 men har deretter vært i svak oppgang.

Generelt har lønnsutviklingen hatt en relativt moderat betydning for utviklingen i yrkesdeltakingen over alle delperiodene presentert i tabell 5.4.5. Bruttobidraget er henholdsvis 0,7, 1,6 og 0,0 prosentpoeng over de tre delperiodene. Bruttobidraget i den andre delperioden gjenspeiler i hovedsak den partielle effekten fra nedgangen i menns disponible realårslønn.

5.5. Ikke gifte kvinner 25-66 år

5.5.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer

Figur 5.5.1 Yrkesdeltaking ikke gifte kvinner 25-66 år, prosent



Yrkesprosenten for denne gruppen økte fra knapt 55 prosent i 1968 til 68 prosent i 1987. Som for de gifte kvinnene var veksten særlig sterk rundt midten av 70-tallet. Nedgangen på 60-tallet må tolkes med en viss varsomhet på grunn av stor usikkerhet med fordelingen av sysselsettingen etter ekteskapelig status for denne perioden.

Utviklingen i disponibel og marginaldisponibel realtimelønn for kvinner er benyttet ved estimeringene for å ivareta eventuelle lønnseffekter på yrkesdeltakingen. Variablene er de samme som er omtalt for gifte kvinner i kapittel 5.4.

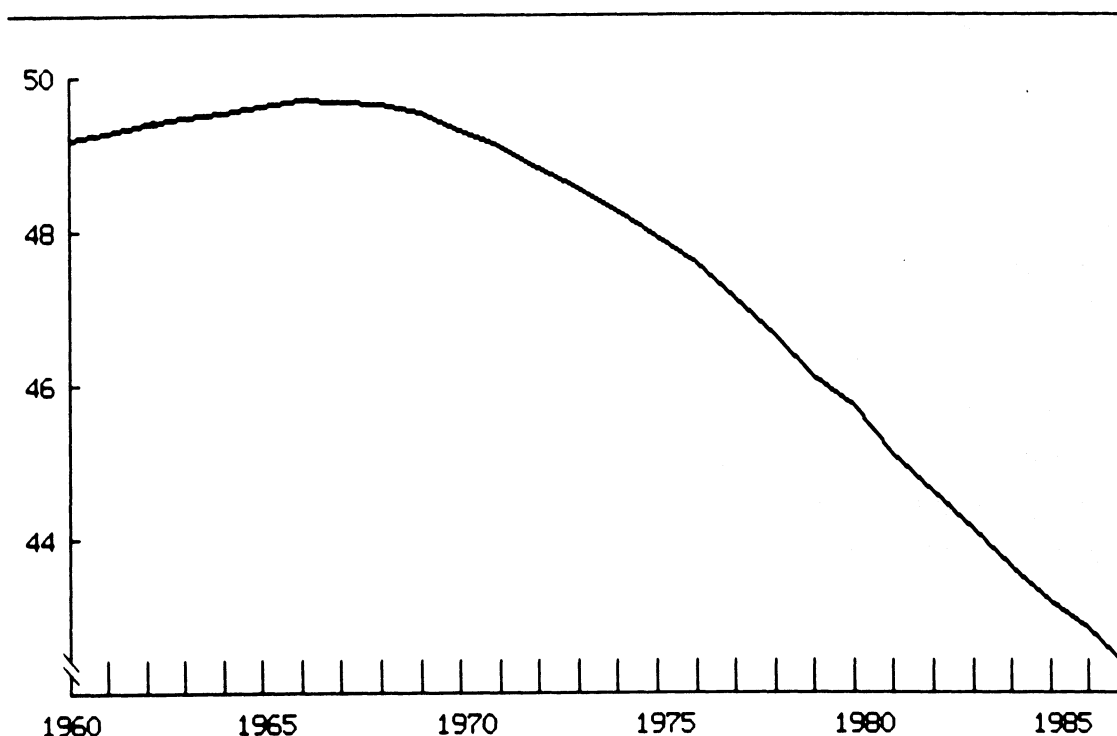
Livsinntektsbetraktninger tilsier at et høyt utdanningsnivå forventningsmessig vil gi opphav til en høyere avkastning i arbeidsmarkedet og vil føre til en høyere yrkesdeltaking. I forbindelse med analysene av gifte kvinners yrkesdeltaking i avsnitt 5.4 ble det konstruert en variabel som

viser utviklingen i gjennomsnittlig utdanningsnivå for gifte kvinner over tid (NUG). Under antakelse om at utviklingen i utdanningsnivået for gifte og ikke gifte kvinner er noenlunde parallell, er denne variabelen også forsøkt som en tilnærming for ikke gifte kvinner. Av figur 5.4.8 ser vi at utdanningsnivået har steget over hele perioden, og at økningen var spesielt sterk fra 1974 til 1978.

Mulighetene til å få arbeid kan også ha betydning for ikke gifte kvinners yrkesdeltaking. Derfor er arbeidsmarkedsindikatoren NWKI vist i figur 5.4.4 også forsøkt som forklaringsvariabel for denne gruppen.

Da det er grunn til å anta varierende yrkesdeltaking blant de ulike aldersintervallene innenfor gruppen, er det konstruert en variabel for utviklingen i gjennomsnittsalderen for ikke gifte kvinner 25-66 år, AUK. Denne variabelen kan til en viss grad korrigere for endringer i yrkesdeltakingen som skyldes endringer i aldersstrukturen for gruppen. Dels kan det være rimelig å forvente en generasjonseffekt som trekker i retning av økende yrkesdeltaking ettersom årene går da den yngre generasjon av kvinner gjerne har sterkere preferanser mht. yrkesdeltaking enn den eldre generasjon. Dels kan en tenke seg en genuin alderseffekt i retning av at yrkesdeltakingen først stiger med alderen for deretter å avta. Disse to effektene tilsier at den enkle formen som aldersvariabelen inngår på i estimeringen ikke er helt tilfredsstillende.

Figur 5.5.2 Gjennomsnittsalder for ikke gifte kvinner 25-66 år



5.5.2. Estimeringsresultater ikke gifte kvinner 25-66 år

Arbeidsmarkedsindikatoren, lønnsvariabelen og utdanningsvariabelen er nært korrelerte slik at et forsøk på å inkludere alle 3 variablene samtidig falt dårlig ut. Hver enkelt forklaringsvariabel spesifisert sammen med aldersvariabelen pekte seg ut som tre naturlige alternativer og er betegnet hhv. modellalternativ 1, 2 og 3 i tabell 5.5.1. Estimering på disse tre ulike spesifikasjonene over perioden 1963-1985 ga bra føyning, gode DW-tester og signifikante utslag for alle variablene unntatt aldersvariabelen i spesifikasjonen sammen med utdanningsnivået, dvs. modellalternativ 2. Elastisitetene knyttet til variablene lønn, utdanningsnivå og arbeidsmarkedsindikator basert på de tre nevnte spesifikasjonene er med utgangspunkt i yrkesprosenten i 1984 beregnet til hhv. 0,23, 1,20 og 0,25.

I modellalternativene 5, 6 og 7 er det ikke korrigeret for aldersutviklingen. DW antar gjennomgående lavere verdier i disse tre tilfellene, noe som kan tyde på at aldersvariabelen er nødvendig for å fange opp systematikken i atferden til gruppen.

Elastisitetene av de enkelte forklaringsvariablene ble relativt høye. Spesielt slo utdanningsvariabelen sterkt ut for alternativene 2 og 6. Hvis alle tre forklaringsvariablene har betydning for yrkesdeltakingen, kan de til dels høye elastisitetene skyldes at en overestimerer effekten av hver enkelt av dem i relasjonene hvor bare én av variablene er benyttet. De høye elastisitetene kan således sies å være bruttoelastisiteter på grunn av stor grad av multikolaritet mellom forklaringsvariablene.

Det er videre visse logiske problemer knyttet til regresjonsmodellen. Det kan tenkes at årsakssammenhengen går motsatt vei enn den postulerede sammenhengen. Utdanningsbeslutningen kan følge etter yrkesdeltakingsbeslutningen eller eventuelt simultant. Videre kan lønnsnivået både stå i et årsaks- og virkningsforhold til det gjeldende utdanningsnivået. Det modellspesifiserte skillet mellom eksogene og endogene variable blir i såfall ikke helt riktig.

Ved å dempe effekten fra lønnsvariabelen ved å legge en apriori restriksjon på koeffesienten, kan vi også få inkludert utdanningsnivået, eventuelt arbeidsmarkedsindikatoren i håp om i større grad å få fram de partielle effektene. I spesifikasjon 4 har vi pålagt som restriksjon at lønnskoeffisientene i inneværende og foregående periode skal være hhv. 0,2 og 0,1. Utdanningsnivå og aldersvariabel inngår som øvrige forklaringsvari-

able i denne spesifikasjonen. Sammenligner vi resultatene fra alternativ 4 med 2, ser vi at effekten fra utdanningsvariabelen er betydelig lavere. De beregnede elastisitetene er på hhv. 0,59 og 1,20.

Tabell 5.5.1. Estimeringsresultater for gruppen ikke gifte kvinner 25-66 år. Alle variable er på logaritmisk form

Variabel	Modell							Oppdatert estimering
	1	2	3	4	5	6	7	
Alder, AUK	-2,57 (-4,99)	-0,75 (-0,82)	-1,64 (-2,17)	-1,70 (-1,89)				1,22 (1,10)
Lønn, w_k	0,42 (1,29)			0,2 ¹	0,64 (1,32)			0,2 ¹
$w_k(-1)$	0,17 (0,51)			0,1 ¹	0,52 (1,10)			0,1 ¹
Utdanningsnivå, NUG		3,07 (4,36)		1,51 (2,21)		3,62 (20,12)		4,28 (3,92)
Arbeidsmarkedsindikator, NWKI			0,64 (4,24)				0,95 (17,78)	
R ²	0,95	0,95	0,95	0,95	0,89	0,95	0,94	0,96
SER	0,05	0,05	0,05	0,05	0,07	0,05	0,06	0,05
SSR	0,05	0,05	0,05	0,05	0,11	0,05	0,07	0,04
DW	1,91	1,88	1,87	1,92	0,86	1,85	1,51	1,75

Estimeringsperiode 1963-1985, oppdatert estimering 1968-1987

t-verdier i parentes

¹ Pålagt restriksjon

Tabell 5.5.2. Elastisitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1984

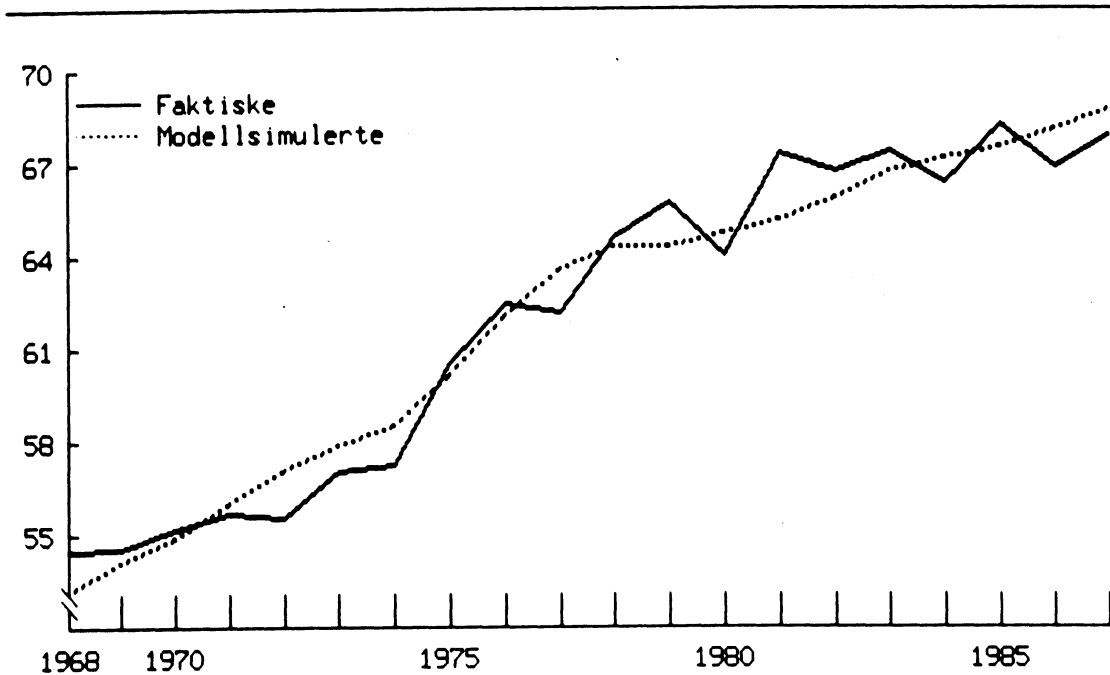
Variabel	Modell							Oppdatert estimering
	1	2	3	4	5	6	7	
AUK	-1,00	-0,29	-0,64	-0,66				0,41
w _k	0,23			0,12	0,45			0,10
NUG		1,20		0,59		1,41		1,43
NWKI			0,25				0,37	

Etter revisjoner av variablene og estimering over perioden 1968 til 1987 ga den oppdaterte estimeringen med utdanningsnivå, alder og restriksjon på lønnskoeffisientene om lag samme føyning som relasjon 4. Den estimerte relasjonen passerte også tester for feilspesifikasjon, autokorrelasjon, heteroskedastisitet, normalitet i restleddene og parameterstabilitet. Koeffisienten foran utdanningsvariabelen ble imidlertid langt større enn tidligere, mens koeffisienten foran aldersvariabelen fikk motsatt fortegn og ble ikke signifikant. Dette er med på å understreke usikkerheten i koeffisientene til hver enkelt av forklaringsvariablene, selv om føyningen generelt er bra.

5.5.3. Historisk føyning

Figur 5.5.3 viser utviklingen i faktisk og modellsimulert yrkesprosent for ikke-gifte kvinner 25-66 år over perioden 1968 til 1987 der den modellsimulerte serien er beregnet med utgangspunkt i den oppdaterte estimeringen. Tabell 5.5.3 gir dessuten tre summariske føyningsmål. Fra tabellen ser vi at gjennomsnittlig prosentvis avvik mellom simulerte og historiske yrkesprosent er 0,04. Spredningen rundt gjennomsnittet målt i prosent er om lag 1,7. Størst prosentvis avvik hadde vi i 1981 med 3,2 prosent. Av figur 5.5.3 ser vi at den faktiske yrkesprosenten svinger rundt den simulerte som fanger opp trenden rimelig bra. En kan imidlertid ikke se bort fra at svingningene i den faktiske yrkesprosenten til en viss grad kan ha sammenheng med tilfeldigheter i AKU.

Figur 5.5.3. Modellsimulerte og faktiske yrkesprosenten for ikke gifte kvinner 25-66 år



Tabell 5.5.3. Føyningsmål

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standardavvik på prosentvis avvik	RMS-feil/RMS-nivå prosent
Yrkesprosent ikke gifte kvinner 25-66 år	0,04	1,71	1,66

Selv om det er en del avvik mellom den modellsimulerte og faktiske serien fra år til år, føyer den modellsimulerte rimelig bra. Dette går også fram av tabell 5.5.4 der vi har dekomponert utviklingen i yrkesprosenten etter forklaringsfaktorer. Vi kan se fra tabellen at endringen i utdanningsnivået er den faktoren som har gitt størst bidrag til endringen i yrkesdeltakingen i samtlige tre delperioder, og dette gjorde seg spesielt gjeldende fra 1972 til 1977. Alder har bidratt negativt i alle de tre periodene, mens lønna har bidratt svakt positivt. Bidraget fra lønnsutviklingen var også størst i den første av de tre delperiodene.

Tabell 5.5.4. Dekomponering av faktorene bak utviklingen i yrkesprosenten for ungdom 16-19 år over perioden 1972-1987¹

	1972-1977	1977-1982	1982-1987
Lønn	1,19	0,15	0,66
Alder	-1,05	-1,56	-1,44
Utdanningsnivå	5,61	3,62	3,62
Samlet modellberegnet endring i yrkesprosenten	6,47	2,21	2,84
Faktisk endring i yrkesprosenten	6,63	4,61	1,16

¹ Tallene har tolkning som endring i prosentpoeng.

5.6. Menn 25-59 år

5.6.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer

Figur 5.6.1. Yrkesdeltaking for menn 25-59 år, prosent



Utviklingen i yrkesprosenten for denne gruppen varierer innenfor et svært lite intervall over perioden 1962-1987, og mye av svingningene kan skyldes tilfeldigheter i datamaterialet. Som forklaringsvariable ved estimeringene har vi bl.a. forsøkt marginaldisponibel reallønn og disponibel reallønn for en gjennomsnittlig lønsmottaker i industrien. Utviklingen i disse variablene er vist i figur 5.2.2 foran.

Det kan være rimelig å tenke seg at særlig den eldste delen av gruppen har valget mellom å tilby arbeid eller å gå over på uførepensjon eller førtidspensjon. I denne sammenhengen er det forholdet mellom disponibel pensjon og disponibel årslønn som først og fremst er av betydning. En egen variabel (TDA) er konstruert for å gi et bilde av utviklingen i forholdet mellom disponibel pensjon og gjennomsnittlig lønnsnivå, og denne variabelen er nærmere omtalt i kapittel 5.7.

Variabelen 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.

Rasjonering på arbeidsmarkedet kan også være av betydning for denne gruppens valg. Går f.eks. aktørene i utgangspunktet på uførepensjon, men er i stand til å utføre visse typer arbeid, kan et høyt arbeidsledighetsnivå i økonomien frata aktørene motivasjonen til aktivt å søke arbeid (discouraged worker effect). Arbeidsledighetsprosenten betegnet UR er benyttet for å fange opp en eventuell effekt av dette.

På samme måte som for kvinnene tenkes den variasjonen i yrkesdeltakingen som skyldes endringer i aldersstrukturen å bli fanget opp ved en variabel for gjennomsnittsalderen for gruppen AM25.

5.6.2. Estimeringsresultater menn 25-59 år

Estimeringer på grunnlag av hele observasjonsperioden 1963-1985 falt generelt svært dårlig ut. Siden datagrunnlaget er beheftet med større usikkerhet før AKU-statistikken kom i gang i 1972 reduserte vi estimeringsperioden til etter 1972 i de opprinnelige estimeringene. Dette ga langt på vei bedre resultater både statistisk og tolkningsmessig. I modellalternativ 1 referert i tabell 5.6.2 er både lagget lønn og arbeidsledighetsvariabelen spesifisert sammen, og dette ga tilfredsstillende resultater. Føyningen ble relativt god, og de beregnede elastisitetene knyttet til disse to variablene er hhv. 0,07 og -0,005 i 1984. Effekten fra arbeidsledighetsvariabelen ble imidlertid ikke signifikant.

Ved å korrigere for alder i tillegg til lønn og arbeidsledighetsrate kom DW-testen langt bedre ut, og føyningen ble også merkbart bedre. Samtidig ble effekten fra arbeidsledighetsvariablen signifikant. Spesifikasjon 3 gir elastisiteter knyttet til arbeidsledighetsnivå, lønn og alder på hhv. -0,008, 0,06 og -0,22 i 1984. Forsøk med disponibel pensjon ga imidlertid liten forklaringskraft.

De oppdaterte estimeringene basert på reviderte variable og estimate-

ringsperiode fra 1968 til 1987 ga en vesentlig dårligere føyning enn i de opprinnelige estimeringene, og aldersvariabelen mistet sin betydning. Disponibel reallønn ble her benyttet som forklaringsvariabel, og selv om denne serien ga en mer signifikant effekt enn marginaldisponibel reallønn, ble effekten langt mindre enn tidligere. Ledighetsprosenten fikk derimot en noe større forklaringskraft.

Årsaken til at de oppdaterte estimeringene kom såpass dårlig ut ligger nok delvis i datarevisjonen av yrkesprosenten som innebar flere småsvingninger enn tidligere. Dette kan ha sammenheng med at serien i arbeidskraftregnskapet ikke er vurdert mot befolkningsstatistikken, men kan også ha sammenheng med usikkerhet i aldersfordelingen av sysselsatte menn i AKU. Dette tilsier at utviklingen i yrkesdeltakingen for menn 25-59 år bør underkastes en nærmere vurdering ved en senere anledning.

Til tross for den dårlige føyningen passerte den estimerte relasjonen med lagget ledighet tester for feilspesifikasjon, autokorrelasjon, heteroskedastisitet og normalitet i restleddene. Tester for parameterstabilitet indikerer derimot en viss ustabilitet. Uansett kan en likevel konkludere med at yrkesdeltakingen for denne gruppen er svært stabil og lite påvirket av økonomiske forhold. En kan heller ikke utelukke at lønn og situasjonen på arbeidsmarkedet har en svak betydning.

Under innarbeiding i MODAG viste det seg at relasjonen med lagget ledighet ga en uheldig dynamisk struktur når den ble koblet sammen med de øvrige relasjoner i modellen. Dette skapte urimelige store svingninger i ledigheten ved at ledighet og arbeidstilbud er knyttet sammen, og svingningene i ledigheten bidro også til svingninger i lønnsveksten. For å få modellen til å fungere tilfredsstillende måtte vi derfor ty til en relasjon med ledighet i inneværende periode, selv om denne spesifikasjonen ga dårligere føyning og det rent estimeringsmessig delvis oppstod et simultanitetetsproblem.

