

# Interne notater

STATISTISK SENTRALBYRÅ

88/1

12. februar 1988

## ARBEIDSTIDSREFORMER OG ARBEIDSKRAFTSTILGANG, EN MATAUK-RAPPORT

FRAMSKRIVINGER AV TIMEVERKSTILGANG UNDER  
ULIKE FORUTSETNINGER OM ARBEIDSTIDSORDNINGER

AV

KJETIL SØRLIE

1) DETTE INTERNE NOTATET ERSTATTER RAPPORT 86/28, SOM UTGÅR



## Innhold

	Side
Figurregister	5
Tabellregister	7
1. Innledning.	8
1.1. Bakgrunn og formål.	8
1.2. Om persongruppering	10
1.3. Noen nøkkeltall	11
2. Kort om arbeidskraftsmodellen MATAUK. Noen resultater.	13
2.1. Struktur og virkemåte	13
2.2. Framskrevet befolkning og arbeidsstyrke.	
Resultater. Kommentarer	14
2.2.1. Innledning	14
2.2.2. Kommentarer til forutsetningene	15
2.2.3. Kommentarer til resultatene	19
3. Beregninger ved hjelp av arbeidstidsmodellen i MATAUK	25
3.1. Innledning. Hovedegenskaper ved arbeidstidsmodellen	25
3.2. Framskrivning av tall på heltidsarbeidende personer i arbeidsstyrken	26
3.3. Framskrivning av timeverksmengde under ulike forutsetninger om arbeidstidsordninger	31
3.3.1. Forlenging av trender 1976-1984	32
3.3.2. Innføring av ulike arbeidstidsreformer	39
3.3.2.1. Innledning	39
3.3.2.2. Oversikt over forutsetningene bak de ulike arbeidstidsreformene	40
3.3.2.3. Nivåforskjeller i timeverksvolum som følge av de ulike arbeidstidsreformene	44
3.3.2.4. Vridninger i timeverksmengdens sammensetning som følge av de ulike arbeidstidsreformene	53
3.3.3. Definisjoner og beregningsteknikk i forbindelse med arbeidstidsreformene	59
3.3.3.1. Definisjon av overtid	59
3.3.3.2. Behandling av selvstendige yrkesutøvere	59
3.3.3.3. Aldersavhengige uttaksprosenten ved fleksibel pensjonsalder	60
3.3.3.4. Teknisk utforming av alternativ med svangerskapspermisjon	61
3.3.3.5. Teknisk utforming av alternativet med ferie-utvidelser	62
4. Arbeidstidsmodellen, en ny delmodell i MATAUK. Analyse og utforming	63
4.1. Grunnlagsanalyse	63
4.1.1. Formål	63
4.1.2. Metode	64
4.1.3. Arbeidstidsfordelinger for hvert kjønn, for kvinner etter ekteskapelig status og for sysselsatte etter kjønn og alder. Nivå tall og endringer	65
4.1.4. Gjennomsnittlige arbeidstider for personer som ikke er under utdanning. Nivå tall etter alder og kjønn. Utviklingen over tid	74
4.1.5. Arbeidstidsfordelinger for grupperinger etter kjønn, alder og utdanning. Nivå tall og endringer	75
4.1.6. Samvariasjonen mellom yrkesaktivitet og arbeidstidsmønster	81
4.2. Formell utforming av arbeidstidsmodellen	83
4.2.1. Estimering av andeler og arbeidstider i basisperioden	83
4.2.2. Framskrivning av andeler og arbeidstider	89
Litteratur	96