Tabell 5.6.2. Estimeringsresultater for gruppen menn 25-59 år.
Alle variable er på logaritmisk form

Variabel	Modell			Oppdatert estimering	
	1	2	3		
Alder, AM25			-3,75 (-2,87)		
Lønn, $w_m(-1)$	1,22 (10,69)	1,11 (11,23)	0,94 (7,19)	0,24 (1,64)	0,22 (1,48)
Arbeidsledighet, UR					-0,23 (-2,45)
UR(-1)	-0,08 (-1,59)		-0,14 (-3,18)	-0,24 (-2,61)	
R ²	0,93	0,91	0,96	0,29	0,26
SER	0,03	0,04	0,027	0,09	0,09
SSR	0,01	0,02	0,007	0,12	0,13
DW	0,96	0,88	1,54	1,46	1,13

Estimeringsperiode 1972-1985, oppdatert estimering 1968-1987
t-verdier i parentes

Tabell 5.6.3. Elastisitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1984

Variabel	Modell			Oppdatert estimering
	1	2	3	
AM25			-0,22	
$w_m(-1)$	0,07	0,07	0,06	0,02
UR(-1)	-0,005		-0,008	-0,02

5.6.3. Historisk føyning

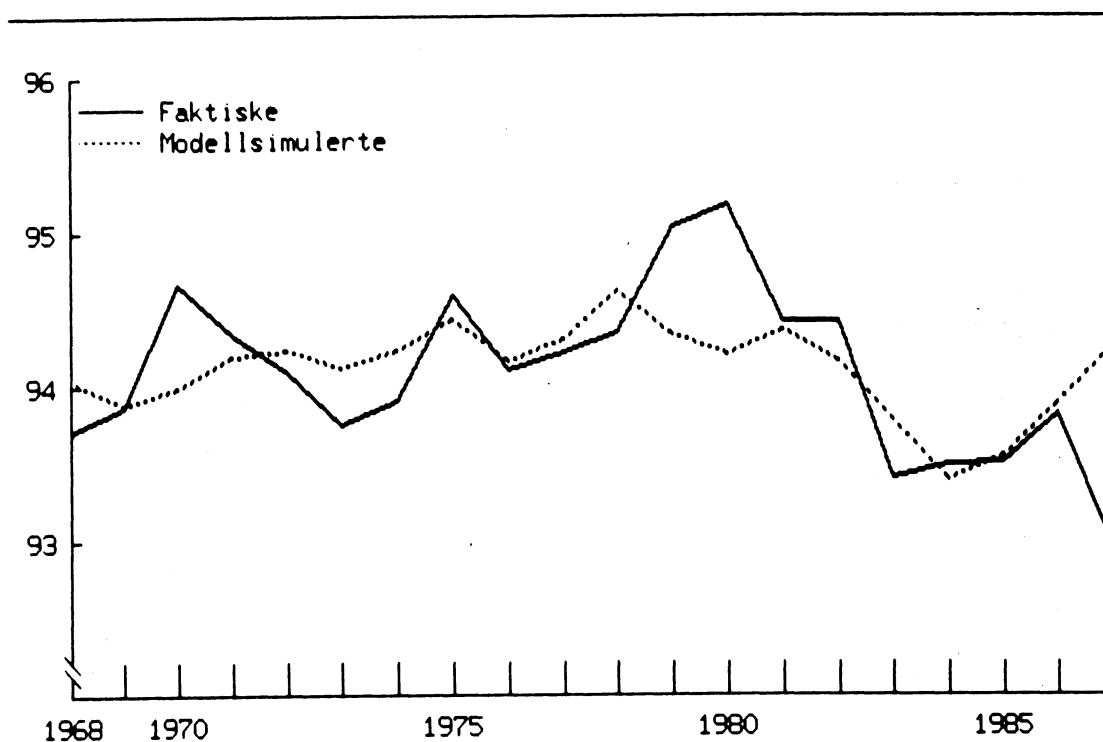
Figur 5.6.2 viser utviklingen i faktisk og modellsimulert yrkesprosent for gruppen menn 25-59 år over perioden 1968 til 1987 der den modellsimulerte serien er beregnet med utgangspunkt i den oppdaterte estimeringen med lagget ledighet. Tabell 5.6.3 gir dessuten tre summariske føyningsmål. Gjennomsnittlig prosentvis avvik er 0,02 og standardavviket på prosentvis avvik er 0,46 prosent.

Størst avvik mellom simulert og faktisk yrkesprosent fikk vi i 1987 med 1,1 prosent. Dette er likevel lite sammenliknet med resultatene fra andre grupper. Bortsett fra 1987 klarer den estimerte relasjonen også å fange opp den lille trenden som finnes i yrkesprosenten rimelig bra.

Tabell 5.6.3. Føyningsmål

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standardavvik på prosentvis avvik	RMS-feil/RMS, nivå prosent
Yrkesprosent menn 25-59 år	0,02	0,46	0,45

Figur 5.6.2 Utviklingen i faktiske og modellsimulerte yrkesprosent for menn 25-59 år



Dekomponeringen av utviklingen i yrkesprosenten etter forklaringsfaktorer i tabell 5.6.4 viser også at virkningen av forklaringsfaktorene var svært liten over alle de tre femårs-periodene. Relasjonen greier imidlertid ikke å forklare nedgangen på over ett prosentpoeng fra 1982 til 1987.

Tabell 5.6.4. Dekomponering av faktorene bak utviklingen i yrkesprosenten for menn 25-59 år over perioden 1972-1987¹

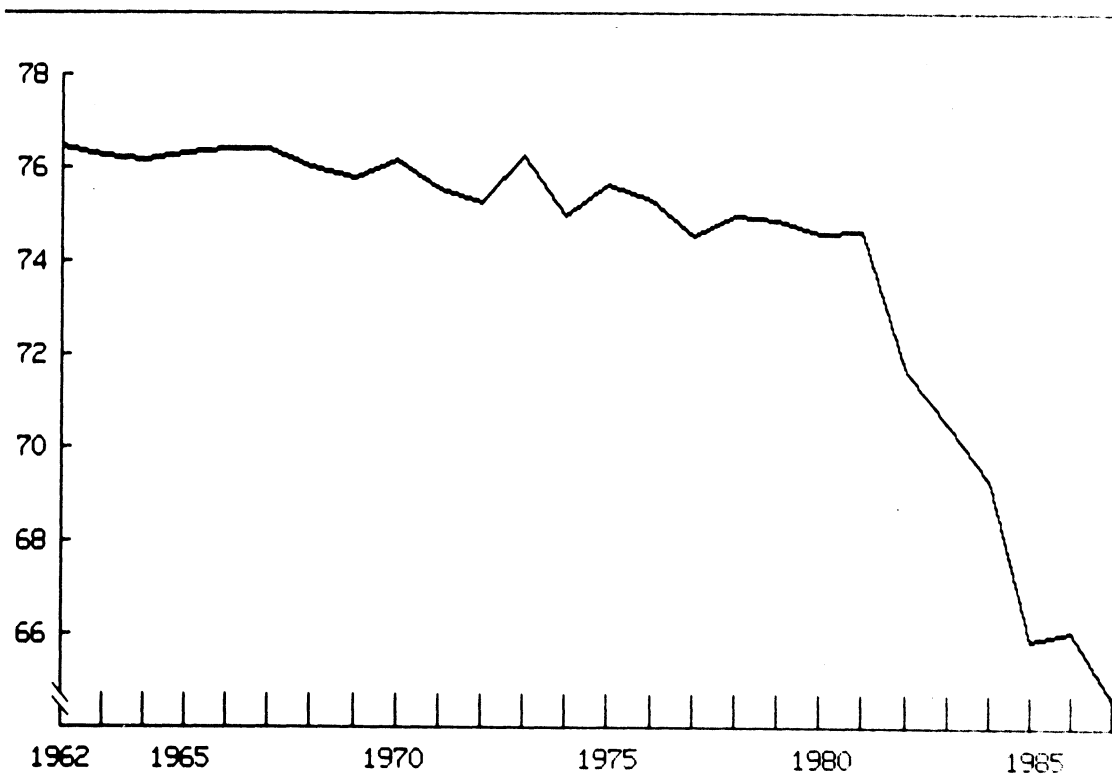
	1972-1977	1977-1982	1982-1987
$w_m(-1)$	0,27	-0,00	0,10
UR(-1)	-0,21	-0,14	-0,00
Samlet modellberegnet endring i yrkesprosenten	0,06	-0,14	0,09
Faktisk endring i yrkesprosenten	0,13	0,21	-1,15

¹ Tallene har tolkning som endring i prosentpoeng.

5.7. Menn 60-66 år

5.7.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer

Figur 5.7.1 Yrkesdeltaking for menn 60-66 år, prosent



Yrkesdeltakingen for menn i aldersgruppen 60-66 år holdt seg noenlunde uendret på om lag 75 prosent over hele perioden 1962 til 1981, men med en svakt synkende trend. På 80-tallet har yrkesprosenten derimot falt kraftig og var i 1987 kommet ned i 65 prosent. En del av denne nedgangen kan trolig ha sammenheng med den sterke økningen i ledigheten på begynnelsen av 80-tallet, se figur 5.2.4, og skyldes en såkalt "discouraged worker" effekt. Men da ledigheten gikk ned igjen fra 1984 til 1986, bidro det ikke til ny vekst i yrkesdeltakingen, noe som tyder på en viss irreversibilitet.

Utviklingen i forholdet mellom disponibel pensjon og lønnsnivå kan være en viktig faktor bak utviklingen i yrkesdeltakingen for denne gruppen da en del av disse mennene kan stå overfor et reelt valg mellom å tilby arbeid eller motta uførepensjon eller førtidspensjon. Nærmere bestemt er forklaringsvariabelen definert ved:

$$TDA = \frac{TD}{W_m H(1-\bar{t})}$$

der TD : Pensjon etter skatt for en enslig 63-åring med 100% uførehetspensjon og sluttpoengtall 4, som tilsvarer gjennomsnittsinntekten for denne gruppen

$W_m H$: Utbetalt nominell lønn pr. år for en heltidsansatt lønsmottaker i industrien beregnet som gjennomsnittlig nominell timelønnsatts multiplisert med antall timer i et normalårsverk

\bar{t} = Gjennomsnittlig skattesats for en enslig lønsmottaker i industrien uten andre fradrag enn standardfradrag

Figur 5.7.2. Disponibel stønad for trygdede i prosent av disponibel gjennomsnittlig årslønn for en lønsmottaker i industrien



Forholdet mellom disponibel stønad og årslønn vokste sterkt på slutten av 60-tallet, men gruppens yrkesdeltaking var bare svakt synkende over samme tidsrom. Ut fra figurbetraktningen kan en derfor ikke slutte at utviklingen i TDA har vært en viktig faktor for å forklare utviklingen i gruppens yrkesdeltaking.

I 1984 skjedde det en liberalisering av vilkårene for utbetaling av arbeidsledighetstrygd, i det tidsrammen for å gå på ledighetsmidler ble forlenget fra 40 til 80 uker. En kan ikke se bort fra at en del av aktørene betrakter arbeidsledighet som en form for førtidspensjonering og derfor ikke regner seg som arbeidssøkere ifølge AKU. I tråd med denne tankegangen kan en slik liberalisering isolert sett ha bidratt til å trekke i retning av en nedgang i yrkesdeltakingen, og en dummyvariabel (DA) for dette året er forsøkt som forklaringsvariabel.

DA kan videre tenkes å ivareta en eventuell effekt av at ventetillegget for pensjonister ble opphevet i 1984. Før 1984 har pensjonister kunnet opparbeide et såkalt "ventetillegg" i tillegg til alderspensjonen hvis yrkesaktivitet ble opprettholdt utover oppnådd pensjonsalder. Det er

ikke umulig at opphevelsen av ventetilletaket også kan ha redusert motivasjonen til yrkesdeltakelse for gruppen menn 60-66 år.

5.7.2. Estimeringsresultater menn 60-66 år

I de opprinnelige estimeringene basert på perioden 1965-1985 hadde pensjon som andel av lønn signifikant utslag på yrkesdeltakingen. Lagstrukturen tyder på at en viss treghet gjør seg gjeldende, i hovedsak ett år tilbake.

Arbeidsledighetsvariabelen ga også en effekt av betydning når den ble spesifisert alene. Utslaget av denne variabelen gjorde seg også først gjeldende etter ett år. Dummyvariabelen for liberalisering av arbeidsledighetsvilkårene i 1984 ga signifikant negativt utslag, og den bidro til å styrke DW.

I modellalternativ 1 er lagget pensjon i andel av lønn og lagget arbeidsledighetsprosent samt dummyvariabelen for liberalisering av arbeidsledighetsvilkårene spesifisert samtidig. Elastisitetene i 1984 ble beregnet til hhv. -0,10 og -0,03.

Når pensjon i forhold til lønn og arbeidsledighetsvariabel inngikk samtidig, fikk TDA i inneværende år effekt framfor TDA i forrige år og det tilsvarende gjorde seg gjeldende for arbeidsledighetsprosenten. Denne muligheten er vist i modellalternativ 3 som ga både bedre føyning og signifikans enn alternativ 1.

De oppdaterte estimeringene basert på reviderte variable og estimeringsperiode 1968-1987 ga med de samme forklaringsvariablene nesten like bra føyning som tidligere. Disponibel trygd i forhold til årslønn fikk likevel mindre betydning og ble knapt signifikant. Arbeidsledigheten fikk om lag samme effekt som tidligere, mens effekten av dummyvariabelen økte. Både arbeidsledighet og trygd ser derfor ut til å ha en viss betydning for yrkesdeltakingen til menn i aldersgruppen 60-66 år. Det var likevel den omleggingen i mulighetene til å få trygd som fant sted i 1984 som ga det største utslaget i yrkesprosenten, og denne endringen er trolig irreversibel slik at yrkesdeltakingen neppe vil nå opp på tidligere nivå igjen. Utviklingen etter 1981 har imidlertid forårsaket endel problemer med estimeringen, og tester indikerer både problemer med autokorrelasjon og parameterstabilitet. Dette innebærer at det vil være vanskelig å si noe

sikkert om utviklingen i yrkesdeltakingen for denne gruppen i årene framover.

På grunn av problemene med dynamikken i MODAG har vi også for denne befolkningsgruppen implementert en relasjon der ledighet i inneværende periode inngår som forklaringsvariabel. Dette ga også noe bedre føyning enn en relasjon med lagget ledighet, men skaper et simultanitetsproblem rent estimeringsmessig.

Tabell 5.7.1. Estimeringsresultater for gruppen menn 60-66 år.
Alle variable er på logaritmisk form

Variabel	Modell			Oppdatert estimering	
	1	2	3		
Trygd i forhold til lønn,			-0,41 (-11,66)	-0,23 (-1,87)	-0,22 (-1,43)
TDA					
TDA(-1)	-0,40 (-10,34)	-0,40 (-9,04)			
Arbeidsledighetsprosent,			-0,12 (-1,83)		-0,17 (-2,30)
UR					
UR(-1)	-0,11 (-1,03)	-0,36 (-4,66)		-0,10 (-0,94)	
Dummy for liberalisering av arbeidsledighetsvilkår,			-0,22 (-5,18)	-0,33 (-5,24)	-0,34 (-7,94)
DA					
R ²	0,91	0,87	0,93	0,86	0,88
SER	0,06	0,07	0,05	0,07	0,07
SSR	0,07	0,09	0,05	0,09	0,07
DW	1,55	1,19	2,01	1,90	2,09

Estimeringsperiode 1963-1985, oppdatert estimering 1968-1987
t-verdier i parantes

Tabell 5.7.2. Elastitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1984

Variabel	Modell			Oppdatert estimering	
	1	2	3		
TDA			-0,10	-0,07	-0,07
TDA(-1)	-0,10	-0,10			
UR			-0,03		-0,04
UR(-1)	-0,03	-0,09		-0,03	

5.7.3. Historisk føyning

Figur 5.7.3 viser utviklingen i faktisk og modellsimulert yrkesprosent for menn 60-66 år over perioden 1968 til 1987 der den modellsimulerte serien er beregnet med utgangspunkt i den oppdaterte estimeringen med lagget ledighet. Tabell 5.7.3 gir dessuten tre summariske føyningsmål. Gjennomsnittlig prosentvis avvik utgjør 0,06 og standardavviket på prosentvis avvik er 2,00 prosent.

Tabell 5.7.3. Føyningsmål

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standard avvik på prosentvis avvik	RMS-feil/ RMS-nivå prosent
Yrkesprosent menn 60-66 år	0,06	2,00	1,86

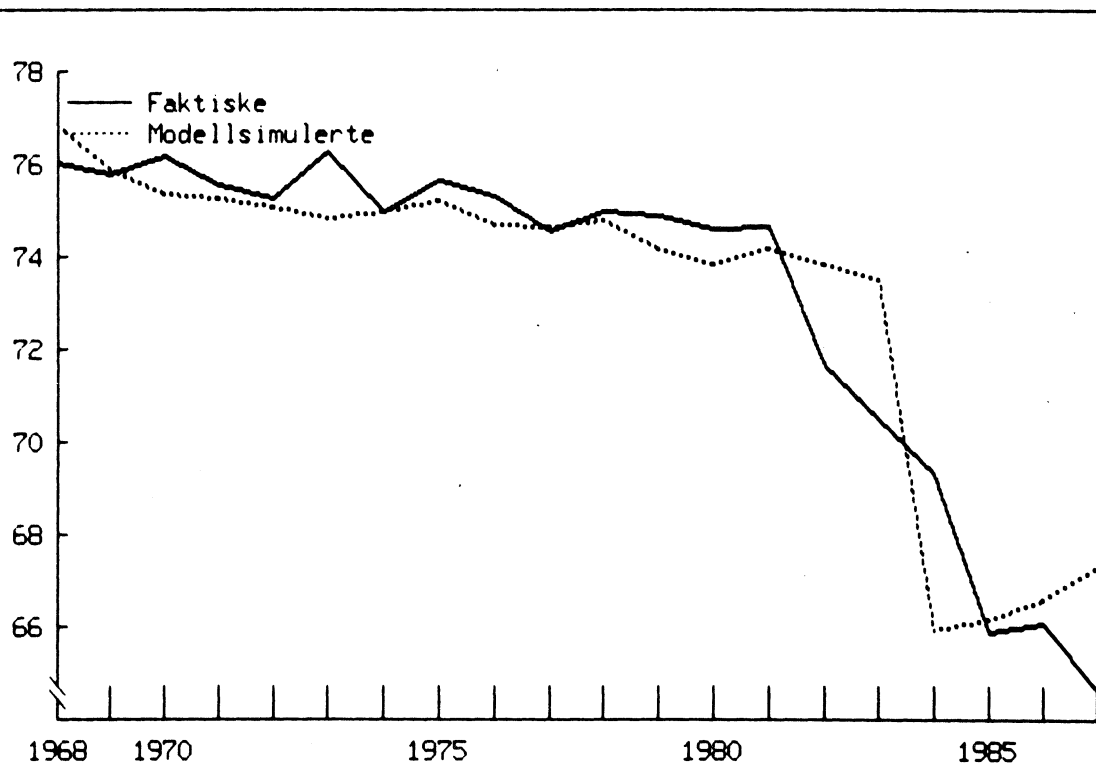
I figuren kommer problemene med å fange opp utviklingen etter 1981 klart til syne. Dummyvariabelen bidrar til at nedgangen i den simulerte serien skjer i løpet av ett år, mens den i realiteten har skjedd mer gradvis. Relasjonen fanger derimot opp den svakt negative trenden på 70-tallet relativt bra. Ved dekomponering av utviklingen i yrkesprosenten over femårs-perioder basert på den oppdaterte estimeringen ser vi av tabell 5.7.4 at dummyvariabelen bidrar mest til forklaringen av den sterke nedgangen fra 1982 til 1987, mens utviklingen i disponibel trygd i forhold til lønn og arbeidsledigheten bidro til den negative trenden på 70-tallet.

Tabell 5.7.4. Dekomponering av faktorene bak utviklingen i yrkesprosenten for menn 60-66 år over perioden 1972-1987¹

	1972-77	1977-82	1982-87
TDA	-0,18	-0,59	0,48
UR	-0,28	-0,19	-0,00
DA			-7,07
Samlet modellberegnet endring i yrkesprosenten	-0,45	-0,77	-6,59
Faktisk endring i yrkesprosenten	-0,71	-2,93	-6,98

¹ Tallene har tolkning som endring i prosentpoeng.

Figur 5.7.3. Utviklingen i faktiske og modellsimulerte yrkesprosenten for menn 60-66 år



5.8. Pensjonister 67-74 år

5.8.1. Utviklingen i yrkesdeltakingen og mulige forklaringsfaktorer

Figur 5.8.1. Yrkesdeltaking for pensjonister 67-74 år, prosent



Yrkesdeltakingen for aldersgruppen 67-74 år har sunket med nesten 20 prosentpoeng fra 1962-1987. Nedgangen var sterkest på 60-tallet og første halvdel av 70-tallet. På 80-tallet har yrkesdeltakingen flatet noe ut, og har holdt seg omlag på 15 prosent. Nedgangen var særlig sterk rundt 1973 i forbindelse med nedsettelsen av pensjonsalderen fra 70 til 67 år. En dummyvariabel (DP) er benyttet for å ivareta dette.

Pensjonister har kunnet opparbeide et såkalt "ventetillegg" i tillegg til alderspensjonen hvis yrkesaktivitet ble opprettholdt utover oppnådd pensjonsalder (maksimalt tillegg var 9 prosent). Dette ventetillegget ble opphevet i 1984. En dummyvariabel (DA) for denne regelendringen er også forsøkt benyttet i enkelte av modellalternativene. Variabelen antar verdien 1 i 1984 og 1985 og 0 ellers.

Variablene uføretrygd og alderspensjon har samme utviklingsbane

idet de har samme beregningsgrunnlag. Disponibel trygd i forhold til lønnsnivå (TDA) vil følgelig være en relevant variabel for valget mellom å være i lønnet arbeid eller ikke når en er alderspensjonert eventuelt uførepensjonert.

Det er videre rimelig å tenke seg at aktørene tar hensyn til etterspørselsforholdene i arbeidsmarkedet ved beslutningen om å melde seg på arbeidsmarkedet eller ikke. Er arbeidsledigheten stor, kan aktøren tenkes å resignere i forsøket på å søke jobb hvis de i utgangspunktet står uten (discouraged worker effect). Arbeidsledighetsprosenten (UR) er benyttet for å ta hensyn til dette.

5.8.2. Estimeringsresultater pensjonister 67-74 år

De fleste av de opprinnelige estimeringene basert på perioden 1963-1985 ga negative utslag for arbeidsledighetsvariabelen og variabelen for pensjon i forhold til lønn. Lag-spesifikasjoner tydet på at samtidig arbeidsledighetsprosent var av omtrent samme betydning som foregående periodes arbeidsledighetsprosent. Nåværende periodes pensjon i forhold til lønn viste seg i de fleste tilfeller å gi noe større effekt i tallverdi sammenliknet med variabelen i foregående periode. Tregheter i tilpasningen ser med andre ord ut til å være mindre for denne gruppen enn for andre grupper der lageffekter gjorde seg mer gjeldende.

Dummyvariabelen for nedsettelse av pensjonsalderen i 1973 fikk gjennomgående signifikant negativt utslag, og det samme var tilfellet for dummyvariabelen for opphevelse av ventetilletget. Imidlertid fikk hverken DA eller arbeidsledighetsprosenten signifikante utslag når disse ble modellert samtidig. Opphevelsen av ventetilletget skjedde samtidig med at det var en sterk økning i ledigheten, og det er vanskelig å identifisere disse to separate effektene.

Tre modellalternativer pekte seg ut med rimelige estimeringsresultater i de opprinnelige estimeringene. I modellalternativ 1 er trygdevariabelen uten lag, inneværende års arbeidsledighetsprosent samt en dummy for nedsettelse av pensjonsalderen spesifisert. Modell 2 skiller seg fra modell 1 ved å inkludere ett års lag på både trygde- og arbeidsledighetsvariabelen. I modellalternativ 3 er en dummy for opphevelsen av ventetilletget inkludert på bekostning av arbeidsledigheten. Forskjell i føyningsegenskaper

for de tre alternativene er neglisjerbar. DW antar imidlertid noe høyere verdi i modellspesifikasjon 3.

De oppdaterte estimeringene basert på perioden 1968-1987 ga både noe dårligere føyning og DW enn de opprinnelige estimeringene. Tester tyder også på problemer med autokorrelasjon og parameterstabilitet og tilsier at utviklingen i yrkesdeltakingen for denne befolkningsgruppen blir underkastet en mer grundig vurdering når arbeidet tas opp igjen.

Betydningen av disponibel trygd i forhold til lønn ble gjennomgående mindre ved de oppdaterte estimeringene, mens utslaget av arbeidsledigheten og pensjonsalderen ble noe større. På grunn av problemene med dynamikken i MODAG har vi også for denne befolkningsgruppen implementert en relasjon der ledighet i inneværende periode inngår som forklaringsvariabel. Dette ga imidlertid dårligere føyning enn en relasjon med lagget ledighet og skaper også et simultanitetsproblem rent estimeringsmessig. Utslaget av både ledighet og trygd ble mindre enn når ledighet fra foregående periode inngikk som forklaringsvariabel.

Til tross for en viss usikkerhet vedrørende kvaliteten på relasjonen, gir de beregnede elastisitetene i tabell 5.8.1 grunn til å konkludere med en forholdsvis elastisk atferd når det gjelder yrkesdeltaking for pensjonistene. Spesielt ser arbeidsledigheten ut til å ha stor betydning, men elastisitetene blir forholdsvis høye ettersom yrkesdeltakingen er lav sammenlignet med andre grupper.

Tabell 5.8.1. Estimeringsresultater for gruppen pensjonister 67-74 år.
Alle variable på logaritmisk form

Variabel	Modell			Oppdatert estimering		
	1	2	3			
Trygd i forhold til lønn,	TDA	-0,56 (-6,30)	-0,3 (-0,84)	-0,19 (-0,57)	-0,43 (-1,65)	-0,27 (-0,78)
	TDA(-1)		-0,29 (-0,73)	-0,40 (-1,08)		
Arbeidsledighets- prosent,	UR	-0,26 (-2,73)	-0,15 (-1,09)			-0,28 (-2,23)
	UR(-1)		-0,13 (-0,96)		-0,35 (-3,30)	
Dummy for nedsettelse av pensjonsalder,	DP	-0,31 (-5,22)	-0,28 (-3,76)	-0,28 (-3,93)	-0,35 (4,12)	-0,44 (-5,15)
Dummy for opphevelse av ventetillegg,	DA			-0,16 (-2,53)		
R ²	0,95	0,96	0,96	0,88	0,82	
SER	0,08	0,08	0,08	0,10	0,13	
SSR	0,12	0,11	0,12	0,17	0,25	
DW	1,66	1,62	1,70	1,31	1,13	

Estimeringsperiode 1963-1985, oppdatert estimering 1968-1987
t-verdier i parentes

Tabell 5.8.2. Elastisitetsberegninger basert på yrkesprosenten i 1984

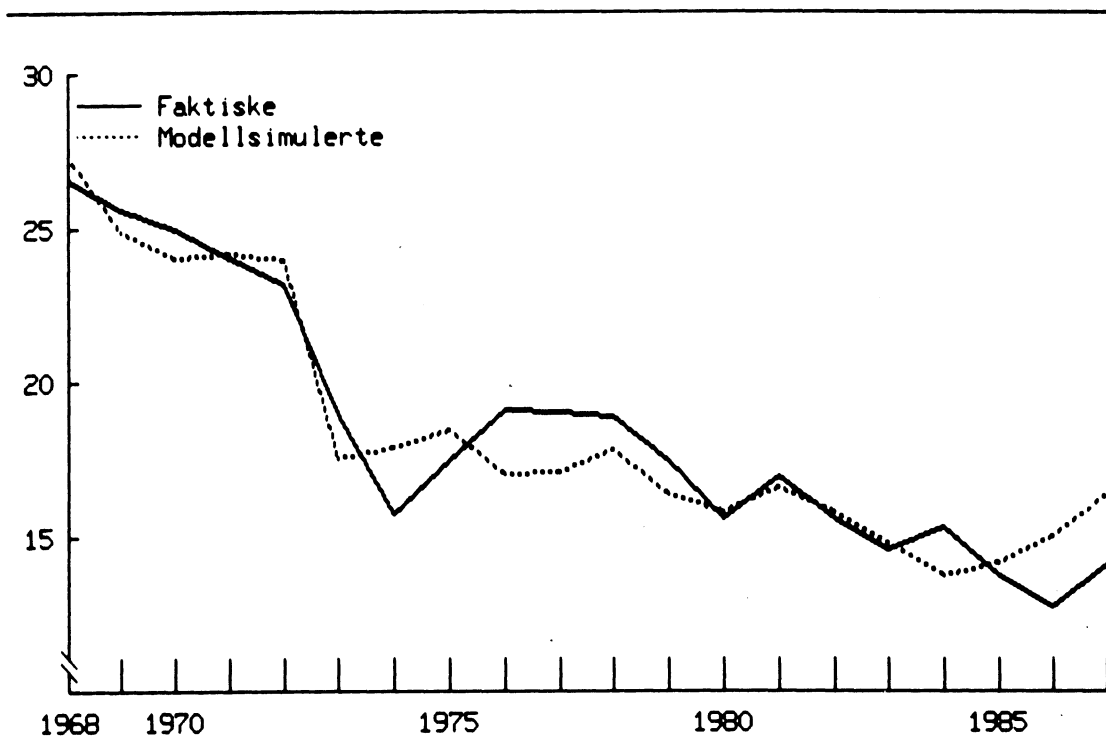
Variabel	Modell			Oppdatert estimering	
	1	2	3		
TDA	-0,44	-0,46	-0,46	-0,36	-0,22
UR	-0,20	-0,22		-0,29	-0,22

5.8.3. Historisk føyning

Figur 5.8.2 viser utviklingen i faktisk og modellsimulert yrkesprosent for pensjonister over perioden 1968 til 1987 der den modellsimulerte serien er beregnet med utgangspunkt i den oppdaterte estimeringen

med ledighet fra foregående periode. Føyningen er ikke helt tilfredsstillende med et gjennomsnittlig prosentvis avvik på 0,37 og et standardavvik på 8,2. Den lave yrkesprosenten i utgangssituasjonen er en medvirkende årsak til det store relative avviket i enkelte år. I både 1986 og 1987 er avviket på over 2 prosentpoeng, noe som utgjør 15 prosent av yrkesdeltakingen.

Figur 5.8.2. Utviklingen i faktiske og modellsimulerte yrkesprosjenter for pensjonister 67-74 år



Tabell 5.8.3. Tabell over føyningsmål

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standardavvik på prosentvis avvik	RMS-feil/RMS-nivå prosent
Yrkesprosent pensjonister 67-74 år	0,37	8,18	6,82

Problemene med å forklare år-til-år bevegelsene kommer også til syne i tabell 5.8.4 der utviklingen i yrkesprosenten er dekomponert etter forklaringsfaktorene over femårsperioder. Likevel må relasjonen sies å fange opp trenden rimelig bra.

Nedsettelsen av pensjonsalderen var den viktigste faktoren bak den negative utviklingen i perioden 1972-1977. Både vekst i disponibel trygd for pensjonistene i forhold til lønn og arbeidsledigheten bidro også til den negative utviklingen i de to første periodene, mens relasjonen ikke greier å forklare den negative utviklingen i perioden 1982-1987.

Tabell 5.8.4. Dekomponering av faktorene bak utviklingen i yrkesprosenten for pensjonister 67-74 år over perioden 1972-1987¹

	1972-77	1977-82	1982-87
TDA	-1,31	-0,79	0,62
UR	-0,96	-0,50	-0,00
DP	-5,86	0	0

Samlet modellberegnet endring i yrkesprosenten	-7,13	-1,29	0,62
Faktisk endring i yrkesprosenten	-4,19	-3,44	-1,44

¹ Tallene har tolkning som endring i prosentpoeng.

6. OPPSUMMERING AV ANALYSEN AV ARBEIDSTILBUDET

6.1. De viktigste forklaringsfaktorene

Tabell 6.1 gir en oversikt over elastisitetene for arbeidstilbudet i de foretrukne relasjonene for de ulike befolkningsgruppene. Som det går fram av tabellen har ungdom, kvinner og pensjonister en forholdsvis elastisk atferd med hensyn på situasjonen på arbeidsmarkedet og lønn når det gjelder tilbud av arbeid målt i antall personer. For ungdom og gifte kvinner er det i første rekke tilgjengeligheten av arbeidsplasser som er av betydning. En økning i etterspørselen etter arbeidskraft som medfører at arbeidsmarkedsindikatoren øker med 1 prosent, vil for ungdom under utdanning i aldersgruppen 16-19 år og ungdom i alt i gruppen 20-24 år slå ut med en økning i arbeidstilbudet på henholdsvis 1,57 og 0,31 prosent. For gifte kvinner i aldersgruppen 25-66 år er effekten anslått til å være 0,46 prosent, mens det er vanskelig å finne en klar effekt for ikke gifte kvinner.

Rene økonomiske forhold i form av realdisponibel lønn og arbeidsfri inntekt ser ut til å ha størst betydning for den del av ungdomsgruppen som er under utdanning og pensjonistene. Selv om lønn også har noe å si for menn og kvinner i aldersgruppen 25-66 år, er hovedinntrykket fra våre analyser likevel at arbeidstilbudet målt i personer totalt sett bare er lite påvirket av lønnsutviklingen. Ut fra våre analyser er det også et gjennomgående trekk at tilpasningen av arbeidstilbudet skjer forholdsvis raskt når forklaringsfaktorene endrer seg.

På grunn av klare forskjeller i yrkesdeltakingen mellom ungdom i aldersgruppen 16-19 år som henholdsvis er og ikke er under utdanning, vil en endring i omfanget av elev- og studieplasser ha stor betydning for arbeidstilbudet for denne gruppen sett som helhet. Det er imidlertid en svakhet ved analysen at beslutningen om utdanning eller ikke kan være avhengig av økonomiske faktorer og burde derfor ha vært modellert. Omfanget av studieplasser har også en viss betydning for arbeidstilbudet for ungdom i aldersgruppen 20-24 år, men dette er ikke så markant som for gruppen 16-19 år.

I tillegg til arbeidsmarkedsindikatoren er barnetallet den viktigste forklaringsfaktoren for gifte kvinners yrkesdeltaking. Lønn ser ikke ut til å ha noen særlig stor betydning. Dette kan komme av at lønn for kvinner og menn har beveget seg noenlunde i takt over estimeringsperioden slik at det har vært vanskelig å skille de to motvirkende effektene av

dette fra hverandre. Resultatene indikerer likevel at arbeidstilbudet for gifte kvinner kan bli påvirket av vridninger i lønna mellom kvinner og menn. Lønn ser også bare ut til å ha en svak betydning for ugifte kvinner hvor utdanningsnivået er den viktigste forklaringsfaktoren.

Analysen tyder på at pensjonistgruppens arbeidstilbud er klart påvirket av endringer i trygden i forhold til disponibel lønn. Gruppen ser videre ut til å være den mest følsomme overfor slakk på arbeidsmarkedet uttrykt ved arbeidsledighetsprosenten.

Arbeidstilbudet for menn 25-59 år er generelt lite elastisk. Svingningene i arbeidstilbudet kan likevel i noen grad tilskrives endring i lønnsforhold og slakk på arbeidsmarkedet. Disponibel lønn i forhold til trygden og ledighetsprosenten ser ut til å ha betydning for menn i aldersgruppen 60-66 år. Dette kan tyde på at en del innenfor denne gruppen ser på arbeidsledighet som en form for førtidspensjonering. En liberalisering av adgangen til å få både ledighetstrygd og uføretrygd kan ha bidratt til den forholdsvis sterke nedgangen i gruppens arbeidstilbud på 80-tallet.

Tabell 6.1. Elastisiteter i arbeidstilbudsblokka beregnet i 1987

	U 16-19	I 16-19	20-24	GK 25-66	UK 25-66	M 25-59	M 60-66	67-74
$\frac{W_K(1-\bar{t})}{pc}$				0,19	0,10 ¹			
$\frac{W_M(1-\bar{t})}{pc}$	0,69					0,02 ²		
$\frac{W_{MH}(1-\bar{t})}{pc}$				-0,19 ¹				
$\frac{TD}{W_{MH}(1-\bar{t})}$							-0,08	-0,37
NWKI	1,57	0,11	0,31	0,46				
UR(-1)						-0,02	-0,04	-0,30
NNU			-0,06					
NUG					1,37			
NB				-0,21				
A _i				3,13	0,39			
R ²	0,95	0,17	0,97	0,998	0,96	0,29	0,86	0,87
DW	1,91	2,32	1,79	1,85	1,75	1,46	1,90	1,31
SER	0,11	0,52	0,04	0,02	0,05	0,09	0,07	0,10

¹ Pålagt restriksjon.

² Lagget én periode.

6.2. En sammenlikning med resultatene fra andre prosjekter

I de siste 20 årene er det utført en rekke empiriske analyser av hvilke faktorer som påvirker arbeidstilbudet, og i Killingsworth (1983) blir det gitt en oversikt over det viktigste som er gjort fram til da. Et fellestrekk ved de fleste av arbeidene er at de er basert på tverrsnittstudier på mikronivå. Mye av oppmerksomheten er rettet mot arbeidstilbudet

målt i timer, men en del av studiene belyser også beslutningen om yrkesdeltaking. Dette gjelder spesielt studier fra senere år hvor mer raffinerte estimeringsmetoder har bidratt til at valget av yrkesdeltaking og timer arbeidet kan ses på som en simultan beslutningsprosess. Til tross for de metodemessige framskrittene har dette likevel ikke endret nevneverdig på konklusjonene fra de mer enkle analysene når det gjelder størrelsen på elastisitetene.

Hovedkonklusjonen i de fleste av tverrsnittsstudiene går ut på at kvinners arbeidstilbud er langt mer påvirket av lønn enn det som er tilfellet for menn. I de ulike arbeidene har en imidlertid kommet fram til svært varierende resultater når det gjelder størrelsen på disse elastisitetene. Mens de fleste av undersøkelsene har en brutto lønnelastisitet for menns arbeidstilbud som ikke ligger langt fra 0, varierer elastisiteten for kvinner i hovedsak mellom 0,6 og 2,0.

Tverrsnittsundersøkelsene utført i Statistisk sentralbyrå (se Dagsvik og Strøm (1988)) bygger i stor grad på de tidligere arbeidene. Analysene innebærer likevel metodemessige forbedringer ved at beslutningene om å arbeide eller ikke og hvor mange timer en ønsker å arbeide betraktes simultant samtidig som det tas hensyn til at budsjettbetingelsen ikke er konveks på grunn av skattesystemet. Individene må derfor treffe sine valg ut fra et sett av diskrete alternativer som ikke er kjent for dem.

Resultatene fra disse analysene tyder på at både alder og barnetall er av betydning for kvinners yrkesdeltaking. Utdanning har også betydning. Den egne lønnelastisiteten for menns yrkesdeltaking er estimert til 0,27, mens den ubetingede for tilbudte timer er anslått til 0,33. For kvinner er de tilsvarende elastisitetene 0,66 og 1,20. Byråets tverrsnittsundersøkelser gir således elastisiteter på linje med tidligere undersøkelser for kvinner, mens elastisitetene for menn ligger noe i overkant av det som er funnet ellers.

Når en skal sammenligne med våre elastisiteter for yrkesdeltaking basert på tidsseriedata må en ta i betraktning at menns og kvinners lønn har beveget seg noenlunde parallelt. Bruttoeffekten på menns og kvinners arbeidstilbud vil derfor være mindre enn effekten av en partiell lønnsvekst, og resultatene hos Dagsvik og Strøm indikerer at den negative kryss-effekten er størst for kvinner. Ved en parallell lønnsutvikling har de anslått bruttoelastisitetene for menns og kvinners yrkesdeltaking med hensyn på lønn til henholdsvis 0,18 og 0,35 i 1979. Dette er likevel en god del høyere enn i våre tidsserieanalyser der vi hadde problemer med å få en

positiv totaleffekt av økt lønn på yrkesdeltakingen.

Avviket i resultatet mellom de to analysene har nok sitt utspring i at tidsserie- og tverrsnittsanalyser fanger opp ulike aspekter ved tilpasningen. Mens styrken i tverrsnittsanalysen ligger i at en får tatt hensyn til detaljerte budsjettsammenhenger for husholdningene og den variasjonsbredden som eksisterer i forklaringsvariablene, gir tidsserier bedre muligheter til å forklare utviklingen over tid.

O. Ljones (1979) har tidligere analysert utviklingen i kvinners yrkesdeltaking i Norge. Han konkluderer med at mindereårige barn og ektefelles utdanningsnivå via arbeidsfri inntekter har en negativ effekt på gifte kvinners arbeidstilbud målt i antall personer. Videre mener han at næringsfordelingen etter region er av avgjørende betydning for kvinners arbeidstilbud. Dette resultatet samsvarer bra med vår analyse der endringer i næringsfordelingen har vist seg å være av stor betydning for utviklingen i arbeidstilbudet. Spesielt har den sterke veksten i tjenesteytende næringer vært en viktig faktor når det gjelder å forklare utviklingen i arbeidstilbudet for gifte kvinner.

For OECD har Chan-Lee (1984) utført en aggregert tidsserieanalyse for utviklingen i menns og kvinners yrkesdeltaking i de seks største OECD-landene. I tillegg til vanlig minste kvadraters metode forsøkte han også en to-trinns-prosedyre for å ta hensyn til at lønn og arbeidsmarkedsforhold som inngikk som forklaringsfaktorer i realiteten kan betraktes som endogene variable. Selv om en to-trinns-metode i utgangspunktet burde gi bedre resultater er dette ifølge Chan-Lee nødvendigvis ikke opplagt på grunn av små sampel og vanskeligheter med å velge velegnede instrumentvariable.

Uansett valg av estimeringsmetode indikerer disse analysene bare små effekter av lønn på både menns og kvinners yrkesdeltaking i de fleste land, og lønn gir som oftest ikke signifikant utslag. Derimot ser det ut som om forholdene på arbeidsmarkedet har stor betydning for utviklingen i yrkesdeltakingen, og dette er bra i samsvar med våre analyser. Chan-Lee påpeker at veksten i de tjenesteytende næringer trolig har vært en viktig forklaringsfaktor for kvinners yrkesdeltaking i flere land, og i enkelte land er også menns yrkesdeltaking klart påvirket av etterspørselssiden gjennom en såkalt "discouraged worker" effekt.

For USA sitt vedkommende synes resultatene fra OECDs undersøkelse å stå i motstrid til en tilsvarende undersøkelse foretatt av DRI (Beauchemin (1987)). Reallønna var den mest framtrædende forklaringsfaktoren i denne undersøkelsen og lønnselastisiteten er beregnet til ca. 1 for de fleste

gruppene. DRI-analysen har videre gitt som resultat at arbeidstilbudet for ungdom i stor grad er påvirket av ledighetsprosenten. I vår undersøkelse fikk vi ikke bekreftet dette, men det kan skyldes at denne effekten er fanget opp av arbeidsmarkedsindikatoren.

I et arbeid av Coen og Hickman (1989) i forbindelse med konstruksjon av en ulikevektsmodell for USAs økonomi har de estimert yrkesdeltakingsrelasjoner for åtte befolkningsgrupper etter kjønn og alder. Reallønn etter skatt og sysselsettingsmulighetene blir framhevet som de viktigste forklaringsfaktorene, men paperet gir ingen dokumentasjon av størrelsen på elastisitetene.

I et oversiktsnotat over behandlingen av arbeidsmarkedet i de engelske makroøkonomiske modellene utarbeidet av Turner, Wallis og Whitley (1989) går det fram at både modellen til London Business School (LBS) og Finansdepartementet (HMT) inneholder separate relasjoner for yrkesdeltaking for menn og kvinner. Mens yrkesdeltakingen for menn er eksogen i LBS-modellen, har ledighet og annen inntekt enn lønn en svak betydning i HMT-modellen, og kontrollestimeringer utført av Turner, Wallis og Whitley indikerer at dette kan ha noe for seg. For kvinner har egen lønn og forholdet til mannlønn en viss betydning, men forholdene på arbeidsmarkedet ser ut til å være den viktigste forklaringsfaktoren. I HMT-modellen har andelen av sysselsettingen utenom industri stor betydning, mens ledigheten og en trend inngår som forklaringsfaktorer i LBS-modellen.

I den finske makromodellen BOF3 er det for arbeidsstyrken som helhet estimert en lønnselastisitet på 0,021 og en elastisitet av endringer i arbeidsledigheten på 0,575 (se Lyytikäinen (1984)). At effekten av ledigheten her er såpass betydelig sammenliknet med resultatene fra vår undersøkelse, kan skyldes at Finland har erfart et noe høyere nivå på ledigheten og større svingninger enn i Norge.

Ved Institutt for økonomi ved Universitetet i Gøteborg (se Flood (1987)), er det foretatt en tidsbrukanalyse basert på data fra et representativt utvalg av husholdninger i 1984. Partielle lønnselastisiteter for menn og kvinner mhp. markedsarbeid målt i timer er her anslått til hhv. 0,13 og 0,21. Dette er en del lavere enn tverrsnittsresultatene til Dagsvik og Strøm (1988).

Alt i alt er det et felles trekk ved de fleste undersøkelser av faktorer bak arbeidstilbudet at kvinner og ungdom fremviser en langt mer elastisk atferd både med hensyn på lønn og arbeidsmarkedsforhold enn middelaldrende menn. Mens tverrsnittsanalyser gjennomgående gir relativt store

lønnselastisiteter, indikerer de fleste tidsserieanalyser at forholdene på arbeidsmarkedet er den viktigste forklaringsfaktoren for utviklingen i kvinners yrkesdeltaking. I dette henseendet er våre undersøkelser bra i samsvar med resultatene i tilsvarende analyser i andre land.

6.3. Innarbeiding av relasjoner for arbeidstilbud i MODAG

De foretrukne relasjonene for yrkesprosentene slik de er oppsummert i avsnitt 6.1 er sammen med relasjoner for arbeidsstyrken innarbeidet i den makroøkonomiske modellen MODAG. (Modellen er nærmere omtalt i kapittel 7.) Ettersom flere av forklaringsvariablene i arbeidstilbudsrelasjonene har nær forbindelse med endogene variable i modellen har det også vært nødvendig å innarbeide et sett av sammenknytningsrelasjoner.

Under innarbeidingen i MODAG viste det seg at relasjoner med lagget ledighet ga en uheldig dynamisk struktur når den ble koblet sammen med andre relasjoner i arbeidsmarkedsblokka. Sammenknytningen mellom ledighet og arbeidstilbud skapte store svingninger i ledigheten som også bidro til svingninger i lønnsveksten. For å få modellen til å fungere mer tilfredsstillende måtte vi derfor ty til en relasjon med ledighet i inneværende periode for gruppene menn 25-59 år, menn 60-66 år og pensjonister 67-74 år, selv om disse spesifikasjonene i hovedsak ga dårligere føyning og det rent estimeringsmessig oppstod et simultanitetsproblem.

En forholdsvis detaljert og teknisk gjennomgang av relasjonene i arbeidstilbudsblokka er gitt i vedlegg 2. Yrkesandelene for de ulike gruppene er av formen:

$$(6.1) \quad YP_j = \frac{e^{\sum_{i=1}^m \beta_{ij} X_{ij}}}{(1 + e^{\sum_{i=1}^m \beta_{ij} X_{ij}})}$$

der YP_j er yrkesandelen for gruppe j og

X_{ij} er forklaringsfaktor nr. i for gruppe j .