## Figurregister

	Side
1.1. Persongruppering for bruk til analyse av arbeidstid og deltid og for bruk i MATAUK	10
2.1 Alderspyramider for befolkning og arbeidsstyrke. Trend-alternativet 1985, 2000, 2015 og 2040.	21
2.2. Yrkesprosenter etter alder. Menn og kvinner. Trend-alternativet 1984, 2000 og 2015	22
3.1. Heltidsandeler for yrkesaktive etter kjønn. Trend-alternativ 1984, 2000 og 2040	28
3.2. Heltidsandeler for sysselsatte kvinner etter ekteskapeleg status. 1984, 2000 og 2040	30
3.3 a Befolkning 16-74 år, arbeidsstyrke og timeverksmengde. Totalt. Registrert 1976-1984. Framskrevet 1984-2040	35
3.3 b Befolkning 16-74 år, arbeidsstyrke og timeverksmengde. Menn. Registrert 1976-1984. Framskrevet 1984-2040	36
3.3 c Befolkning 16-74 år, arbeidsstyrke og timeverksmengde. Kvinner. Registrert 1976-1984. Framskrevet 1984-2040	37
3.4. Oversikt over beregningsalternativ for "6-timers-dagen". Arbeidstidendringer i forhold til trend-alternativet	41
3.5. Oversikt over alternativ F1 og F2. Antall tilleggsuker	44
3.6.a Perspektiver for den totale timeverkstilgang under ulike alternativ for arbeidstidsreformer. 1984-2000	50
3.6.b Perspektiver for den totale timeverkstilgang under ulike alternativ for arbeidstidsreformer. 1984-2040	51
4.1. Arbeidstidsfordeling etter alder og kjønn. AKU 1984, glattet.	70
4.2. Heltidsandeler for kvinner som ikke er under utdanning etter alder og ekteskapeleg status. AKU 1984, glattet	71
4.3 Heltidsandeler etter kjønn, alder og utvalgte utdanningsgrupper. AKU 1984, glattet	78
4.4. Antydning til sammenheng mellom yrkesdeltaking og heltidsarbeid. Kjønn. AKU 1976-1984.	82



## Tabellregister

	Side
1.1. Arbeidstidsfordeling og gjennomsnittlige arbeidstider. Menn og kvinner. AKU 1976-1985	12
2.1. Framskrevet arbeidsstyrke 1984-2040. To alternativ. 1000. Noen yrkesprosjenter i parentes	19
2.2. Framskrevne yrkesprosjenter etter kjønn, fødselsår og alder	24
3.1. Framskrevet arbeidsstyrke 1984-2040 etter kjønn. Samlet for alle arbeidstidskategorier og i heltid. 1000. Heltidsandeler i prosent	27
3.2. Tilgang av timeverk pr. uke trendframskrevet. Millioner. Utvalgte år	32
3.3. Fordelingsmål i befolkning 16-74 år, arbeidsstyrke og timeverksmengde i 1984 og ved trendframskriving, år 2000 og 2040	33
3.4. Timeverk pr. uke under ulike forutsetninger om arbeidstidsreformer. Absolutte tall (millioner timer pr. uke) og relative tall i forhold til referanse-alternativet. To perspektivhorisonter, 1992 og 2000. Referanse-alternativet = 100	45
3.5. Beregnet virkning av ulike arbeidstidsreformer for tilgangen av arbeidskraft med forskjellig utdanning. År 2000	48
3.6. Framskrevet tilgang på arbeidskraft under ulike reformalternativ 2000-2040. Millioner timeverk pr. uke	53
3.7. Timeverkstilgang pr. uke under ulike forutsetninger om arbeidstidsreformer (mill. timer pr. uke). Andel av timeverksmengde for kvinner, personer med mer enn 12 års utdanning og personer i alder 30-59 år. År 2000	54
3.8. Ansatte i prosent av alle sysselsatte og gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid for ansatte og selvstendige etter kjønn og utdanning. Heltidssysselsatte. Gjennomsnitt AKU 1976-1984	59
3.9. Uttak av pensjon etter alder og kjønn under to alternativ. Prosent	60
4.1. Andel sysselsatte i arbeidstidskategorier 1984 og årlig additiv endringstakt. Estimerte anslag. Kjønn. Kvinner etter ekteskapelig status	66
4.2. Andel sysselsatte i arbeidstidskategorier 1984 og årlig additiv endringstakt. Estimerte anslag. Personer ikke under utdanning etter kjønn og alder	67
4.3. Gjennomsnittlige årlige nivå- og endringstall for kvinners arbeidstidsandeler etter alder og ekteskapelig status. Yrkesaktive som ikke er under utdanning. AKU 1976-1984	73
4.4. Gjennomsnittlige ukentlige arbeidstimer for personer som ikke er under utdanning etter kjønn og alder. Gjennomsnitt AKU 1976-1984	74
4.5. Retning av endringer innenfor arbeidstidskategoriene i andel sysselsatte (A) og gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid (T). Signifikante fortegn for aldersgrupper, AKU 1976-1984	75
4.6. Andel sysselsatte i arbeidstidskategorier etter utdanning. Estimerte tall 1984	76
4.7. Retning av endringer innenfor arbeidstidskategoriene i andel sysselsatte (A) og gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid (T). Signifikante fortegn etter utdanningsgrupper, AKU 1976-1984	77
4.8. Gjennomsnittlige årlige nivå- og endringstall 1) for heltidsandeler etter alder, utdanning og kjønn. AKU 1976-1984	79

## 1. Innledning.

### 1.1. Bakgrunn og formål.

I denne publikasjonen skal vi studere forskjellige sider ved arbeidstidsutviklingen og bruken av deltid i Norge. Vi skal søke å kartlegge variasjoner mellom ulike befolkningsgrupper og se på utviklingen over tid. Med basis i en historisk periode, årene 1976-1984, skal vi gjøre forsøk på å trekke noen perspektiver framover. Vi skal se på hvordan strukturer og mønstre i bruken av deltid og i arbeidstidene, slik vi finner at variasjonen mellom persongrupper er, kan endre seg. Videre vil vi illustrere hvordan endringene kan gi utslag for framtidig arbeidskraftstilgang, når arbeidskraften måles i timeverk. De personkjennetegn som legges til grunn er kjønn, alder, utdanning, ekteskapelig status. Datakilde for den historiske perioden er Arbeidskraftundersøkelsen (AKU) 1976-1984.

Hjelpemiddel til framskrivningene er arbeidskraftmodellen MATAUK, beskrevet i detalj av Sørli (1985a) og i kortversjon av Ljones og Sørli (1985a). Den er kort også omtalt her i kapittel 2. Til dette arbeidet er det utviklet en egen undermodell i MATAUK, en arbeidstidsmodell, som tar hensyn både til bruk av deltid og til gjennomsnittlige arbeidstider. Den omtales som arbeidstidsmodellen eller som "deltidsmodellen". Innenfor denne er det lagt inn mulighet for alternative utprøvinger av arbeidstidsutvikling, og vi vil i tillegg til tradisjonelle trendframskrivinger presentere perspektivberegninger som viser virkning av mulige arbeidstidsreformer. Disse beregningene er utført på oppdrag for Arbeidstidsutvalget. Beregningene belyser virkninger av kortere arbeidstid, økt ferie, utvidet svangerskapspermisjon og fleksibel pensjonsalder. Resultatene av beregningene finnes i kapittel 3.

Som grunnlag for beregninger av timeverkstilgang ligger det framskrivinger av befolkning og arbeidsstyrke. Befolkningen er framskrevet ved hjelp av ulike befolkningsmodeller, mens arbeidsstyrken, målt i personer, er framskrevet i MATAUK. Befolkning og arbeidsstyrke er spesifisert etter kjennetegnene kjønn, alder, utdanning og ekteskapelig status (for kvinner). Framskrivingsapparatet er inngående beskrevet i rapporten om MATAUK, Sørli (1985a). Selv om datagrunnlaget for de nyeste befolkningsframskrivingene er ferskere enn i rapporten, gir vi bare noen summariske resultater her. De er å finne i kapittel 2 sammen med resten av den generelle omtalen av MATAUK.

Som en bakgrunnsanalyse har vi studert arbeidstidsutviklingen i perioden 1976-1984. Den tjener i første rekke som middel til å gi innsikt for å legge forutsetninger til arbeidstidsmodellen, men har en såpass selvstendig form at den kan leses uavhengig av dette. Analysen beskriver situasjon og utvikling i perioden, og konklusjonene brukes både som empirisk grunnlag og som motivasjonsgrunnlag for utformingen av arbeidstidsmodellen. Analysen og den formelle beskrivelse av arbeidstidsmodellen utgjør derfor sammen et basismateriale, som framstilles i de to underavsnittene i kapittel 4.