Tallet på personer i arbeidsstyrken for de ulike gruppene framkommer ved å multiplisere yrkesandelene med det tilhørende befolkningstallet.

$$(6.2) \quad NT_j = YP_j * NB_j$$

der NT_j er arbeidstilbud målt i antall personer for gruppe j og NB_j er befolkningsmengden for gruppe j .

De viktigste sammenknytningsrelasjonene angår følgende forklaringsvariable:

- Lønn pr. normalårsverk i industrien og lønn pr. timeverk for kvinner er knyttet til lønn pr. timeverk i industrien ifølge nasjonalregnskapet.
- Gjennomsnittsskatten ifølge typehusholdsberegningene er knyttet til gjennomsnittsskatten for lønnsinntakere ifølge nasjonalregnskapet.
- Disponibel stønad for trygdede er knyttet til lønns- og skatteutviklingen.
- Arbeidsmarkedsindikatoren for kvinner er knyttet til antall sysselsatte personer i de forskjellige næringer, der kvinneandelene fra 1976 er benyttet som vekter.

Modellbrukeren har i stor grad anledning til å påvirke forholdet mellom nasjonalregnskapsstørrelsene og forklaringsvariablene i modellen ved et sett med styringsparametre. Tilsvarende er det mulig å foreta eksogene korreksjoner av yrkesprosentene utover det som følger av de estimerte relasjonene.

6.4. Historisk simulering av total arbeidsstyrke

Ved å benytte relasjonene (6.1) og (6.2) har vi ved å summere over de ulike befolkningsgruppene kunnet utføre en historisk simulering for den samlede arbeidsstyrken og den samlede yrkesprosenten. Dette er illustrert i figurene 6.1 og 6.2 der de modellberegnete størrelsene er sammenlignet med de faktiske. Noen summariske føyningsmål er presentert i tabell 6.2.

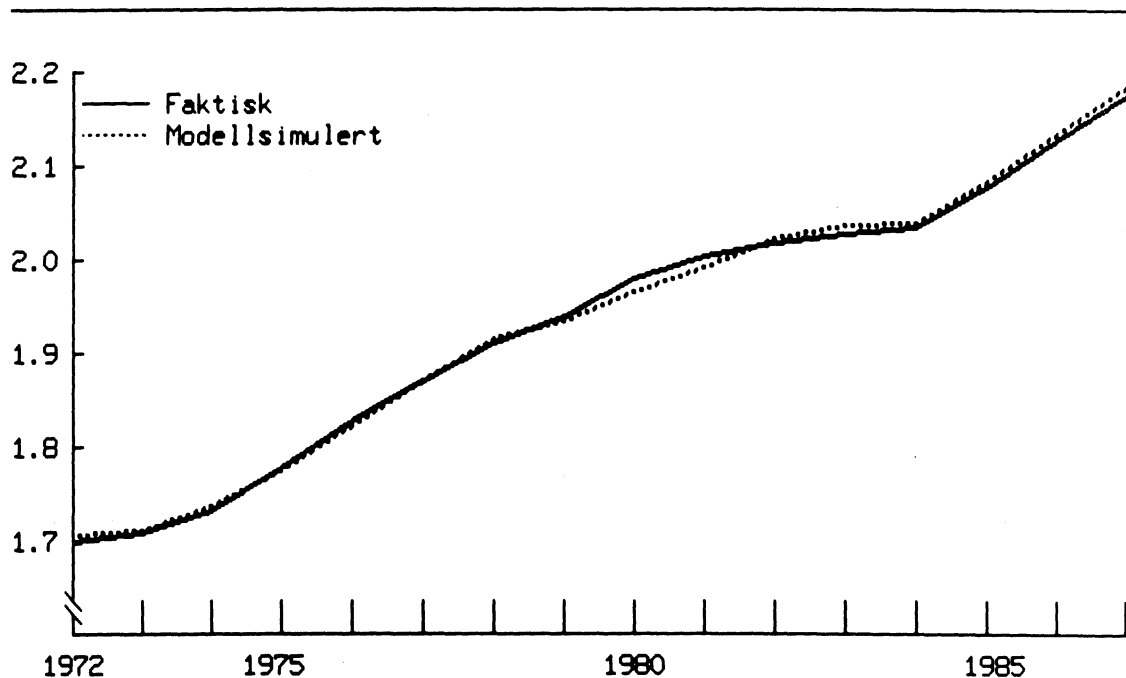
Som det går fram fra figurene og tabellen er det et meget godt samsvar mellom den simulerte og den faktiske yrkesdeltakingen over perioden 1972-1984. Dette indikerer at inndelingen i grupper og valg av forklarings-

faktorer under estimeringen har vært tilfredsstillende. Det gjennomsnittlige prosentvise avviket er på 0,07 med et standardavvik på bare 0,38. De største avvikene forekommer i 1980 og 1981 da de simulerte seriene ikke helt greier å fange opp den faktiske veksten i yrkesdeltakingen. I 1987 er derimot arbeidsstyrken overvurdert med 10 000 personer. Den sterke veksten som fant sted i arbeidsstyrken i årene 1975-1978 og 1985-1987 kan i stor grad forklares med en klar vekst i etterspørselen etter arbeidskraft i disse årene.

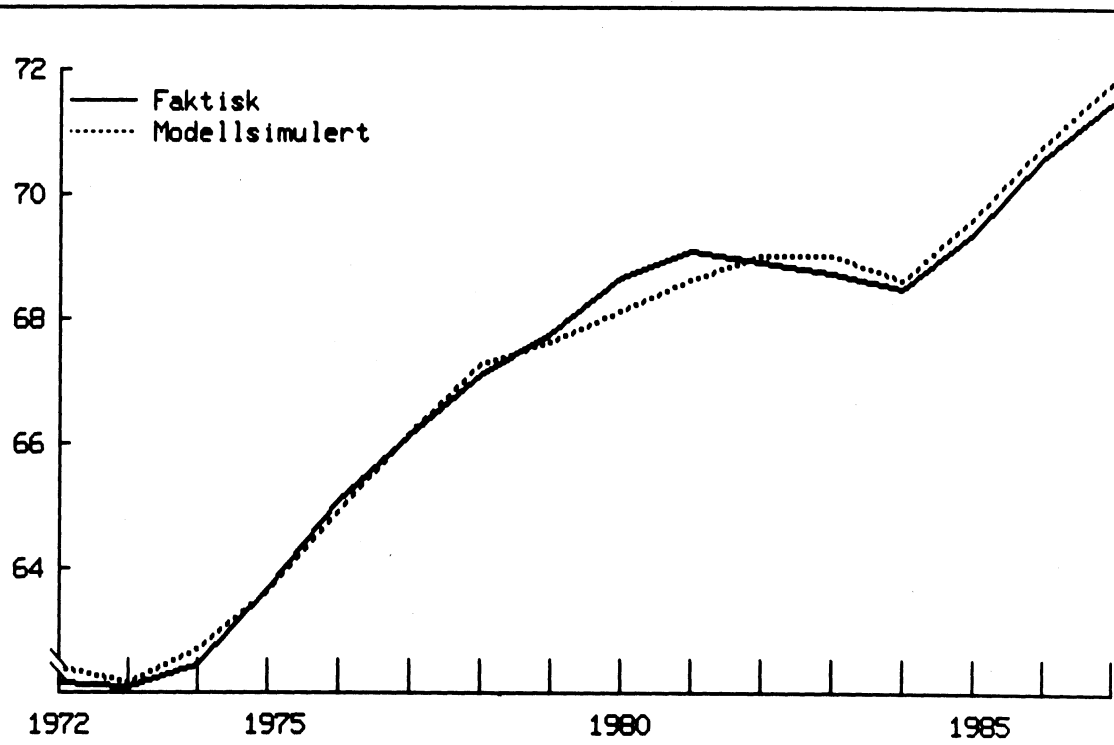
Tabell 6.2. Summariske føyningsmål for samlet yrkesprosent og arbeidsstyrke

	Gjennomsnittlig prosentvis avvik	Standard avvik på prosentvis avvik	RMS-feil/RMS-nivå
Yrkesprosent og arbeidsstyrke personer 16-74 år	0,07	0,38	0,38

Figur 6.1. Modellsimulert og faktisk arbeidsstyrke, totalt 16-74 år. 1000 personer



Figur 6.2. Modellsimulerte og faktiske yrkesprosenter, totalt 16-74 år



7. FUNKSJONSMÅTEN TIL ARBEIDSMARKEDSBLOKKA I MODAG

7.1. Kort presentasjon av MODAG

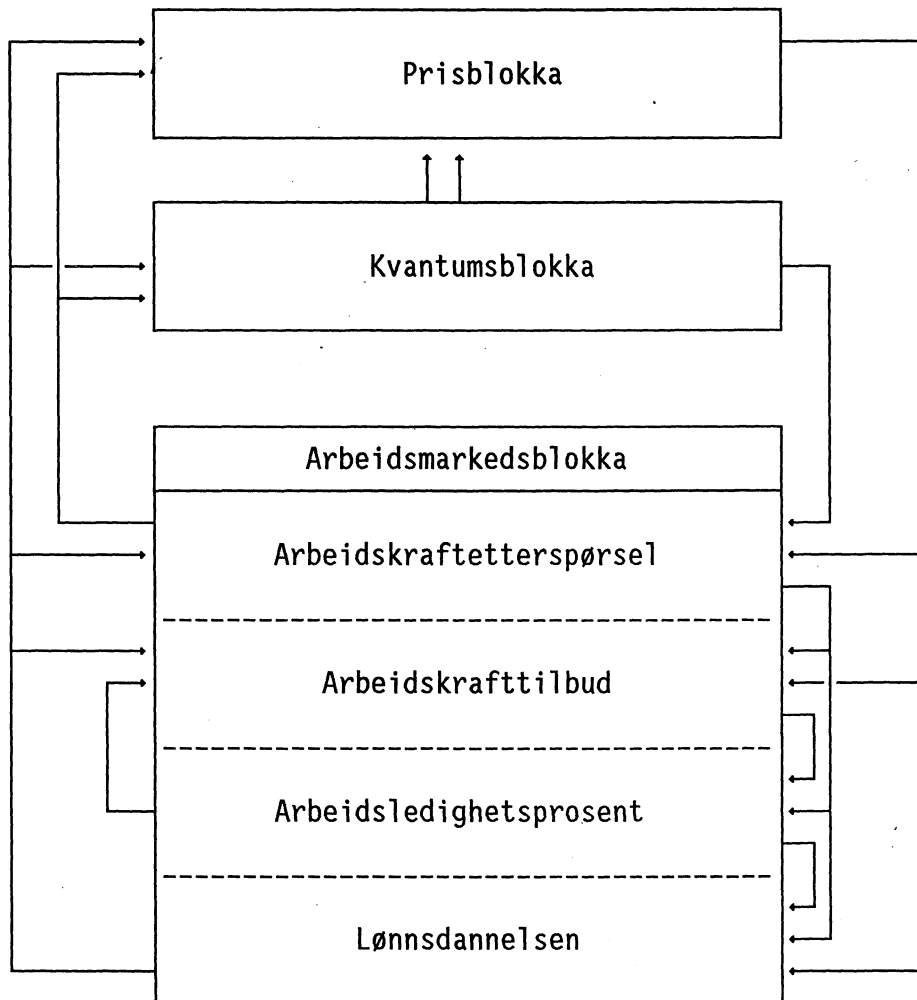
MODAG er en makroøkonomisk årsmodell utviklet i Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå og benyttes hovedsaklig til makroøkonomisk planlegging og analyse på mellomlang sikt. Kjernen i modellen utgjøres av et detaljert vare- og priskryssløp og et sett av definisjonssammenhenger fra nasjonalregnskapet. Modellen kombinerer forøvrig elementer fra den skandinaviske inflasjonsmodellen, med keynesiansk makroteori.

Den versjonen av modellen som kalles MODAG A, er dokumentert i Cappelen og Longva (1987). Foruten kryssløpskjernen og nasjonalregnskaps-sammenhengene inneholder denne versjonen økonometriske relasjoner for priser, privat konsum, investeringer, eksport, importandeler og etterspørsel etter arbeidskraft. I den siste modellversjonen, MODAG W presentert av Cappelen og Moum (1987), er arbeidstilbudsrelasjonene for de ulike grupper omtalt i avsnittene foran innarbeidet sammen med lønnsrelasjoner basert på enkle Phillipskurver (se Stølen (1985)*). Sammen med etterspørselsrelasjonene etter arbeidskraft bidrar dette til å lukke arbeidsmarkedet i modellen.

Selv om MODAG W ved dette blir en helt simultan modell i priser og kvanta, kan det likevel av pedagogiske grunner være hensiktsmessig å skille mellom tre hovedblokker; ei prisblokk, ei kvantumsblokk og ei arbeidsmarkedsblokk. På kort sikt, det vil si i inneværene år, er det dessuten ifølge modellen bare en liten grad av simultanitet mellom prisblokka og kvantumsblokka. Sammenhengene mellom de tre hovedblokkene er vist i figur 7.1.

* En mer oppdatert dokumentasjon er under utarbeiding.

Figur 7.1. Modellstrukturen i MODAG W



I prisblokka bestemmes indekser for prisene på leveranser av norske produkter til hjemme- og eksportmarkedet, samt avledede prisindekser for vareinnsats og ulike sluttleveringskategorier innenlands. De fleste prisene på norske produkter bestemmes endogent i modellen, og utviklingen i lønn, importpriser, produktivitet og offentlige regulerte priser og avgifter er de viktigste forklaringsvariablene.

I kvantumsblokka bestemmes tilgangen og anvendelsen av de ulike varene i modellen. Tilgangen er gitt som summen av norsk produksjon og import, der norsk produksjon i hovedsak er bestemt fra etterspørselssiden. Det går en forholdsvis sterk forbindelseslinje fra prisblokka til kvantumsblokka ved at prisene avgjør utviklingen i realverdien av de nominelle inntektene og dermed har stor betydning for volumet av den innenlandske etterspørselen. Prisutviklingen på norske produkter i forhold til de utenlandske

er også en viktig faktor for utviklingen i markedsandelene, både på eksportmarkedet og hjemmemarkedet.

I arbeidsmarkedsblokka bestemmes sysselsetting, arbeidskrafttilbud, arbeidsledighet og lønnsutvikling. Utviklingen i produksjonen er den viktigste faktoren bak etterspørselen etter arbeidskraft i de ulike næringer, men substitusjonsmuligheter mellom arbeidskraft og vareinnsats og utviklingen i kapitalbeholdningen er også av en viss betydning i de fleste private sektorer. Tilbudet av arbeidskraft er oppsummert i kapittel 6. Etterspørselsforholdene eller ledighet har direkte betydning for de aller fleste grupper, men mest for ungdom, gifte kvinner og pensjonister. Lønn har bare en relativt svak betydning for tilbudet målt i antall personer. Arbeidsledigheten i modellen defineres som forskjellen mellom tilbud og etterspørsel, og er sammen med utviklingen i priser og produktivitet en viktig forklaringsfaktor i lønnsdannelsen.

7.2. Nærmere om arbeidsmarkedsblokka

Elastisitetene av økt lønn på etterspørselen etter arbeidskraft for henholdsvis landet som helhet og industrien er vist i figur 7.2. Virkningene er nå mer negative enn dokumentert i Stølen (1987). Økt betydning av faktorsubstitusjon i relasjonene for etterspørsel etter arbeidskraft er nok den viktigste grunnen til dette, men større priselastisiteter i eksport og importrelasjonene har også bidratt noe.

Økt lønn kan sies å ha tre hovedeffekter på sysselsettingen i MODAG. For det første vil økt lønn innebære en substitusjon av faktorsammensetningen bort fra arbeidskraft i de aller fleste næringer. Økt lønn vil dessuten medføre en omflytting av inntekter fra bedriftene til lønns-mottakerne. Ettersom den marginale etterspørselstilbøyelighet av lønnsinntekter er en god del høyere enn av kapitalinntekter, vil denne omfordelingen isolert sett bidra til å øke innenlandsk etterspørsel og produksjon spesielt i de næringer som produserer for hjemmemarkedet. Faktorsubstitusjonene innebærer likevel at også disse næringene får en svak nedgang i sysselsettingen i den nåværende MODAG-versjonen.

For det tredje vil høyere innenlandsk kostnadsvekst bidra til å øke veksten i priser på norske produkter som konkurrerer med tilsvarende produkter fra utlandet. Som en følge av dette vil markedsandelene for konkurranseutsatt virksomhet etter hvert avta både på hjemmemarkedet og verdens-

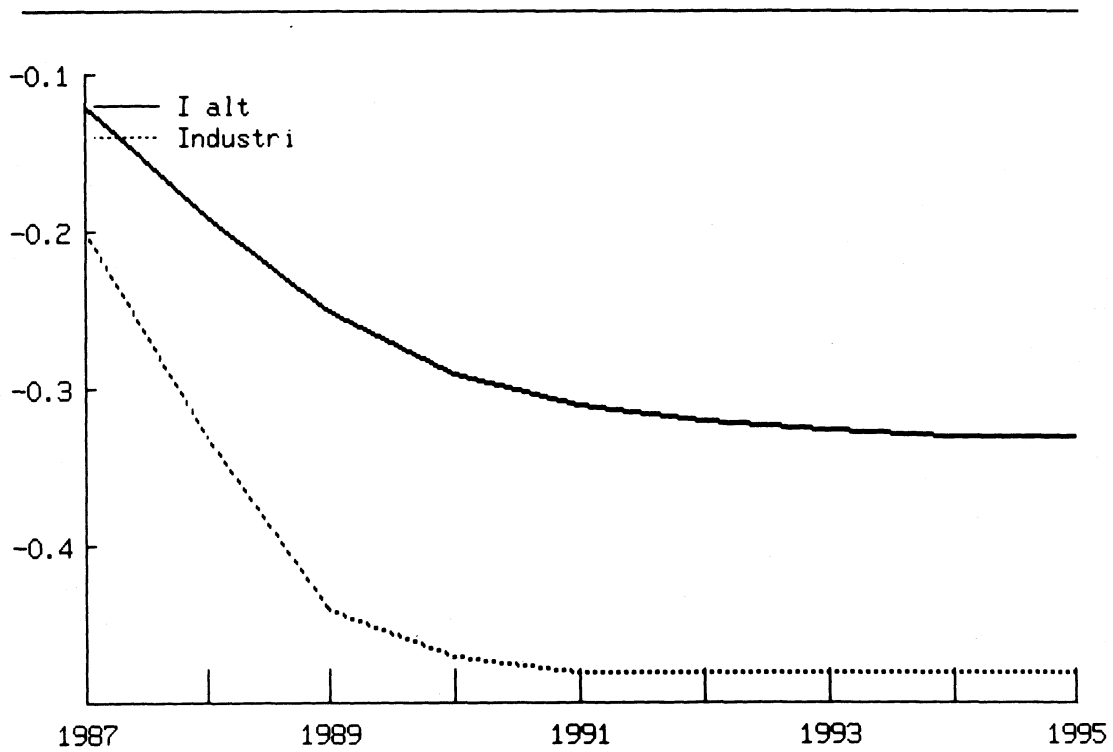
markedet og bidra til å redusere produksjonen og sysselsettingen i disse næringene. Faktorsubstitusjon bidrar til at sysselsettingen blir ytterligere redusert.

Etter noen år er etterspørselastisiteten av økt lønn på sysselsettingen i privat sektor kommet opp i $-0,3$. Dette er på linje med elastisiteter i de fleste makroøkonomiske modellene i Storbritannia og de andre nordiske land til tross for at en stor del av norsk eksportvirksomhet er forholdsvis kapitalintensiv og nært knyttet til naturgrunnet sammenlignet med de fleste andre vest-europeiske land. Lønnskostnadene utgjør derfor bare en liten del av de totale kostnadene i disse virksomhetene, og den negative effekten på sysselsettingen i eksportvirksomheten av høyere lønnsvekst er forholdsvis beskjeden. Det at den norske økonomien er mer åpen enn økonomiene til større land bidrar også til at effektene på konsumprisene av en høyere lønnsvekst blir mindre, noe som skulle bidra til å gjøre effekten på innenlandsk etterspørsel større. Omfattende overføringer som i hovedtrekk reguleres i takt med lønningene kan også dempe den negative effekten av lønningene ettersom de bidrar til å stimulere privat konsum.

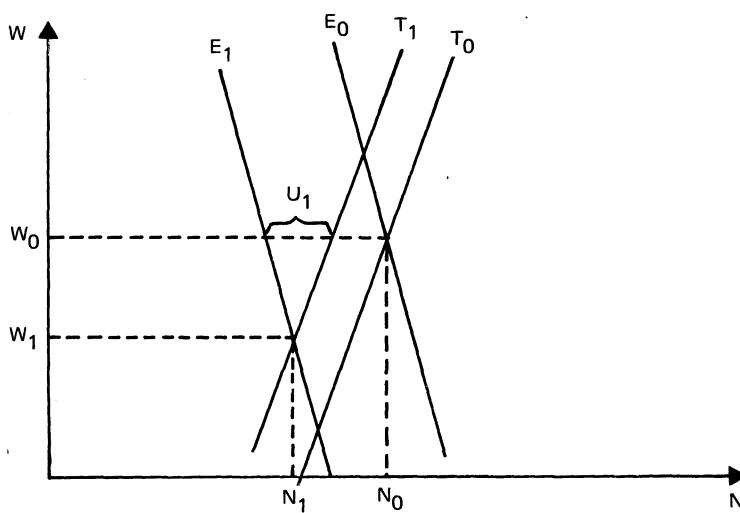
Til tross for at økt lønn bidrar til å redusere sysselsettingen noe, kan en likevel konkludere med at etterspørselsfunksjonen etter arbeidskraft er forholdsvis bratt i MODAG W. Kurven vil imidlertid være slakkere som en funksjon av reallønna da elastisiteten på konsumprisene av en lønnsendring ikke er høyere enn i underkant av $0,5$, selv om en tar hensyn til at også offentlige regulerte innenlandske priser vil bli endret som følge av endringer i lønna. Reallønnselastisiteten for etterspørsel etter arbeidskraft i makro er derfor så høy som $-0,6$.

Av oppsummeringen av arbeidstilbudsblokka i kapittel 6 framgår det at det bare er en svak direkte sammenheng mellom lønn (reallønn) og tilbudet av arbeidskraft målt i antall personer. Tilbudskurven for arbeidskraft er derfor svært bratt. Men på grunn av at arbeidstilbudet er påvirket både av arbeidsmarkedsindikatoren og arbeidsledigheten vil et skift i etterspørselskurven også skifte tilbudskurven i samme retning og utgjøre litt mer enn halvparten av skiftet i etterspørselskurven.

Figur 7.2. Lønnselastisiteter for etterspørselen etter arbeidskraft



Figur 7.3. Illustrasjon av langtids tilbuds- og etterspørselskurven etter arbeidskraft i MODAG W



Langtids tilbuds- og etterspørselskurven etter arbeidskraft i MODAG W er illustrert i figur 7.3. I utgangssituasjonen er de to kurvene betegnet med henholdsvis T_0 og E_0 og arbeidsmarkedet er i likevekt med lønna W_0 og sysselsettingen N_0 . Det antas ikke å være arbeidsledighet i denne situasjonen bortsett fra en eventuell friksjonsledighet. (Figuren er egentlig litt for enkel når en tar i betraktning heterogenitet og friksjoner på arbeidsmarkedet.) Etterspørselen etter arbeidskraft antas så å få et negativt skift på grunn av dårlige internasjonale konjunkturer eller en offentlig innstrammingspolitikk. Tilbudskurven skifter innover med mer enn halvparten av skiftet i etterspørselskurven, og en ny likevekt er gitt ved lønna W_1 og sysselsettingen N_1 , som begge er lavere enn i utgangssituasjonen.

På grunn av brattheten til tilbudskurven vil selv et forholdsvis lite negativt skift i etterspørselskurven kreve en betydelig reduksjon i lønna (reallønna) for å gjenopprette likevekten i arbeidsmarkedet. Slik lønnsdannelsemekanismen er innarbeidet i MODAG W vil ikke lønna bli nevneverdig påvirket i den samme perioden som skiftet skjer slik at ledigheten øker til U_1 . Dessuten innebærer den krummede Phillipskurvesammenhengen at selv om ledigheten øker betydelig vil det være grenser for hvor mye lønna (reallønna) reduseres for hver periode på vegen tilbake mot likevekt. Overlatt til seg selv kan det derfor gå mange år før arbeidsmarkedet vender tilbake til en likevektssituasjon.

Den høye og vedvarende arbeidsledigheten i OECD-landene det siste ti-året har blitt viet stor oppmerksomhet i den økonomiske litteraturen. Nickell (1989) angir tre hovedårsaker til at arbeidsmarkedet kan ha problemer med å vende tilbake til den opprinnelige likevekten i løpet av kort tid:

- i) Det kan være "hysteresis-effekter", noe som innebærer at likevektsledigheten øker i takt med den faktiske. Tap av kvalifikasjoner blant langtidsledige samtidig som fagforeningene bare bryr seg om de som er sysselsatt (insidere vs. outsiders) kan være bakenforliggende årsaker til dette.

- ii) Svake virkninger fra endringer i den økonomiske aktiviteten på lønns- og prisdannelsen.
- iii) Andre nominelle stivheter i lønns- og prisdannelsen.

I Phillipskurven i MODAG W er det i første rekke årsak ii) som gjør seg gjeldende, men andre tregheter i lønns- og prisfastsettingen kan også spille en viss rolle. De små virkningskoeffisientene fra realøkonomien kan begrunnes med at selv om arbeidsledigheten blir forholdsvis høy, vil fagforeningene være motvillige til å akseptere en betydelig reduksjon i reallønna. Ved stort press på arbeidsmarkedet innebærer derimot Phillipskurven en sterk vekst i reallønna. Phillipskurven innebærer ingen hysteresiseffekt. En slik effekt kan bidra til å forsterke problemene med en vedvarende arbeidsledighet slik det blant annet er påpekt av Blanchard og Summers (1988) og Carruth og Oswald (1988). Det kan ikke utelukkes at slike effekter også vil gjøre seg gjeldende i Norge dersom ledigheten beveger seg oppover. Dette blir blant annet påpekt av Nymoen (1989).

Men selv om hysteresiseffekter ikke er til stede, kan det likevel gå lang tid før arbeidsmarkedet vender tilbake til opprinnelig likevekt. En viktig årsak til dette som ikke har vært så mye framme i litteraturen er nettopp at en bratt tilbudskurve kan gjøre det nødvendig med en betydelig endring i reallønna for å oppnå likevekt igjen etter et negativt skift i etterspørselskurven. Samtidig vil en bratt etterspørselskurve innebære at en gitt lønnsendring bare gir en liten effekt på sysselsettingen og arbeidsledigheten. Som påpekt i forbindelse med figur 7.3 er både tilbuds- og etterspørselskurven forholdsvis bratte i MODAG W.

7.3. Virkninger på arbeidsmarkedet av ulike endringer i offentlig politikk

I dette avsnittet har vi analysert hvordan henholdsvis en økning i offentlig sysselsetting, en skattelette og en politikk som reduserer arbeidstilbudet slår ut ifølge MODAG W. Ettersom hele modellen er benyttet i denne beregningen, får vi virkninger ut over de direkte virkningene i arbeidsmarkedsblokka. Dette har sammenheng med at slike endringer i finanspolitikken for det første skaper multiplikatoreffekter og for det andre påvirker presset på arbeidsmarkedet og dermed lønnsutviklingen.

Når en skal analysere virkningene av ulike offentlige tiltak i en ikke-lineær og dynamisk modell som MODAG W, må en ta i betraktning at de marginale virkningene (virkningskoeffisientene) er avhengige av den referansebanen som er benyttet. I den banen som ligger til grunn for kjøringen er arbeidsledigheten for 1987 og 1988 på henholdsvis 2,1 og 3,2 prosent. Ledigheten er anslått til å øke til om lag 5 prosent i 1989 for deretter å avta gradvis, men den kommer aldri under 3,5 prosent i referansebanen fram mot år 2000.

Det er imidlertid ikke bare referansebanen som har betydning for virkningstallene, men også om vi ser på en økning eller en reduksjon i en variabel. Dette henger sammen med den ikke-lineariteten som ligger i Phillipskurven og delvis også i andre relasjoner i modellen. Virkningen på lønnsveksten av en gitt økning i ledigheten er i tallverdi mindre enn virkningen av en like stor reduksjon, utregnet ved en bestemt ledighetsprosent.

Tabell 7.1 viser virkningene av et varig positivt skift i sysselsettingen i offentlig sektor med om lag 6 000 sysselsatte, tilsvarende økte offentlige utgifter på 1 milliard kroner i faste 1987-priser. Selv om veksten i offentlig sysselsetting bidrar til å øke privat konsum og produksjonen i næringer som produserer for hjemmemarkedet, på grunn av en tradisjonell multiplikatoreffekt, vil faktorsubstitusjon som en følge av høyere lønnsnivå likevel bidra til at sysselsettingen avtar i disse næringene. Effekten på total sysselsetting blir derfor mindre enn det opprinnelige skiftet allerede fra andre året.

Den økte etterspørselen etter arbeidskraft slår forholdsvis sterkt ut i arbeidstilbudet, i første rekke fordi gifte kvinner og ungdom benytter de bedre mulighetene til å gå ut i arbeidslivet. Arbeidsledigheten vil imidlertid avta, og dette har i tillegg en positiv effekt på arbeidstilbudet for menn og pensjonister, men effekten av dette er klart mindre enn den direkte effekten på arbeidstilbudet for gifte kvinner og ungdom.

På grunn av den reduserte ledigheten vil lønningene også vokse i forhold til referansebanen. Den lønnsdrivende effekten av en permanent høyere offentlig sysselsetting ville imidlertid ha vært vesentlig høyere enn det som framgår av tabellen dersom ledigheten langs referansebanen hadde vært lavere. Selv om prisene også øker, oppstår det en økning i reallønna som også er med på å øke arbeidstilbudet. Utviklingen i reallønna er illustrert i figur 7.4.

Etter noen år vil den økte lønna bidra til tap av markedsandeler både på hjemmemarkedet og eksportmarkedet. Lavere produksjon og sysselset-

ting i de konkurranseutsatte næringene (særlig deler av industrien) som en følge av dette vil også etterhvert motvirke de opprinnelige positive effektene både på sysselsetting og arbeidstilbud. Dette blir forsterket av negative multiplikatoreffekter og faktorsubstitusjon.

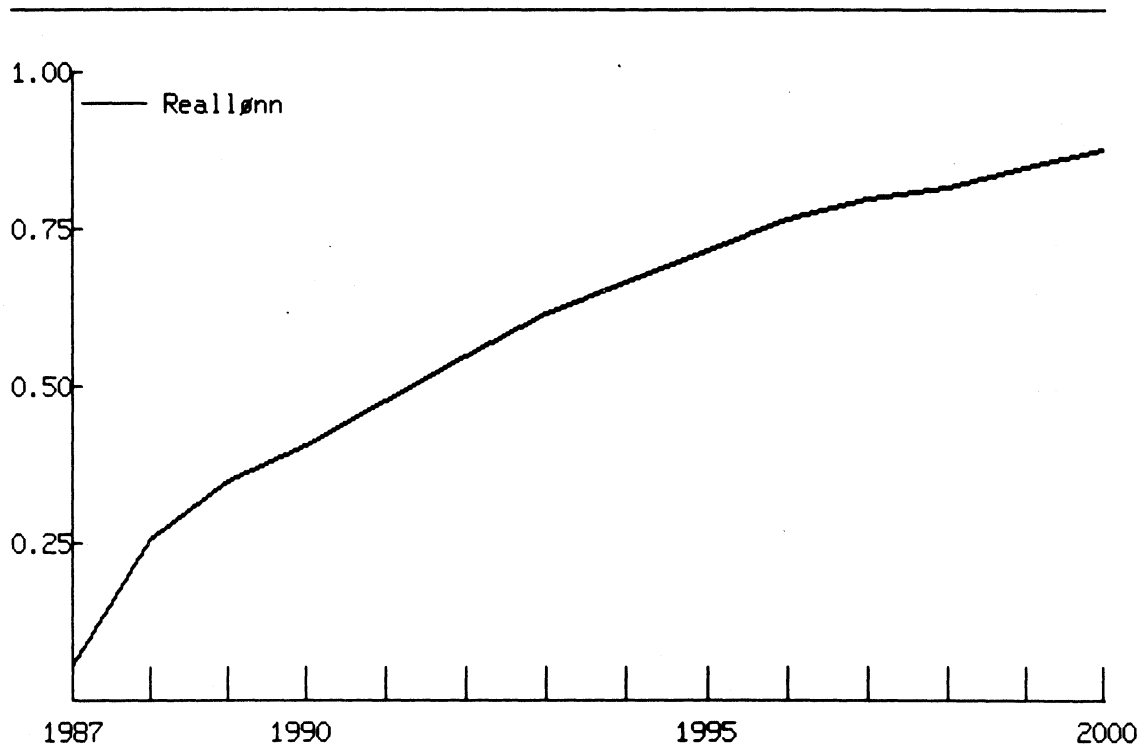
Den totale effekten på arbeidsledigheten viser tegn til dynamiske svingninger som etterhvert blir dempet ned. Ettersom utslaget i annen runde er forholdsvis beskjedent, kan en tilnærmet si at arbeidsledigheten stabiliserer seg på sitt opprinnelige nivå allerede i 1995. På grunn av vekst i arbeidstilbudet vil vi ikke få en full "crowding out" av veksten i offentlig sysselsetting slik det er illustert i figur 7.5. Hovedkonklusjonen på denne beregningen er derfor at mens modellen viser klare Keynesianske effekter på kort sikt, er effektene mer neoklassiske på lang sikt.

Tabell 7.1. Virkninger av et varig positivt skift i offentlig sysselsetting tilsvarende lønnskostnader på 1 milliard kroner

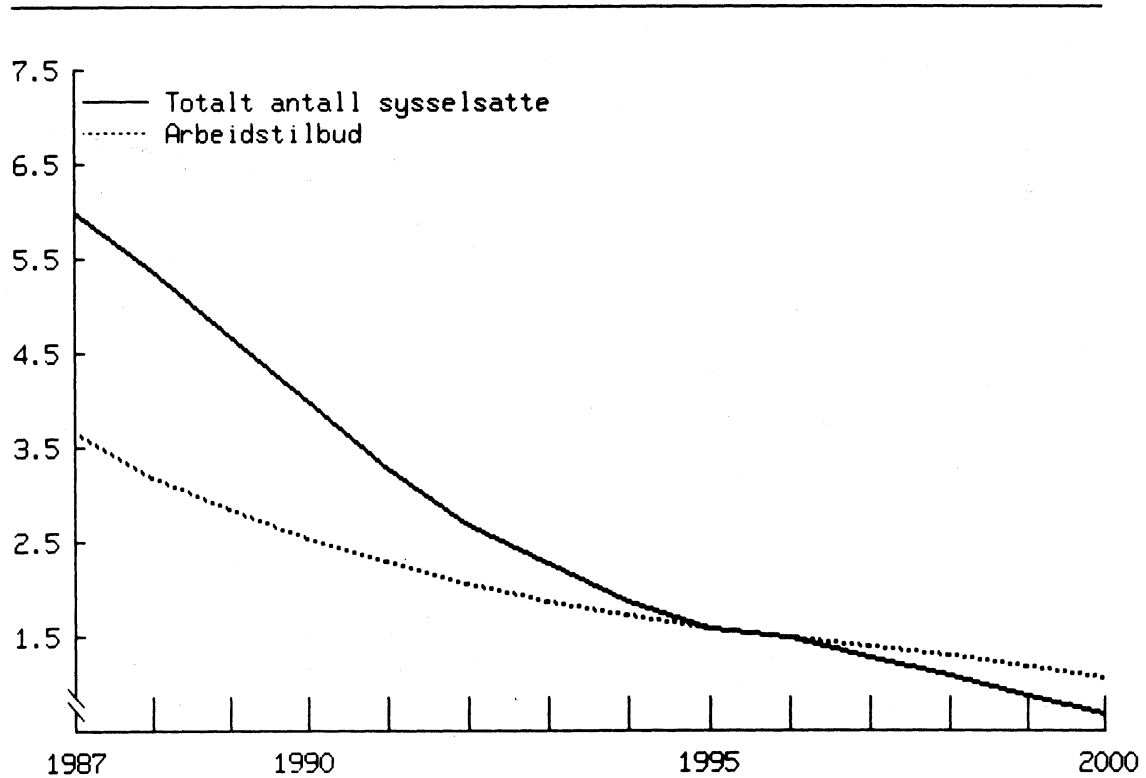
Virkning på	1987	1988	1990	1993	1996	2000
<u>Priser i prosent</u>						
Privat konsum	0,01	0,08	0,13	0,17	0,19	0,19
Lønn i alt	0,07	0,32	0,49	0,63	0,69	0,71
Industri	0,04	0,29	0,50	0,70	0,80	0,84
<u>Bruttoprodukt i prosent</u>						
Industri	0,03	-0,00	-0,09	-0,13	-0,17	-0,30
Annen næringsvirksomhet* ..	0,06	0,08	0,06	0,04	0,03	0,01
<u>Sysselsetting</u>						
I alt, 1000 personer	6,0	5,4	4,0	2,3	1,5	0,7
Offentlig forvaltning ...	6,0	6,0	6,0	6,0	6,0	6,0
Industri	0,0	-0,2	-0,7	-1,3	-1,5	-1,8
Annen næringsvirksomhet .	0,0	-0,4	-1,3	-2,4	-3,0	-3,5
<u>Arbeidsstyrke</u>						
I alt, 1000 personer	3,67	3,20	2,57	1,89	1,52	1,09
Alle 16-19 år	0,48	0,52	0,54	0,46	0,43	0,39
Alle 20-24 år	0,43	0,43	0,40	0,30	0,20	0,17
Menn 25-59 år	0,64	0,44	0,24	0,11	0,05	-0,01
Menn 60-66 år	0,32	0,20	0,08	0,03	0,00	-0,02
Ugifte kvinner	0,01	0,03	0,04	0,07	0,08	0,08
Gifte kvinner	1,25	1,27	1,14	0,87	0,73	0,54
Alle 67-74 år	0,55	0,31	0,13	0,05	0,00	-0,03
<u>Arbeidsledighet</u>						
I alt, 1000 personer	-2,33	-2,21	-1,41	-0,37	0,05	0,40
Avvik i prosentpoeng	-0,11	-0,11	-0,07	-0,02	0,00	0,03
<u>Løpende priser Mill.N.kr.</u>						
Eksportoverskudd	-136	-210	-292	-381	-413	-648
Offentlig brudsjettoverskudd	-304	-113	-130	-156	-163	-209

* Ekskl. olje og utenriks sjøfart

Figur 7.4. Virkning på reallønna av et varig positivt skift i offentlig sysselsetting tilsvarende lønnskostnader på 1 milliard kroner



Figur 7.5: Virkning på total sysselsetting og arbeidstilbudet i antall personer som følge av et varig positivt skift i offentlig sysselsetting tilsvarende lønnskostnader på 1 milliard kroner



Tabell 7.2 viser virkningene av en lettelse i den personlige inntektsskatten på 1 milliard kroner fordelt på de sosioøkonomiske gruppene lønsmottakere, selvstendige og trygdede i forhold til hvor stor del av den personlige inntektsskatten disse gruppene betaler i utgangssituasjonen. Lettelsene er antatt å skje ved at gjennomsnittsskatten og marginals-katten reduseres like mye.

En skattelette vil bare til en viss grad bli motsvart av lavere lønnsvekst. Selv om lønnsrelasjonene i MODAG W er slik at det gjennomsnittlige lønnsnivået i økonomien det første året blir 0,22 prosent lavere enn i referansebanen, vil den viktigste effekten likevel være en økning i de disponible realinntektene. Dette gir økt etterspørsel og dermed i prinsippet de samme virkningene på arbeidsmarkedet som ved en økning i den offentlige sysselsettingen.

Ettersom en skattelette bare indirekte stimulerer etterspørselen etter arbeidskraft, vil utslagene bli langt mindre enn ved en økning i offentlig sysselsetting. En positiv effekt fra faktorsubstitusjon på etter-

spørselen etter arbeidskraft de første årene bidrar likevel til å styrke effekten på sysselsettingen noe. En skattelette har også en liten direkte stimulerende effekt på arbeidstilbudet sammen med den mer betydningsfulle effekten av økt etterspørsel etter arbeidskraft. Arbeidstilbudet vil likevel ikke øke like mye som etterspørselen målt i antall personer slik at arbeidsledigheten går ned, men bare i beskjedent omfang.

Reduksjonen i arbeidsledigheten bidrar til sterkere lønnsvekst. Allerede i det andre året er lønnsveksten sterkere enn langs referansebanen, mens lønnsnivået fortsatt er under referansebanen fram til 1996 på grunn av de direkte effektene av skattelettelse på lønnskravene. Det at lønna holdes på et lavere nivå vil i de første årene bidra positivt til sysselsettingen i de konkurranseutsatte næringene (i hovedsak industrien) på grunn av økte markedsandeler.

Etter hvert som den tiltakende lønnsveksten gjør seg gjeldende vil den positive effekten forsvinne, og på lang sikt kan sysselsettingen bli lavere enn i referansebanen. For industriens vedkommende skjer dette i 1997, og den positive effekten på sysselsettingen i alt er nesten oppveid rundt år 2000.

Tabell 7.2. Virkninger av en varig lettelse i den personlige inntekts-
skatten på 1 milliard kroner

Virkning på	1987	1988	1990	1993	1996	2000
<u>Priser i prosent</u>						
Privat konsum	-0,08	-0,09	-0,08	-0,05	-0,02	0,00
Lønn i alt	-0,22	-0,21	-0,18	-0,08	0,02	0,09
Industri	-0,18	-0,16	-0,14	-0,05	0,06	0,15
<u>Bruttoprodukt i prosent</u>						
Industri	0,10	0,16	0,15	0,10	0,08	0,05
Annen næringsvirksomhet*..	0,13	0,20	0,19	0,16	0,14	0,11
<u>Sysselsetting</u>						
I alt, 1000 personer	1,0	2,0	2,6	1,7	1,0	0,2
Industri	0,3	0,5	0,5	0,3	0,0	-0,2
Annen næringsvirksomhet .	0,8	1,6	2,0	1,5	1,0	0,4
<u>Arbeidstilbud</u>						
I alt, 1000 personer	0,60	1,26	1,47	1,12	0,78	0,44
Alle 16-19 år	0,06	0,35	0,41	0,32	0,26	0,21
Alle 20-24 år	0,05	0,10	0,14	0,11	0,07	0,03
Menn 25-59 år	0,11	0,22	0,24	0,17	0,10	0,02
Menn 60-66 år	0,06	0,07	0,06	0,04	0,01	-0,01
Ugifte kvinner	0,07	0,11	0,11	0,10	0,10	0,09
Gifte kvinner	0,15	0,31	0,41	0,31	0,21	0,11
Alle 67-74 år	0,10	0,11	0,10	0,07	0,02	-0,02
<u>Arbeidsledighet</u>						
I alt, 1000 personer	-0,42	-0,76	-1,09	-0,61	-0,23	0,21
Avvik i prosentpoeng	-0,02	-0,04	-0,05	-0,03	-0,01	0,01
<u>Løpende priser Mill.N.kr.</u>						
Eksportoverskudd	-289	-403	-398	-383	-395	-414
Offentlig budsjettoverskudd	-927	-837	-876	-1030	-1200	-1526

* Ekskl. olje og utenriks sjøfart

Tabell 7.3 viser effektene av en økonomisk politikk som antas å redusere yrkesdeltakingen for alle befolkningsgruppene med 0,1 prosentenheter. Reduksjonen av arbeidsledigheten som en følge av dette har en positiv effekt på yrkesdeltakingen både for menn og pensjonister, og for de to eldste gruppene øker til og med yrkesdeltakingen i det første året. Den totale reduksjonen i arbeidsstyrken i det første året blir derfor om lag 2000 personer.

Nedgangen i sysselsettingen har en positiv virkning på timelønna, og effektene videre av dette er omlag de samme som effektene av høyere lønninger forårsaket av økningen i offentlig sysselsetting analysert foran. I tilfellet med reduksjon i arbeidstilbudet er det imidlertid ingen direkte multiplikatorvirkninger gjennom privat konsum.

Sysselsettingen avtar i nesten alle næringer som følge av faktor-substitusjon. Tap av markedsandeler bidrar også til lavere produksjon og sysselsetting i konkurranseutsatte næringer. Gjennom en negativ effekt på investeringene og leveranser av vareinnsats har dette også en svak negativ effekt på produksjon og sysselsetting i de skjermede næringer.

Virkningene på arbeidsledigheten viser dynamiske svingninger som dempes etter hvert. Ettersom utslaget i annen runde er forholdsvis beskjedent, kan ledigheten sies å stabilisere seg rundt sitt opprinnelige nivå allerede i 1995. På grunn av den negative effekten fra etterspørsel etter arbeidskraft, vil arbeidsstyrken i alt reduseres med om lag 3500 personer på lang sikt.