På arbeidsmarkedet er det sammenhenger mellom yrkesdeltaking og arbeidstider. Ved en fullstendig analyse av arbeidsmarkedstilpasningen burde en derfor analysere disse to deltilpasningene simultant. Fridstrøm (1984) har i en tverrsnittsanalyse på data fra AKU 1977 også gjort dette, idet han for en del persongrupper har estimert trinomiske fordelinger for befolkningen i gruppene heltidssysselsatte, deltidssysselsatte og ikke sysselsatte. En mer vidtgående analyse for vårt formål ville også ha behov for å studere utviklingen i slike fordelinger over tid. Bortsett fra at vi i avsnitt 4.1.6. så vidt skal berøre temaet, og bortsett fra at vi ved presentasjon av resultatene sporadisk gir noen kommentarer til det, skal vi i analysene behandle disse to sidene ved arbeidsmarkedet separat. For framskrivinger er MATAUK strukturert på denne måten. Spørsmålet om hvordan samordning av de to aktuelle delmodellene i MATAUK best kan gjøres tas opp i avsnitt 4.1.6. Analyser av samvariasjonenes utvikling over tid, finnes i Ellingsæter og Iversen (1984) og Foss og Rangnes (1985). Med basis i samme retrospektive intervjuundersøkelse for kvinner har disse fulgt strømmen og prøvd å sette endringene inn i et livsløpsperspektiv.

## 1.2. Om persongruppering

Figur 1.1. Persongruppering 1) for bruk til analyse av arbeidstid og deltid og for bruk i MATAUK.

Tre dimensjoner:		Hovedgrupper, aldersgrupper, utdanningsgrupper			
1. Hovedgrupper	(4):	Menn, Ugifte kvinner, Gifte kvinner, Før gifte kvinner			
2. Aldersgrupper	(10):	16-19 år, 20-24 år, 25-29 år, 30-39 år, 40-49 år, 50-59 år, 60-64 år, 65-66 år, 67-69 år, 70-74 år			
3. Utdanningsgrupper:	(14):	K l a s s e t r i n n			
	Fagfelt	7-9 år	10-12 år	14-16 år	17-20 år
1	Almennutdanning	1		2	
2	og 3. Humaniora og undervisning		3		
4	Administrasjon og økonomi		4	5	
5	Teknikk, håndverk og industri		6	7	
6	Samferdsel		8		
7	Helsevern		9		10
8	Jordbruk, skogbruk, fiske		11		
9	Tjenesteyting og forsvar		12		
Uoppgitt utdanning:		(13)			
Personer under utdanning:		(14)			

1) Innenfor rammen av personkjennetegn definert av kjønn, alder, utdanning og ekteskabelig status er modellen fleksibel mht. persongruppering. Gruppene vi presenterer er et valg, gjort på bakgrunn av kjennskap til atferdslikhet og med hensyn til målgrupper i arbeidsmarkedet. Hensynet til datagrunnlag (AKU) spiller også inn. Det er mulig i MATAUK å ta ut resultater fra beregningene for andre grupperinger enn denne ene, f.eks. for mer disaggregerte alders- og utdanningsgrupper.

Vi skal redegjøre for den persongrupperingen vi velger å bruke i denne analysen. Grupperingen knytter seg til MATAUK og er analog med grupper som er presentert i modellrapporten, Sørli (1985a). Figur 1.1. viser inndelingen etter tre dimensjoner.

Grupperingen har tre dimensjoner. Første dimensjon utgjøres av kombinasjonen menn pluss kvinner fordelt etter ekteskabelig status. Dette kaller vi heretter hovedgrupperingen.