Tabell 7.3. Virkninger av et varig negativ skift i alle yrkesprosentene med 0,1 prosentpoeng

Virkning på	1987	1988	1990	1993	1996	2000
<u>Priser i prosent</u>						
Privat konsum	0,01	0,06	0,09	0,12	0,14	0,13
Lønn i alt	0,06	0,24	0,36	0,45	0,48	0,48
Industri	0,06	0,24	0,38	0,52	0,58	0,58
<u>Bruttoprodukt i prosent</u>						
Industri.....	-0,01	-0,05	-0,10	-0,12	-0,16	-0,17
Annen næringsvirksomhet*	-0,01	-0,02	-0,03	-0,04	-0,05	-0,05
<u>Syssetting</u>						
I alt, 1000 personer	-0,2	-0,9	-2,0	-3,0	-3,5	-3,9
Industri	-0,1	-0,2	-0,6	-1,0	-1,2	-1,3
Annen næringsvirksomhet	-0,2	-0,7	-1,3	-2,0	-2,3	-2,6
<u>Arbeidstilbud</u>						
I alt, 1000 personer	-1,99	-2,51	-3,02	-3,33	-3,49	-3,59
Alle 16-19 år	-0,27	-0,27	-0,26	-0,24	-0,23	-0,23
Alle 20-24 år	-0,34	-0,36	-0,40	-0,42	-0,40	-0,36
Menn 25-59 år	-0,48	-0,67	-0,83	-0,95	-1,05	-1,15
Menn 60-66 år	0,08	-0,01	-0,08	-0,11	-0,13	-0,15
Ugifte kvinner	-0,30	-0,30	-0,30	-0,32	-0,34	-0,38
Gifte kvinner	-0,77	-0,81	-0,91	-1,00	-1,04	-1,03
Alle 67-74 år	0,09	-0,10	-0,23	-0,28	-0,30	-0,30
<u>Arbeidsledighet</u>						
I alt, 1000 personer	-1,77	-1,58	-1,06	-0,37	-0,02	0,28
Avvik i prosentpoeng	-0,08	-0,07	-0,04	-0,01	0,00	0,02
<u>Løpende priser Mill.N.kr.</u>						
Eksportoverskudd	11	12	-31	-74	-129	-202
Offentlig budsjett-overskudd	67	184	221	312	402	564

* Ekskl. olje og utenriks sjøfart.

7.4. Simulering og sammenlikning med resultater fra framskrivingsmodellen MATAUK

I dette avsnittet presenteres en framskrivning av arbeidstilbudet for de ulike befolkningsgrupper for perioden 1986-2006. Framskrivningen er egentlig en presentasjon av referansebanen i MODAG W slik den forelå sommeren 1988, og er følgelig påvirket av de forutsetninger som ble gjort om de eksogene variable den gangen. Denne referansebanen er kjennetegnet ved en svak vekst i etterspørselen etter arbeidskraft og en arbeidsledighet på rundt 4 prosent til langt ut i 1990-årene. Deretter begynner etterspørselen å tilta og ledigheten avtar merkbart. Med den forholdsvis sterke direkte effekten fra etterspørsel til tilbud av arbeidskraft i modellen gir dette et klart utslag i arbeidstilbudet.

Utviklingen i arbeidstilbudet for de ulike befolkningsgruppene er med utgangspunkt i de samme befolkningsframskrivningene sammenlignet med framskrivningene fra MATAUK-modellen utviklet i Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå. Modellen, som blant annet er dokumentert av Sørli (1985) og Ljones og Sørli (1985), er basert på en detaljert inndeling av befolkningen i ulike persongrupper. Ut fra forutsetninger om veksten i yrkesprosjenter og gjennomsnittlig arbeidstid pr. uke gir modellen tall for både tilgangen på arbeidskraft målt i antall personer i arbeidsstyrken og antall tilbudte timeverk.

MATAUK er en modell uten det en vil kalle atferdsrelasjoner som kan forklare arbeidstilbudet. I framskrivningene tas det derfor enten utgangspunkt i konstante yrkesandeler eller en trendutvikling i yrkesandelene for de ulike befolkningsgruppene. Økonomiske konjunkturer vil ikke virke inn på disse framskrivningene, mens endringer i befolkningssammensetningen i større grad vil bli fanget opp enn i det mer aggregerte opplegget i MODAG W. MATAUKs styrke ligger nettopp i den detaljerte oppdelingen i persongrupper etter kjønn, alder, utdanning og ekteskapeleg status, ettersom det er betydelige forskjeller i yrkesdeltakingen mellom de forskjellige gruppene.

Figurene 7.6-7.12 gir en sammenlikning av simuleringene ved hjelp av MODAG W og framskrivningene ved MATAUK med henholdsvis konstant- og trendalternativet for yrkesandelene for perioden 1986-2000. MATAUK-beregningene er aggregert slik at gruppene er sammenlignbare med de vi har i MODAG W. På grunn av at definisjonen av "gift" i MATAUK er i samsvar med AKU-definisjonen hvor "gift" omfatter både formelt gifte og samboende, har vi sett på kvinner i aldersgruppen 25-66 år samlet.

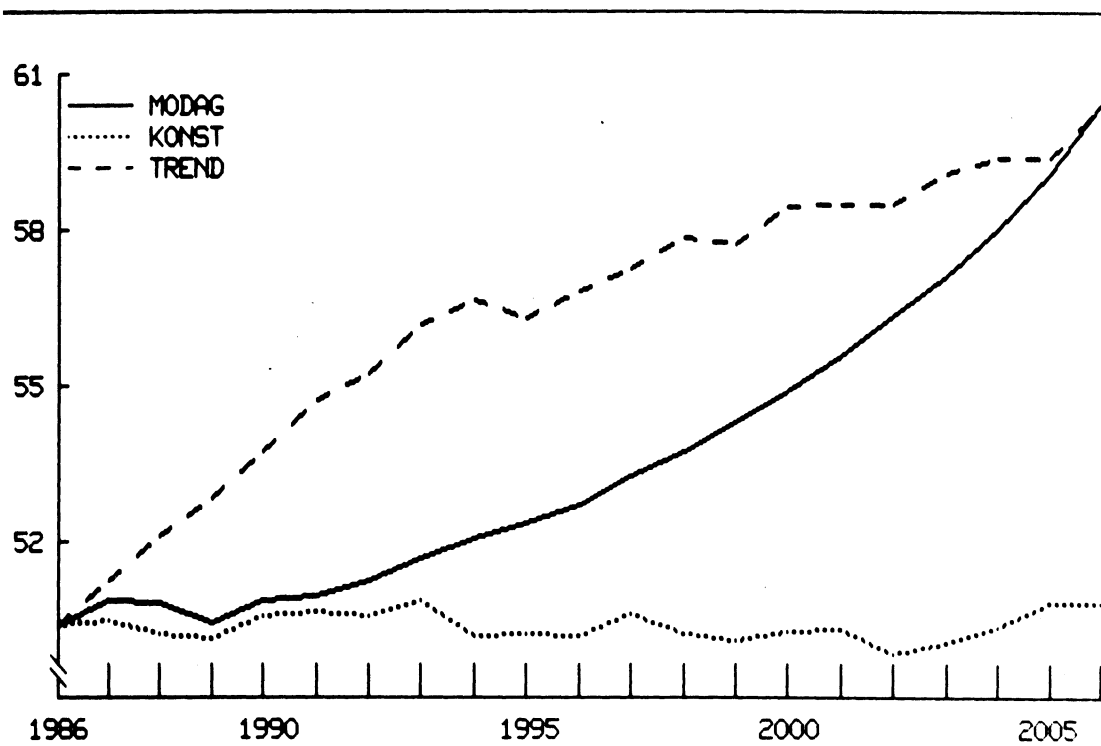
Beregningene viser at arbeidsstyrken i alt ifølge MODAG W ligger under både konstant- og trendalternativet i MATAUK fram mot slutten av 90-tallet for å ligge over begge alternativene mot år 2006. Mens arbeidsstyrken ifølge MATAUK viser avtakende vekst, tiltar veksten i MODAG W mot slutten av 90-tallet etter en svakere vekst i første del av perioden. Som nevnt foran har dette sammenheng med konjunkturforløpet, med bare en svak utvikling i etterspørselen etter arbeidskraft det første ti-året. Den avtakende veksten i MATAUK har sammenheng med endringer i befolkningssammensetningen. Til tross for at MODAG W er mer aggregert, er deler av dette også fanget opp der, men konjunkturforløpet ser ut til å dominere.

Utviklingen i totalen avspeiler seg også i utviklingen for enkeltgruppene. Det er grunn til å tro at det først og fremst er for de store gruppene, kvinner 25-66 år og menn 25-59 år, at MODAG W mister en del informasjon på grunn av aggregeringen. For kvinnene viser begge alternativene i MATAUK avtakende vekst på grunn av en vridning mot en større andel i de høyeste aldersgruppene med en lavere yrkesprosent, og for menn i aldersgruppen 25-59 år viser MATAUK en klar nedgang i yrkesdeltakingen etter år 2003. Det kan imidlertid reises spørsmål om yrkesdeltakingen over tid for de yngste innen disse gruppene vil avta så sterkt som forskjellen mellom de yngre og eldre aldersgruppene i dag indikerer. En kan derfor stille spørsmål om det ikke mangler en kohorteffekt i MATAUK.

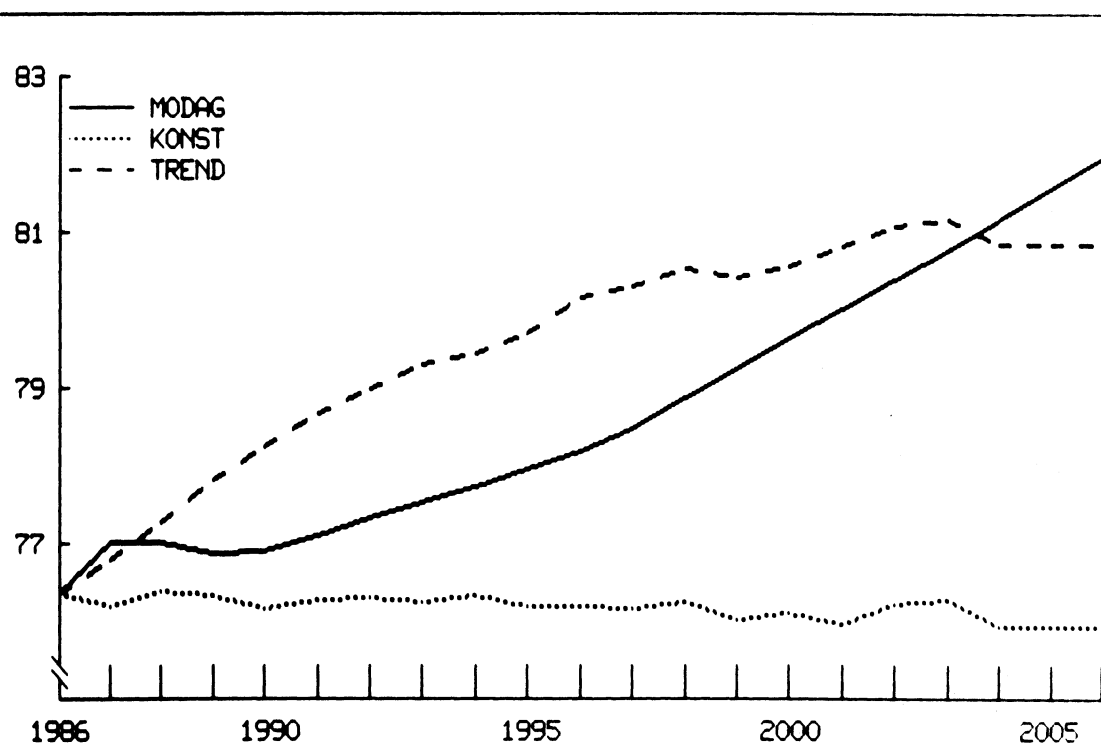
Bortsett fra at vridninger i aldersstrukturen for disse gruppene til en viss grad er tatt hensyn til ved en variabel for gjennomsnittsalder i MODAG W, innebærer tilbudsrelasjonene i denne modellen at vridninger i aldersstrukturen innenfor gruppene ikke har noen betydning. Apriori er det derfor vanskelig å si noe om antakelsene i MODAG W eller MATAUK er de mest realistiske på dette punktet.

For de mindre gruppene, ungdom 16-19 år, ungdom 20-24 år, menn 60-66 år, ligger yrkesandelene i MODAG W mellom konstant- og trendalternativene, men nærmest konstantalternativet i første del av perioden og nærmest trendalternativet i siste del. Produksjonsutviklingen og dermed utviklingen i etterspørselen etter arbeidskraft er årsaken til dette.

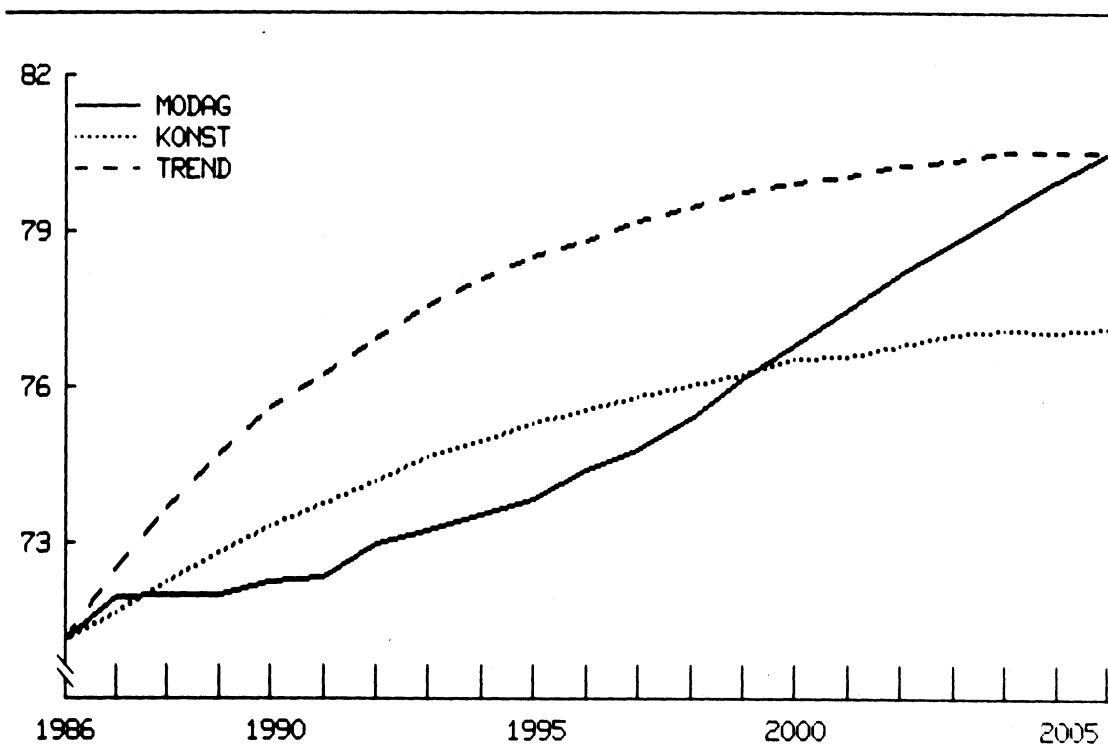
Figur 7.6. Yrkesprosenten for ungdom 16-19 år



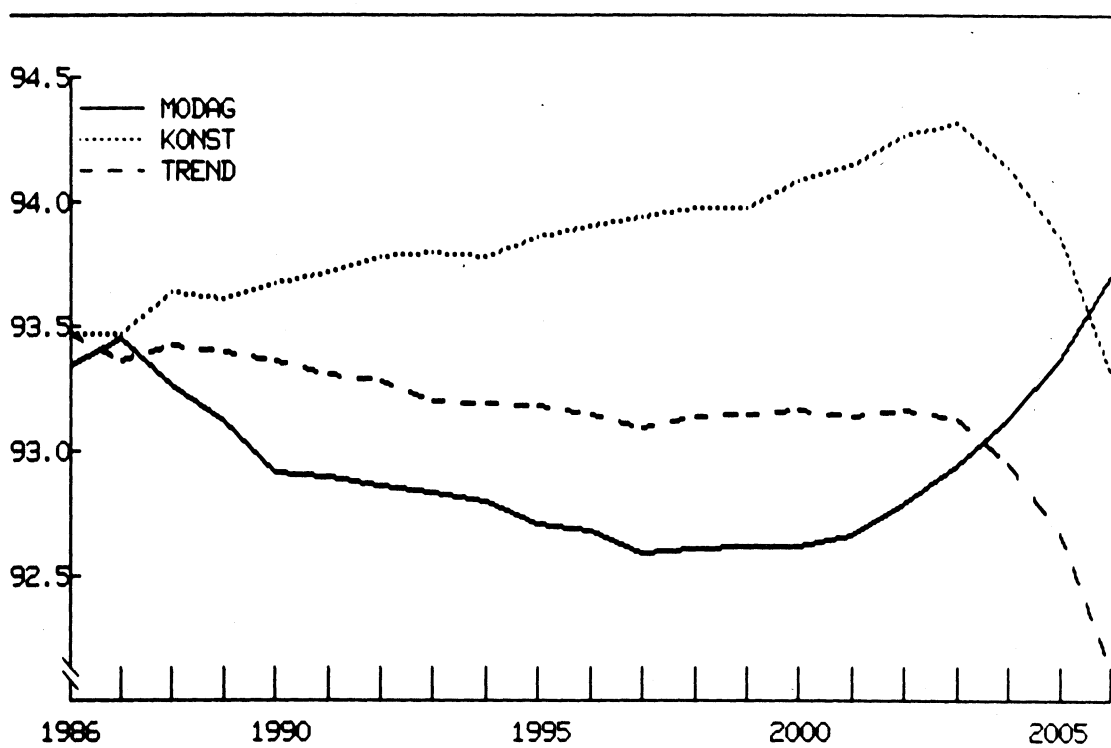
Figur 7.7. Yrkesprosenten for ungdom 20-24 år



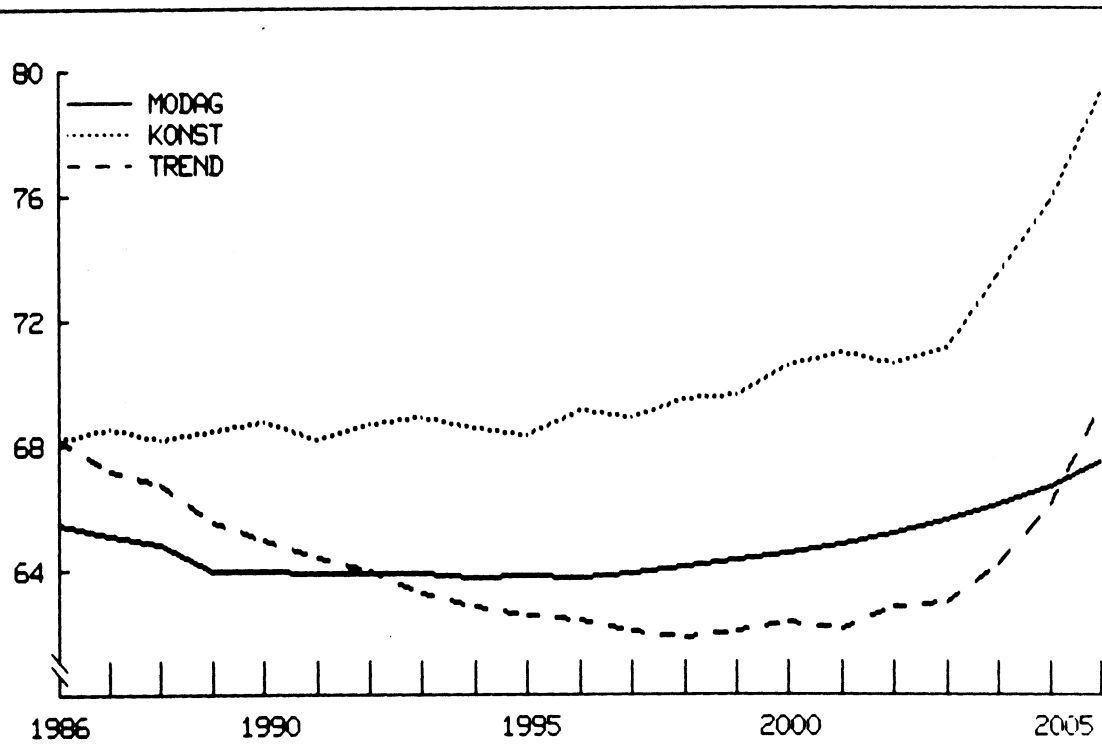
Figur 7.8. Yrkesprosenten for kvinner 25-66 år



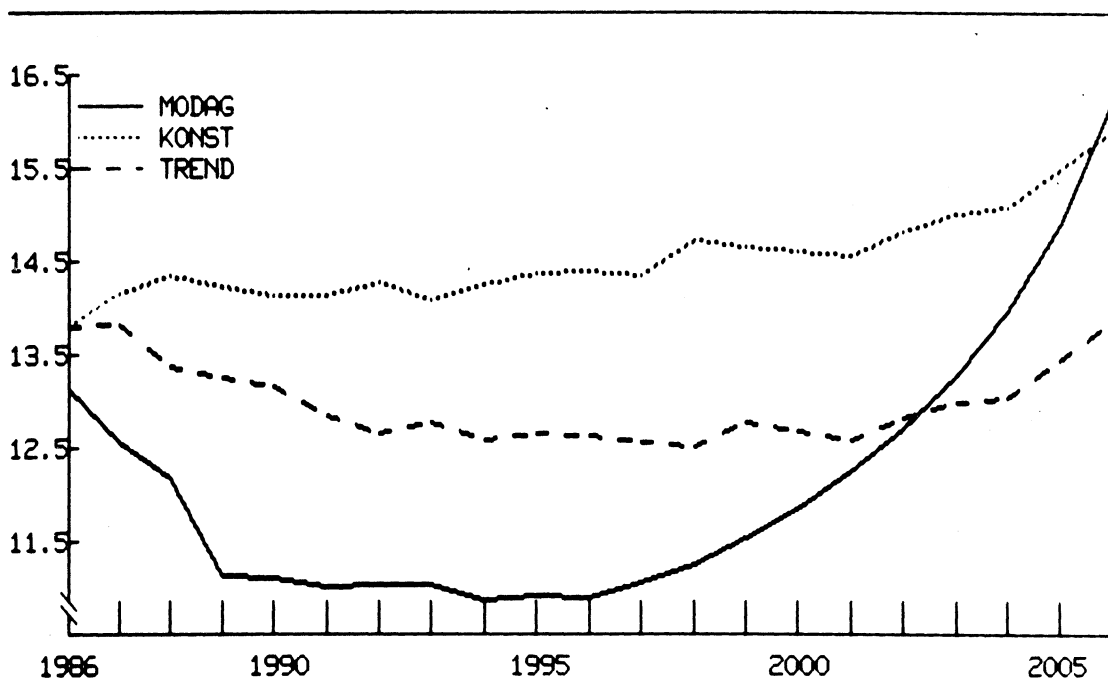
Figur 7.9. Yrkesprosenten for menn 25-59 år



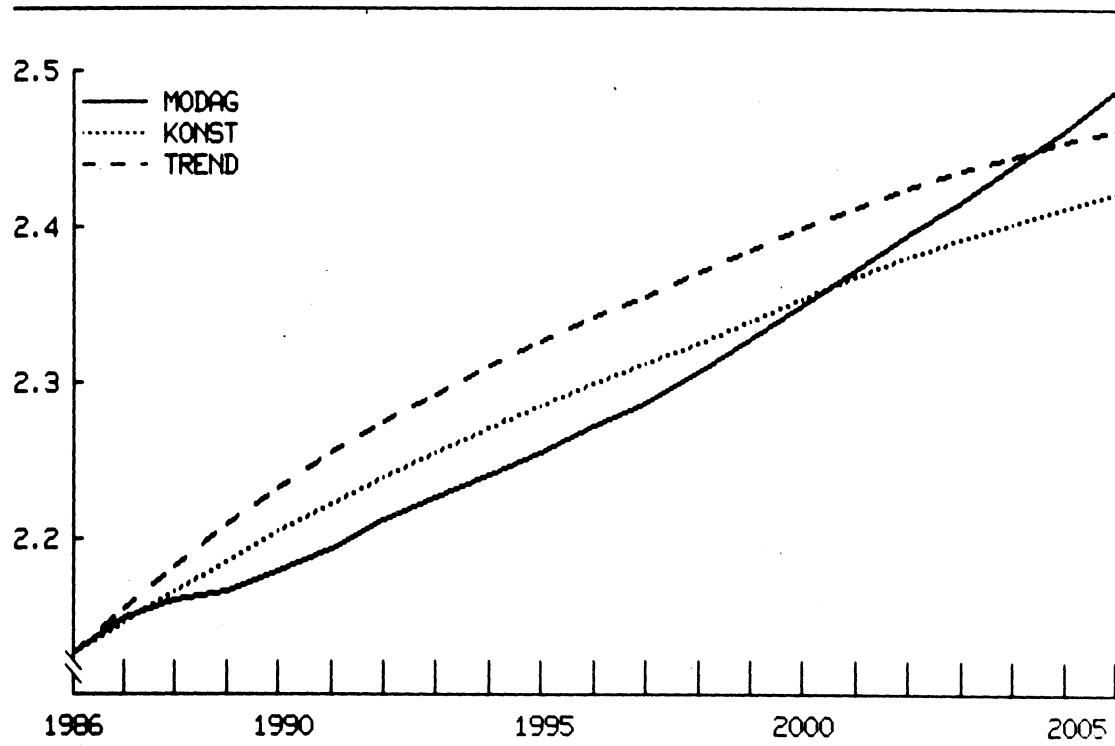
Figur 7.10. Yrkesprosenten for menn 60-66 år



Figur 7.11. Yrkesprosenten for pensjonister 67-74 år



Figur 7.12. Arbejdsstyrken i alt. 1000 personer



VEDLEGG 1

Kort dokumentasjon av konstruksjon og oppdatering av variablene til arbeidstilbudsblokka i MODAG W

Beregningsrutinene for konstruksjon og oppdatering av variablene til arbeidstilbudsblokka er nærmere redegjort for i Lindquist og Sannes (1989). Derfor vil det bare bli gitt en summarisk oversikt over dette i dette vedlegget.

Syssetnings- og arbeidsledighetstall (N_j og AKU_{L_j})

Totalt antall sysselsatte fordelt på kjønn hentes direkte fra syssetningsberegningene til nasjonalregnskapet (NR) (se Harildstad (1989)). Tallene fordeles på ulike sosiodemografiske grupper vha. fordelingsnøkler fra arbeidskraftundersøkelsene (AKU). For årene før AKU ble etablert i 1972 er fordelingsnøklerne basert på opplysninger fra foreløpige beregninger til arbeidskraftregnskapet, syketrygdstatistikken, folke- og boligtellingerne i 1960 og 1970 og befolkningsutviklingen.

$$(1.1) \quad N_{kj} = (NA_{kj}/NA_k) * N_k$$

der

N_k = totalt antall sysselsatte personer etter kjønn iflg. NR, 1000 personer

NA_k = totalt antall sysselsatte personer etter kjønn iflg. AKU, 1000 personer

NA_{kj} = antall sysselsatte personer etter kjønn i aldersgruppe j iflg. AKU, 1000 personer

Vernepliktige er inkludert i tallet på sysselsatte. På tilsvarende måte som for antall sysselsatte etter kjønn fordeles totalt antall vernepliktige personer iflg. NR på aldersgruppene 16-19 år og 20-24 år vha. fordelingsnøkler fra AKU. Tallet på vernepliktige i aldersgruppe j målt i 1000 personer er gitt ved

$$(1.2) \quad NBVPL_j = (NBAVPL_j / \sum_j NBAVPL_j) * NBVPL$$

der

NBAVPL_j = antall vernepliktige personer i aldersgruppe j iflg. AKU

NBVPL = totalt antall vernepliktige personer iflg. NR

Arbeidsledighetstallene for de ulike sosiodemografiske gruppene (AKUL_j) hentes direkte fra AKU og måles i 1000 personer. Før 1972 er antall registrert ledige ved arbeids- og sjømannskontorene benyttet. Disse tallene er justert til AKU-ekvivalent nivå ved hjelp av estimerte sammenhenger.

Befolkningstall etter sosiodemografiske grupper (NB_j)

Befolkningstallene etter kjønn, alder og ekteskapelig status (NB_j) hentes fra Befolkningsstatistikken. For å være konsistent med AKU benyttes tall for befolkningen ved utgangen av året. Befolkningstallene oppgis i 1000 personer.

Yrkesandeler (YP_j)

Yrkesandelene (YP_j) er beregnet som arbeidsstyrken for en gruppe (NT_j) dividert på befolkningstallet i gruppen (NB_j), der arbeidsstyrken er definert som summen av antall sysselsatte (N_j) og arbeidsledige (AKUL_j).

$$(1.3) \quad YP_j = NT_j / NB_j$$

$$(1.4) \quad NT_j = N_j + AKUL_j$$

Andelen under og ikke under utdanning og vernepliktige blant ungdomsgruppene (NNU_j, NNI_j og NVPL_j)

Antall personer under utdanning i de to ungdomsgruppene 16-19 år og 20-24 år (NBU_j) hentes fra utdanningsstatistikken i Statistisk årbok så langt den gir opplysninger, deretter hentes tall fra AKU for tilsvarende forhold. Disse kildene gir antall personer under utdanning registrert pr. 1.oktober.

I MODAG har en valgt å definere andelen personer under utdanning i en aldersgruppe som gjennomsnittet over to år. Dette er gjort for å redusere problemer knyttet til at et skoleår løper over to halve kalenderår,

mens årsgjennomsnitt er lagt til grunn i MODAG.

Andelen under utdanning i en gruppe (NNU_j) beregnes derfor som gjennomsnittlig antall personer under utdanning pr. 1. oktober i inneværende og forrige år dividert på totalt antall personer i gruppen i inneværende år.

$$(1.5) \quad NNU_j = 1/2 * (NBU_{j,t} + NBU_{j,t-1})/NB_j$$

der NBU_j = antall personer under utdanning i gruppe j registrert pr. 1. oktober, 1000 personer

Tilsvarende beregnes andelen vernepliktige som antall vernepliktige personer i en gruppe avstemt mot syselsettingstallene i NR dividert på totalt antall personer i gruppen.

$$(1.6) \quad NVPL_j = NBVPL_j / NB_j$$

der $NBVPL_j$ = antall vernepliktige personer i gruppe j avstemt mot NR, 1000 personer

Andelen ikke under utdanning eksklusive vernepliktige beregnes residualt.

$$(1.7) \quad NNI_j = 1 - NNU_j - NVPL_j$$

Gjennomsnittsalder (A_j)

Gjennomsnittsalderen for gruppene gifte og ugifte kvinner 25-66 år og menn 25-59 år er beregnet med utgangspunkt i befolkningstallene etter disaggregerte aldersintervall.

$$(1.8) \quad A_j = \sum_{a \in j} A_a * NB_{ja} / NB_j$$

j = GK, UK, M25

NB_{ja} = antall personer i aldersintervall a innenfor gruppe j, 1000 personer

NB_j = antall personer i gruppe j, 1000 personer

der

a = Aldersintervall	A_a
25-29 år	27,0
30-34 år	32,0
35-39 år	37,0
40-49 år	44,5
50-59 år	54,5
60-64 år	62,0
65-66 år	65,5

Antall barn 0-6 år i ekteskap pr. gift kvinne (NBEGK)

Antall barn 0-6 år i ekteskap er hentet fra folke- og bolig-tellingene for årene 1960, 1970 og 1980. Utviklingen i dette barnetallet for de mellomliggende årene er beregnet med utgangspunkt i utviklingen for antall barn 0-6 år i alt.

Fram til neste folke- og bolig-telling beregnes antall barn 0-6 år i ekteskap ved å anta at antall barn i alt 0-6 år fordeler seg hhv. innenfor og utenfor ekteskap som antall levendefødte barn fordeler seg hhv. innenfor og utenfor ekteskap iflg. Befolkningsstatistikken. Dette barnetallet divideres deretter på antall gifte kvinner 25-66 år. Når neste folke- og bolig-telling foreligger vil barnetallet bli revidert tilbake til 1981 ved tilsvarende beregningsmetode som for periodene 1961-1969 og 1971-1979.

$$(1.9) \quad \text{NBEGK} = \text{NBE01} / \text{NBGK}$$

$$(1.10) \quad \text{NBE01} = (\text{NBFE} / \text{NBF}) * \text{NB01}$$

der

- NBE01 = antall barn 0-6 år i ekteskap, 1000 personer
- NBGK = antall gifte kvinner 25-66 år, 1000 personer
- NBF = antall levendefødte barn i alt, 1000 personer
- NBFE = antall levendefødte barn innenfor ekteskap, 1000 personer
- NB01 = antall barn 0-6 år i alt, 1000 personer

Gjennomsnittlig utdanningsnivå for gifte kvinner (NUG)

Gjennomsnittlig utdanningsnivå beregnes som en veiet sum av antall år gifte kvinner har gått på skole etter deres høyeste fullførte utdanning (BuG). Befolkningstallene etter utdanningsstatus hentes fra personkjenningdelen i arbeidskraftundersøkelsene (AKU). Videre benyttes også beregninger av gjennomsnittlig antall år kvinner har gått på skole av de som har utdanning av kategori u som lengste fullførte utdanning (uSNITT).

$$(1.11) \quad NUG = \frac{(GSNITT * BGG + USNITT * (BAG + BYG) + HSNITT * BHG)}{(BGG + BAG + BYG + BHG)}$$

u	Betegnelse
G	Grunnskole
A	Almen videregående utdanning
Y	Yrkesrettet utdanning
H	Høyere utdanning

Gjennomsnittskattesats (TG13)

Gjennomsnittskattesatsen beregnes med utgangspunkt i tabeller fra Gruppe for analyse av offentlig økonomi og arbeidsmarked som gjennomsnittlig betalte direkte skatter som andel av inntekten for en lønsmottaker i skatteklasse 1 med lønnsinntekt som en gjennomsnittlig lønsmottaker i industrien og ingen andre fradrag enn standardfradragene.

Lønnsvariable

WW3: Lønn pr. timeverk i industrien i hht. nasjonalregnskapet (NR)

$$(1.12) \quad WW3 = (YWW3 / 10) / LW3$$

der $YWW3$ = totalt utbetalt lønn i industrien iflg. nasjonalregnskapet i 100 000 kroner

$LW3$ = antall utførte timeverk av lønntakere i industrien iflg. NR i millioner timeverk

WWN3: Lønn pr. normalårsverk i industrien i hht. NR i 1000 kroner

$$(1.13) \quad WWN3 = (YWW3 / 10) / NHW3$$

der $NHW3$ = antall normalårsverk utført av lønnstakere i industrien iflg. NR i 1000 årsverk

WWK: Lønn pr. timeverk for kvinner i hht. NR

$$(1.14) \quad WWK = \sum_{ii} (WWK_{ii} * LWK_{ii}) / \sum_{ii} LWK_{ii}$$

der WWK_{ii} = Timelønn for kvinner i produksjonssektor ii
 LWK_{ii} = Antall utførte timeverk av kvinnelige lønsmottakere i produksjonssektor ii iflg. NR i millioner timeverk
 ii : løper over alle produksjonssektorer i MODAG

Timelønn for kvinner i de ulike produksjonssektorene er beregnet ved:

$$(1.15) \quad WWK_{ii} = (YWW_{ii} / 10) * WWKA_{ii} / [LW_{ii} * (100 - LWKA_{ii} + LWKA_{ii} * WWKA_{ii} / 100)]$$

der YWW_{ii} = Totalt utbetalt lønn i produksjonssektor ii iflg. nasjonalregnskapet i 100 000 kroner
 $WWKA_{ii}$ = Kvinnelønn i prosent av mannlønn i produksjonssektor ii med utgangspunkt i lønnsstatistikken
 LW_{ii} = Antall utførte timeverk av lønnstakere i produksjonssektor ii iflg. NR i millioner timeverk
 $LWKA_{ii}$ = Kvinners andel av utførte timeverk av lønnstakere i produksjonssektor ii iflg. NR i prosent

Arbeidsmarkedsindikator (NWKI)

Arbeidsmarkedsindikatoren beskriver tilgangen på "kvinnearbeidsplasser" i forhold til et valgt basisår som er 1976. Indikatoren måles i 1000 personer og beregnes ved å multiplisere totalt antall sysselsatte lønnstakere i de enkelte produksjonssektorene i MODAG med kvinneandelene i 1976. Totalindikatoren beregnes som et aggregat av indikatorene for de ulike produksjonssektorene.

$$(1.16) \quad NWKI = \sum_{ii} (NKA_{ii}, 1976) * NW_{ii}$$

der NW_{ii} = Antall sysselsatte lønsmottakere i produksjons sektor ii iflg. AR i 1000 personer

$$(1.17) \quad NKA_{ii} = NWK_{ii} / NW_{ii}$$

der NWK_{ii} = Antall sysselsatte kvinnelige lønntakere i produksjonssektor ii iflg. AR i 1000 personer

ii : løper over alle produksjonssektorene i MØDAG

(Se også vedlegg 2.)

Stønad for trygdede (TD)

Stønad etter skatt for en 100 prosent uføretrygdet 63-åring med opptjente sluttpoengtall 4, 1000 kroner. Variabelen beregnes ved Gruppe for analyse av offentlig økonomi og arbeidsmarked ved Forskningsavdelingen.

VEDLEGG 2

Teknisk dokumentasjon av arbeidstilbudsblokka i MODAG W2.1 Sammenknytningsrelasjoner

Relasjonene (2.1) - (2.5) knytter forbindelsen mellom endogene forklaringsfaktorer i arbeidstilbudsrelasjonene og variable fra andre blokker i MODAG W.

$$(2.1) \quad WWN3 = WW3 / WWWN3$$

der $WWN3$: Lønn pr. normalårsverk i industrien i hht. arbeidskraftregnskapet.
 $WW3$: Lønn pr. timeverk i industrien i hht. arbeidskraftregnskapet.
 $WWWN3$: Forholdstallet mellom timelønn og årslønn for lønnsmotakere i industrien. (Denne størrelsen er lagt inn som en eksogen variabel for å ta hensyn til arbeidstidsforkortelser.)

$$(2.2) \quad WWK = 0.859 * WW3 * WWKE$$

der WWK : Lønn pr. timeverk for kvinner i hht. arbeidskraftregnskapet.
 $WWKE$: Justeringsfaktor som tar vare på vridninger mellom timelønn for kvinner og timelønn for lønnsmottakere i industrien. Dette er en eksogen variabel som er satt lik 1 i basisåret.

$$(2.3) \quad TG13 = 1.126 * TRTNW * TG1E3$$

der $TG13$: Gjennomsnittsskatten som andel av inntekten for en lønns-mottaker i klasse 1 med lønn som en gjennomsnittlig lønns-mottaker i industrien og ingen andre fradrag enn standardfradrag.
 $TRTNW$: Inntektsskatt i forhold til lønnsinntekt for en gjennomsnittlig lønns-mottaker i hht. nasjonalregnskapet.
 $TG1E3$: Eksogen korreksjonsfaktor som bl.a. tar hensyn til endring i rentefradragene. Settes lik 1 i basisåret.
1.126 : $TG13 / TRTNW$ i 1987.

$$\begin{aligned}
 (2.4) \quad \text{NWKI} = & 0.313 * \text{NW11} + 0.078 * \text{NW12} + 0.032 * \text{NW13} + 0.453 * \text{NW15} \\
 & + 0.215 * \text{NW25} + 0.176 * \text{NW34} + 0.081 * \text{NW37} \\
 & + 0.123 * \text{NW40} + 0.073 * \text{NW43} + 0.164 * \text{NW45} + 0.073 * \text{NW50} \\
 & + 0.054 * \text{NW55} + 0.500 * \text{NW63} + 0.184 * \text{NW64} + 0.085 * \text{NW65} \\
 & + 0.129 * \text{NW71} + 0.253 * \text{NW74} + 0.505 * \text{NW81} + 0.364 * \text{NW83} \\
 & + 0.627 * \text{NW85} + 0.085 * \text{NW92S} + 0.544 * \text{NW93K} + 0.477 \\
 & * \text{NW93S} + 0.876 * \text{NW94K} + 0.625 * \text{NW94S} + 0.345 * \text{NW95K} \\
 & + 0.356 * \text{NW95S}
 \end{aligned}$$

der NWKI : Arbeidsmarkedsindikator for kvinner målt i 1000 personer.
 NWii : Antall sysselsatte lønsmottakere i næring ii målt i 1000 personer.

De sektorspesifikke koeffisientene er sysselsettingsandelene for kvinner i 1976.

$$(2.5) \quad \text{TD} = 0.510 * \text{WWN3} * (1 - \text{TG13}) * \text{TDE}$$

der TD : Disponibel stønad for trygdede målt i 1000 kr.
 TDE : Eksogen korreksjonsfaktor som tar hensyn til vridninger i forholdet mellom disponibel stønad for trygdede og disponibel inntekt for lønsmottakere. Settes lik 1 i basisåret.
 0.510 : TD / (WWN3 * (1 - TG13)) i 1987.

Andre modellendogene variable som inngår som forklaringsvariable:

PC99 : Deflatoren for privat konsum i nasjonalregnskapet.
 UR : Arbeidsledighetsprosent i hht. AKU-definisjonen.

2.2 Relasjoner for yrkesdeltaking

Relasjonene (2.6) - (2.14) bestemmer utviklingen i andelen av befolkningen i de ulike grupper som er yrkesaktiv.

YPj : Yrkesandelen i befolkningsgruppe j.

der j = U16 : 16 - 19 år under utdanning.
 I16 : 16 - 19 år ikke under utdanning ekskl. vernepliktige.
 16 : 16 - 19 år inklusive vernepliktige.
 20 : 20 - 24 år inklusive vernepliktige.
 UK : Ugifte kvinner 25 - 66 år.
 GK : Gifte kvinner 25 - 66 år.
 M25 : Menn 25 - 59 år.
 M60 : Menn 60 - 66 år.
 67 : 67 - 74 år.

$$(2.6) \quad YPU16 = \frac{\text{EXP}[YP.OU16 + YP.WWU16 * \text{LOG}(WW3 * (1 - TG13) / PC99) + YP.KIU16 * \text{LOG}(NWKI)]}{\{1 + \text{EXP}[---]\}} + YPEU16$$

$$(2.7) \quad YPI16 = \frac{\text{EXP}[YP.OI16 + YP.KII16 * \text{LOG}(NWKI)]}{\{1 + \text{EXP}[---]\}} + YPEI16$$

$$(2.8) \quad YP20 = \frac{\text{EXP}[YP.O20 + YP.KI20 * \text{LOG}(NWKI)] + YP.NNU20 * \text{LOG}(NNU20)}{\{1 + \text{EXP}[---]\}} + NVPL20 + YPE20$$

$$(2.9) \quad YPUK = \frac{\text{EXP}[YP.OUK + YP.WWOUK * \text{LOG}(WWK * (1 - TG13) / PC99) + YP.WW1UK * \text{LOG}(WWK(-1) * (1 - TG13(-1)) / PC99(-1)) + YP.NUGUK * \text{LOG}(NUG) + YP.AUK * \text{LOG}(AUK)]}{\{1 + \text{EXP}[---]\}} + YPEUK$$

$$(2.10) \quad YPGK = \frac{\text{EXP}[YP.OGK + YP.WWOGK * \text{LOG}(WWK * (1 - TG13) / PC99) + YP.WN3GK * \text{LOG}(WWN3 * (1 - TG13) / PC99) + YP.KIGK * \text{LOG}(NWKI) + YP.NBEGK * \text{LOG}(NBEGK) + YP.AGK * \text{LOG}(AGK)]}{\{1 + \text{EXP}[---]\}} + YPEGK$$

$$(2.11) \quad YPM25 = \frac{\text{EXP}[YP.OM25 + YP.WWM25 * \text{LOG}(WW3(-1) * (1 - TG13(-1)) / PC99(-1)) + YP.URM25 * \text{LOG}(UR)]}{\{1 + \text{EXP}[---]\}} + YPEM25$$

$$(2.12) \quad YPM60 = \frac{\text{EXP}[YP.OM60 + YP.TDM60 * \text{LOG}(TD / (WWN3 * (1 - TG13)) + YP.URM60 * \text{LOG}(UR) + YP.DA60 * \text{DAYP60)]}{\{1 + \text{EXP}[---]\}} + YPEM60$$

$$(2.13) \quad YP67 = \frac{\text{EXP}[YP.067 + YP.TD67 * \text{LOG}(TD / \text{WWN3} * (1 - \text{TG13}))] + YP.UR67 * \text{LOG}(UR) + YP.DP67 * \text{DPYP67}}{\{1 + \text{EXP}[---]\} + YPE67}$$

$$(2.14) \quad YP16 = \text{NNU16} * YPU16 + \text{NNI16} * YPI16 + \text{NVPL16}$$

2.3 Relasjoner for arbeidsstyrken

Relasjonene (2.15) - (2.22) gir arbeidsstyrken for befolkningsgruppe j målt i 1000 personer ved å multiplisere yrkesandelene for de ulike befolkningsgrupper med de tilhørende befolkningstall. Variable:

NTj : Arbeidsstyrken i befolkningsgruppe j.
 j = 16, 20, UK, GK, M25, M60 og 67.

NT : Total arbeidsstyrke.

$$(2.15) \quad \text{NT16} = \text{YP16} * \text{NB16}$$

$$(2.16) \quad \text{NT20} = \text{YP20} * \text{NB20}$$

$$(2.17) \quad \text{NTUK} = \text{YPUK} * \text{NBUK}$$

$$(2.18) \quad \text{NTGK} = \text{YPGK} * \text{NBGK}$$

$$(2.19) \quad \text{NTM25} = \text{YPM25} * \text{NBM25}$$

$$(2.20) \quad \text{NTM60} = \text{YPM60} * \text{NBM60}$$

$$(2.21) \quad \text{NT67} = \text{YP67} * \text{NB67}$$

$$(2.22) \quad \text{NT} = \text{NT16} + \text{NT20} + \text{NTUK} + \text{NTGK} + \text{NTM25} + \text{NTM60} + \text{NT67} + \text{NTE}$$

2.4 Eksogene variable

Variablene er lagret på MATAUK_DATA_MATAUK_PROGNOSE. Kildegrunnlag og beregningsopplegg er nærmere angitt i vedlegg 1.

Aj : Gjennomsnittsalder for aldersgruppe j.
j = UK og GK.

DAYP60 : Dummyvariabel for liberalisering av vilkårene for å motta arbeidsledighetstrygd. Er satt lik 1 fra og med 1984.

DPYP67 : Dummyvariabel for nedsettelse av pensjonsalderen. Er satt lik 1 fra og med 1973.

NBj : Antall personer i befolkningsgruppe j målt i 1000.
j = 16, 20, UK, GK, M25, M60 OG 67.

NBEGK : Antall barn 0-6 år i ekteskap pr. gift kvinne 25-66 år.

NNUj : Andel av befolkningen i gruppe j som er under utdanning.
j = 16 og 20

NNI16 : Andel av ungdomsgruppen 16-19 år som ikke er under utdanning eksklusive vernepliktige.

NVPL16 : Andel av ungdomsgruppen 16-19 år som er vernepliktige.

NVPL20 : Andel av ungdomsgruppen 20-24 år som er vernepliktige.

NUG : Gjennomsnittlig utdanningsnivå for gifte kvinner.

NTE : Korreksjonsfaktor for total arbeidsstyrke. Settes lik 0 med mindre noe annet er bestemt.

- TG1E3 : Eksogen korreksjonsfaktor for vridninger i forholdet mellom gjennomsnittsskatt for en lønsmottaker i klasse 1 med inntekt som en gjennomsnittlig lønsmottaker i industrien og ingen andre fradrag enn standardfradrag - og inntektsskatt i forhold til bruttoinntekt for en gjennomsnittlig lønsmottaker. Settes lik 1 med mindre noe annet blir bestemt.
- WWLKE : Justeringsfaktor som tar vare på vridninger i forholdet mellom timelønn for kvinner og timelønn for en gjennomsnittlig lønsmottaker i industrien. Settes lik 1 med mindre noe annet blir bestemt.
- WWWN3 : Forholdet mellom timelønn (kr.) og årslønn (1000 kr.) for en gjennomsnittlig lønsmottaker i industrien. Variabelen tar hensyn til forkortelser i normalarbeidstiden.
- YPEj : Korreksjonsfaktor for yrkesprosentene til de ulike befolkningsgrupper. Avstemt slik at modellen går gjennom basisåret og gir uttrykk for restleddet i dette året.
j = U16, I16, 20, UK, GK, M25, M60 og 67.

2.5 Prognoser for eksogene variable

Befolkningstall etter sosiodemografiske grupper (NB_j)

Prognoser for befolkningen etter kjønn og alder hentes fra framskrivinger på modellen BEFREG utviklet ved Sosiodemografisk analysegruppe. Modellsystemet for framskrivinger av befolkningen etter ekteskapelig status, barnetall i ekteskap og utdanningsstatus er under revidering ved Gruppe for analyse av offentlig økonomi og arbeidsmarked, og etter planen vil modellen MOSART være operativ i løpet av 1990.

Framskrivinger på BEFREG tar utgangspunkt i et basisår som er siste år med offisielle befolkningstall på framskrivingstidspunktet. Ved input til MODAG blir de framskrevne tallene justert dersom det foreligger befolkningstall for år senere enn framskrivingsutgangspunktet, ved at prognosene for årene deretter multipliseres med en konstant faktor lik forholdet mellom det siste faktiske befolkningstallet for en gruppe og det tidligere

framskrevne tallet for samme gruppe for dette året.

Fram til MOSART er operativ har en valgt å benytte fordelingsnøkler fra de siste befolkningsframskrivingene på MAKE med basis i 1985 for å splitte kvinner i alt 25-66 år etter ekteskapeleg status.

De benyttede befolkningsframskrivingene er basert på forutsetninger om konstant fruktbarhet, svakt avtakende dødsrater fram til år 2000 hvor de deretter holdes konstante, og en nettoinnvandring på 5 000 personer pr. år.

Andelen under utdanning og vernepliktige blant ungdomsgruppene (NNU_j og NVPL_j)

Disse andelene er skjønnsmessig framskrevet ved å ta utgangspunkt i den historiske utviklingen i disse seriene. Også forventninger om utviklingen på arbeidsmarkedet framover er lagt til grunn, da en i perioder med høy arbeidsledighet kan vente høyere andeler under utdanning og vernepliktige i ungdomsgruppene. Andelen ikke under utdanning eksklusive vernepliktige i gruppen 16-19 år bestemmes residualt i modellen.

Gjennomsnittsalder (A_j)

Prognoser for utviklingen i gjennomsnittsalder for hhv. gifte og ugifte kvinner 25-66 år beregnes med utgangspunkt i prognoser for befolkningsutviklingen for kvinner etter de disaggregerte gruppene 25-29 år, 30-34 år, 35-39 år, 40-49 år, 50-59 år, 60-64 år og 65-66 år. Det er antatt at gjennomsnittsalderen for hhv. gifte og ugifte kvinner utvikler seg på samme måte som for gruppen totalt. Ved framskrivingsmodellen MOSART kan en få separate prognoser for disse variablene.

Antall barn 0-6 år i ekteskap pr. gift kvinne (NBEGK)

Det er antatt at antall barn 0-6 år i ekteskap pr. gift kvinne 25-66 år utvikler seg på tilsvarende måte som barnetallet 0-6 år i alt pr. kvinne 25-66 år. Prognoser for utviklingen i antall barn 0-6 år og kvinner 25-66 år er hentet fra BEFREG. Ved framskrivinger på MOSART vil en kunne få prognoser for det ønskede forholdstallet direkte.

Gjennomsnittlig utdanningsnivå for gifte kvinner (NUG)

Gjennomsnittlig utdanningsnivå for gifte kvinner er framskrevet vha. modellen MONS ved Gruppe for analyse av offentlig økonomi og arbeidsmarked fram til år 2000, deretter er serien skjønsmessig framskrevet med utgangspunkt i utviklingen før år 2000. Modellen MOSART vil kunne gi prognoser for denne variabelen.

2.6 Parametre

Variabel	Befolkningsgruppe							
	U16	I16	20	UK	GK	M25	M60	67
WW3*(1-TG13)/PC99	YP.WWU16 1,04							
WW3(-1)* (1-TG13(-1)) /PC99(-1)						YP.WWM25 0,22		
WWK*(1-TG13)/PC99				YP.WWOUK 0,20	YP.WWOGK 0,73			
WWK(-1)* (1-TG13(-1)) /PC99(-1)				YP.WW1UK 0,10				
WWN3*(1-TG13)/PC99					YP.WN3GK -0,73			
TD/(WWN3*(1-TG13))							YP.TDM60 -0,22	YP.TD67 -0,27
NWKI	YP.KIU16 2,36	YP.KII16 1,62	YP.KI20 1,31		YP.KIGK 1,81			
UR						YP.URM25 -0,23	YP.URM60 -0,17	YP.UR67 -0,28
NNU20			YP.NNU20 -0,27					
NBEGK					YP.NBEGK -0,81			
NUG				YP.NUGUK 4,28				
Aj				YP.AUK 1,22	YP.AGK 12,25			
DAYP60							YP.DA60 -0,34	
DPYP67								YP.DP67 -0,44
Konstant	YP.OU16 -20,92	YP.OI16 -8,50	YP.O20 -8,33	YP.OUK -14,80	YP.OGK -57,95	YP.OM25 2,06	YP.OM60 0,90	YP.O67 -1,35

REFERANSER

- Amemiya, T. (1981): "Qualitative Responce Models: A Survey". Journal of Econometric litterature. Vol. XIX, December 1981, pp. 1483-1536.
- Andreassen, Leif (1986): "Valg av karrierebane over livsløpet: en tilnærming til konsumentenes tilpasning på arbeidsmarkedet". Spesialoppgave, Universitetet i Oslo, Sosialøkonomisk institutt.
- Barro, R.J. and H.I. Grossman (1971): "A general disequilibrium model of income and employment". American Economic Review No. 61, pp. 82-93.
- Barro, R.J. and H.I. Grossman (1976): Money, Employment and Inflation. Cambridge University Press.
- Beauchemin, Kenneth (1987): "The Outlook for the Labor Force". Data Resources U.S. Long-Term Review, Summer 1987.
- Becker, G.S. (1965): "Theory of the Allocation of Time". The Economic Journal, Vol 75, pp. 493-517.
- Biørn, Erik og Morten Jensen (1983): "Varige goder i et komplett system av komsumeterspørselsfunksjoner. En modell estimert med norske kvartalsdata". Rapporter 83/16, Statistisk sentralbyrå.
- Blanchard, Oliver J. and Lawrence H. Summers (1988): "Hysteresis and the European Unemployment Problem" in R. Cross (ed.): Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypothesis. Basil Blackwell 1988.
- Brunborg, Helge (1984): "En økonomisk modell for fruktbarhet, seksuell aktivitet og prevensjonsbruk". Samfunnsøkonomiske studier, nr. 56, Statistisk sentralbyrå.
- Brunstad, R.J. (1980): "The distribution of excess demands for Labour and the Phillips curve". Scandinavian Journal of Economics No. 2-1980.
- Burtless, G. and J.A. Hausman (1978): "The Effects of Taxation on Labor Supply". Journal of Political Economy No. 86, 1978, pp. 1103-1130.
- Cappelen, Ådne and Svein Longva (1987): "MODAG A: A Medium-Term Macroeconomic Model of the Norwegian Economy" in Olav Bjerkholt and Jørgen Rosted (eds.): Macroeconometric Medium-Term Models in the Nordic Countries. North-Holland, 1987.
- Cappelen, Ådne og Knut Moum (1987): "En presentasjon av MODAG-modellens struktur og egenskaper". Sosialøkonomen nr. 5, mai 1987.
- Carruth, Alan A. and Andrew J. Oswald (1988): "Testing for Multiple Natural Rates of Unemployment in the British Economy: A Preliminary Investigation" in R. Cross (ed.): Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypothesis. Basil Blackwell 1988.
- Chan-Lee, James H. (1984): "Labour Force Participation: An Analysis with Projections". OECD Working Papers No. 12, January 1984.

- Coen, Robert M. and Bert G. Hickman (1989): "Macroeconomic Policy and Unemployment in a Disequilibrium Model". Paper presented at meeting of Project LINK, August 28 - September 1, 1989.
- Dagsvik, John, Olav Ljones, Steinar Strøm og Rolf Aaberge (1986): "Gifte kvinners arbeidstilbud, skatter og fordelingsvirkninger". Rapporter nr. 86/14, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, John and Steinar Strøm (1988): "A Labor Supply Model for Married Couples with Non-Convex Budget Sets and Latent Rationing". Discussion Paper No. 36, 1988. Central Bureau of Statistics, Oslo.
- Ellingsæter, Anne Lise og Gunvor Iversen (1984): "Endringer i kvinners arbeidsmarkedstilpasninger". Samfunnsøkonomiske studier, nr. 55, Statistisk sentralbyrå.
- Engle, Robert F., David F. Hendry and Jean-Francois Richard (1983): "Exogeneity". Econometrica, Vol. 51 No. 2, March 1983.
- Flood, Lennart (1987): "Effects of taxes, wages and sosioeconomic variables on market and non-market work". Paper presented at Econometric Society, Copenhagen, 1987.
- Fridstrøm L. (1981): "Framskrivning av arbeidsstyrken 1979-2000". Samfunnsøkonomiske studier, nr. 48, Statistisk sentralbyrå.
- Fridstrøm, L. (1984): "Individual labour supply in Norway". Samfunnsøkonomiske studier, nr. 58, Statistisk sentralbyrå.
- Hartog, Joop and Jules Theeuwes (1986): "Participation and Hours of Work. Two Stages in the Life-cycle of Married Women". European Economic Review, Vol. 30, No. 4, August 1986.
- Harildstad, Anders (1989): "Timeverk- og sysselsettingstall i nasjonalregnskapet". Økonomiske analyser nr. 7-1989, Statistisk sentralbyrå.
- Hausman, J.A. (1979): "The Econometrics of Labour Supply on Convex Budget Sets". Economic Letters No. 3, 1979, pp. 171-174.
- Hærnes, Erik (1986): "Framskrivning av befolkningens utdanning til år 2000". Samfunnsøkonomiske studier, nr. 40, Statistisk sentralbyrå.
- Iversen, Gunvor (1986): "Arbeidsmarkedstilpasninger blant ektepar - en oversiktsrapport". Rapporter nr. 86/3, Statistisk sentralbyrå.
- Killingsworth, M.R. (1983): Labor Supply. Cambridge University Press.
- Kravdal, Øystein (1987): "Nye trekk i fødselsmønsteret". Økonomiske analyser, nr. 2-1987, Statistisk sentralbyrå.
- Ljones, Olav (1979): "Kvinnens yrkesdeltaking i Norge". Samfunnsøkonomiske studier, nr. 39, Statistisk sentralbyrå.
- Ljones, Olav (1985): "Utvikling av arbeidsmarkedsmoeller i Statistisk sentralbyrå". Rapporter nr. 85/6, Statistisk sentralbyrå.

- Ljones, Olav og Steinar Strøm (1985): "Lønn, skatt og gifte kvinners arbeidstilbud". Økonomiske Analyser, nr. 7-1985, Statistisk sentralbyrå.
- Ljones, Olav og Kjetil Sørli (1985): "Arbeidskrafttilgang og befolkningsutvikling. En presentasjon av beregningsmodellen MATAUK". Økonomiske analyser nr. 3-1985, Statistisk sentralbyrå.
- Lindquist, Kjersti-Gro og Nils Martin Stølen (1987): "Gifte kvinners yrkesdeltaking". Økonomiske analyser nr. 10-1987, Statistisk sentralbyrå.
- Lindquist, Kjersti-Gro og Liv Sannes (1989): "Befolkningsdata og arbeidsmarkedsdata etter kjønn, alder og ekteskapeleg status". Interne notater 89/32, Statistisk sentralbyrå.
- Lyytikäinen, I. (1984): Suomen työvoimamarkkioden ekonometrinen malli, Suomen Pankki Helsinki 1984.
- McFadden, D. (1981): "Econometric Models of Probabilistic Choice", in Structural analysis of discrete data. Edited by C.F. Manski and McFadden. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Maddala, G.S. (1983): "Limited-dependent and qualitative variables in econometrics." Econometric Society Publication No. 3. Cambridge University Press.
- Malinvaud, E. (1977): The Theory of Unemployment Reconsidered. Yrjō Jahnsson Lectures. Basil Blackwell, Oxford.
- Møgelstue, Idar (1975): "Befolkningens utdanningsbakgrunn. En analyse av tall fra folketellingen 1970". Artikler nr. 79, Statistisk sentralbyrå.
- Nickell, Stephen (1984): "A Framework for Analysing Unemployment Differences across Countries". Paper presented at the conference: Unemployment in a Comparative Perspective, Oslo 1989.
- Nymo, Ragnar (1989): "Modelling Wages in the Small Open Economy: An Error-Correction Model of Norwegian Manufacturing Wages". Oxford Bulletin of Economics and Statistics 51.3, 1989, pp. 239-258.
- Rasmussen, T.F. (1975): Yrkesbefolkningen i Norge. Artikler 76, Statistisk sentralbyrå.
- Rødseth, A. (1985): Innføring i konsumentteori. Universitetsforlaget.
- Rødseth, T. (1969): Lavtlønnsproblemer i Norge, Lønns- og prisdepartementet
- Stølen, Nils Martin (1985): "Faktorer bak lønnsveksten". Økonomiske analyser nr. 9-1985, Statistisk sentralbyrå.
- Stølen, Nils Martin (1987): "Analysing the Effects of Changes in Wages and Exchange Rates with MODAG A" in Olav Bjerkholt and Jørgen Røstved (eds.): Macroeconometric Medium-Term Models in the Nordic Countries. North-Holland, 1987.

- Sunde K..E. (1987): Tidskostnader. Spesialoppgave Universitetet i Oslo, Sosialøkonomisk institutt.
- Sørli, K. (1985): MATAUK - en modell for tilgang på arbeidskraft, revidert modell og framskrivning av arbeidsstyrken 1983-2000. Rapport 85/8, Statistisk sentralbyrå.
- Torp, Hege (1982): "Ekteskapskontrakten". Memorandum fra Sosialøkonomisk institutt, Universitetet i Oslo, Oslo 3.10.1982.
- Turner, David S., Kenneth F. Wallis and John D. Whitley (1989): "Differences in the Properties of Large-Scale Macroeconometric Models: The Role of Labour Market Specifications". Note from ESRC Macroeconomic Modelling Bureau, University of Warwick, April 1989.
- Aamdal, K. (1986): Dokumentasjon av personkjennetegnsdelen i arbeidskraftsregnskapet. Internt notat august 1986, Statistisk sentralbyrå.

UTKOMMET I SERIEN RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ ETTER 1. JANUAR 1989 (RAPP)
 Issued in the series Reports from the Central Bureau of Statistics since 1 January 1989 (REP)
 ISSN 0332-8422

- 88/9 Radiolytting og fjernsynsseing vinteren 1988 Landsoversikt for programdagene 30. januar - 5. februar/Gustav Haraldsen. 1988-91s. (RAPP; 88/9) 40 kr ISBN 82-537-2653-8
- 88/10 Radiolytting og fjernsynsseing vinteren 1988 Fylkesoversikt for programdagene 30. januar - 5. februar/Gustav Haraldsen. 1988-168s. (RAPP; 88/10) 50 kr ISBN 82-537-2654-6
- 88/11 Ressursregnskap for skog 1970-1985/Erik Næsset. 1988-68s. (RAPP; 88/11) 40 kr ISBN 82-537-2661-9
- 88/15 Inntektsulikhhet i Norge 1973-1985/Rolf Aaberge og Tom Wennemo. 1988-94s. (RAPP; 88/15) 45 kr ISBN 82-537-2671-6
- 88/16 Individuelle faktorer ved rekruttering til uførepensjonsordningen. En empirisk studie 1977-1983/Ellen J. Amundsen. 1988-96s. (RAPP; 88/16) 45 kr ISBN 82-537-2728-3
- 88/26 Radiolytting og fjernsynsseing Høsten 1988 Fylkesoversikt for programdagene 1.-7. oktober Gustav Haraldsen og Odd Frank Vaage. 1988-130s. (RAPP; 88/26) 50 kr ISBN 82-537-2699-6
- 88/27 Radiolytting og fjernsynsseing Høsten 1988 Landsoversikt for programdagene 1.-7. oktober/ Gustav Haraldsen og Odd Frank Vaage. 1988-85s. (RAPP; 88/27) 40 kr ISBN 82-537-2700-3
- 88/28 Radiolytting og fjernsynsseing blant barn og ungdom høsten 1988 Programdagene 1.-7. oktober/Gustav Haraldsen og Odd Frank Vaage. 1988-55s. (RAPP; 88/28) 40 kr ISBN 82-537-2703-8
- 88/29 Kommunehelsetjenesten Årsstatistikk for 1987. 1988-67s. (RAPP; 88/29) 40 kr ISBN 82-537-2698-8
- 88/31 Luftforurensning og materialskader: Samfunnsøkonomiske kostnader/Solveig Glomsrød og Audun Rosland. 1989-70 s. (RAPP; 88/31) 40 kr ISBN 82-537-2727-5
- 88/32 Den norske informasjonssektoren - Hvor stor del av totaløkonomien har med informasjon & gjøre?/Jan Brunsgaard og Erling Joar Fløttum. 1989-73s. (RAPP; 88/32) 40 kr ISBN 82-537-2707-0
- 89/1 Naturressurser og miljø 1988 Energi, petroleumsøkonomi, mineraler, fisk, skog, jordbruk, avfall, avløp og vannforsyning, luft Ressursregnskap og analyser. 1989-116s. (RAPP; 89/1) 75 kr ISBN 82-537-2765-8
- 89/2 KVARTS-86 A Quarterly Macroeconomic Model Formal Structure and Empirical Characteristics/ Einar Bowitz and Torbjørn Eika. 1989-104s. (RAPP; 89/2) 45 kr ISBN 82-537-2714-3
- 89/3 Lønnsrelasjoner i en kvartalsmodell for norsk økonomi En KVARTS-rapport/Einar Bowitz. 1989-87s. (RAPP; 89/3) 70 kr ISBN 82-537-2738-0
- 89/4 Innvandringens betydning for befolkningsutvikling i Norge/Inger Texmon og Lars Østby. 1989-55s. (RAPP; 89/4) 70 kr ISBN 82-537-2723-2
- 89/5 Statistisk sentralbyrå Hovedtrekk i arbeidsprogrammet for 1989. 1989-53s. (RAPP; 89/5) 60 kr ISBN 82-537-2720-8
- 89/6 Utbyggingsregnskap Dokumentasjon av metode og resultater fra prøveregnskap 1986 og 1987/ Øystein Engebretsen. 1989-58s. (RAPP; 89/6) 70 kr ISBN 82-537-2724-0
- 89/7 Sociodemographic Differentials in the Number of Children A Study of Women Born 1935, 1945 and 1955/Øystein Kravdal. 1989-138s. (RAPP; 89/7) 75 kr ISBN 82-537-2766-6

- 89/8 Radiolytting og fjernsynsseing Vinteren 1989 Landsoversikt for programdagene 4. - 10. februar/Gustav Haraldsen og Odd Frank Vaage. 1989-69s. (RAPP; 89/8) 70 kr ISBN 82-537-2769-0
- 89/9 Radiolytting og fjernsynsseing Vinteren 1989 Fylkesoversikt for programdagene 4. - 10. februar/Gustav Haraldsen og Odd Frank Vaage. 1989-130s. (RAPP; 89/9) 85 kr ISBN 82-537-2770-4
- 89/10 Rehabilitering av bygninger 1986/Arild Thomassen. 1989-41s. (RAPP; 89/10) 70 kr ISBN 82-537-2791-7
- 89/12 De eldres inntekter Nivå og ulikhet Income of Aged People Level and Inequality. 1989-156s. (RAPP; 89/12) 95 kr ISBN 82-537-2785-2
- 89/13 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1983-1986. 1989-38s. (RAPP; 89/13) 60 kr ISBN 82-537-2783-6
- 89/14 Ensliges inntekt og forbruk. 1989-107s. (RAPP; 89/14) 75 kr ISBN 82-537-2796-8
- 89/15 Husholdningsstørrelse og -sammensetning 1960, 1970 og 1980 Noen utvalgte alderstrinn/Bjørn Moen. 1989-50s. (RAPP; 89/15) 60 kr ISBN 82-537-2847-6
- 89/16 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1975-1989. 1989-63s. (RAPP; 89/16) 45 kr ISBN 82-537-2813-1
- 89/17 Fruktbarhet og dødelighet i Norge 1771-1987. 1989-44s. (RAPP; 89/17) 60 kr ISBN 82-537-2840-9
- 89/18 Undersøkelse om bruk av folkebibliotek 1988. 1989-83s. (RAPP; 89/18) 60 kr ISBN 82-537-2832-8
- 89/19 Aktuelle skattetall 1989 Current Tax Data. 1989-44s. (RAPP; 89/19) 60 kr ISBN 82-537-2844-6



Pris kr 85,00

Publikasjonen utgis i kommisjon hos H. Aschehoug & Co. og
Universitetsforlaget, Oslo, og er til salgs hos alle bokhandlere.

ISBN 82-537-2911-1
ISSN 0332-8422