Utdanningsgruppene 1-13 gjelder personer som ikke er under utdanning. Utdanningsgruppe 14, som består av personer under utdanning, er ikke delt etter alder. Dermed blir antall undergrupper i modellen  $(4 * 10 * 13) + 4 = 524$ . I analysene i kapittel 4.1 konsentrerer vi oss om aggregatgrupper av disse, bl.a. ser vi på kvinner aggregert over ekteskabelig status. Under utforming av arbeidstidsmodellen i kapittel 4.2. lager vi derimot anslag for alle krysskombinasjonene. Selv om vi antar at denne grupperingen heretter skal være kjent, vil vi i framstillingen minne om den ved et par anledninger.

### 1.3. Noen nøkkeltall

Som introduksjon til begrepsapparatet og til de variable vi skal studere vil vi vise noen nøkkeltall.

Det er innført fire arbeidstidskategorier:

- 1: arbeidstid mer enn 30 timer i uka, heretter kalt heltid
- 2: arbeidstid 15-30 timer i uka, heretter kalt lang deltid
- 3: arbeidstid 1-15 timer i uka, heretter kalt kort deltid
- 4: 0 timer i uka, heretter kalt midlertidig fravær

Tabell 1.1 viser fordeling og gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid i arbeidstidskategoriene blant sysselsatte for hvert kjønn etter AKU for perioden 1976-1985.

Hvis vi skal kommentere hovedtrekkene ved utviklingen over tid på basis av tabell 1.1, må vi først peke på den avtagende heltidsandelen for kvinner fram til 1983. Den har avtatt til fordel for økte arbeidstidsandeler i lang deltid og midlertidig fravær. For menn virker arbeidstidsmønsteret hele tiden betydelig mer stabilt enn for kvinner. At andelen i midlertidig fravær viser forskjellige tendenser for kvinner og menn, skyldes at det gjennom perioden i hovedsak er kvinner som har benyttet seg av de utvidete mulighetene til omsorgspermisjon. Stabiliteten i de gjennomsnittlige arbeidstider i deltidskategoriene øker med deltidsandelene. Dette er grunnen til at vi finner de mest stabile tall for ukentlig arbeidstid i deltid blant kvinner.

Alt i alt er alle endringstrekk moderate, og mer moderate enn lignende analyser for perioden tidligere på 1970-tallet mener å finne. Ved hjelp av trend-framskrivinger skal vi se at disse endringene bare bidrar lite til å redusere omfanget av timeverkstilgangen i framtida. Hvis det ikke blir innført mer radikale arbeidstidsreformer enn de som ligger bak observasjonsperiodens trender, vil timeverksmengden i år 2000 bare bli redusert med ca. to prosent i forhold til å framskrive dagens arbeidstidsmønster "fastfrosset". Vi har da ikke brukt observasjoner fra AKU 1985, som ytterligere ville forsterket tendensene til stabilitet.

Tabell 1.1. Arbeidstidsfordeling og gjennomsnittlige arbeidstider. Menn og kvinner. AKU 1976-1985.

År	ANDEL SYSSELSATTE				GJ.SN. UKENTLIG ARBEIDSTID		
	Arbeidstidskategori				Arbeidstidskategori		
	1	2	3	4	1	2	3
1976	.847	.039	.024	.090	44.0	21.8	7.9
1977	.839	.040	.027	.094	43.7	22.2	7.7
1978	.847	.040	.023	.090	43.4	21.7	7.6
1979	.841	.042	.027	.090	43.2	22.0	7.9
1980	.844	.039	.026	.091	43.1	21.8	7.9
1981	.847	.044	.026	.083	43.2	21.7	8.0
1982	.840	.046	.027	.087	43.2	21.7	8.3
1983	.837	.046	.031	.086	43.0	21.7	8.2
1984	.838	.047	.031	.084	43.2	21.9	7.8
1985 1)	.836	.045	.031	.088	43.7	21.2	7.7

År	ANDEL SYSSELSATTE				GJ.SN. UKENTLIG ARBEIDSTID		
	Arbeidstidskategori				Arbeidstidskategori		
	1	2	3	4	1	2	3
1976	.522	.248	.141	.089	39.7	21.4	8.1
1977	.511	.256	.148	.085	39.4	21.5	8.1
1978	.509	.254	.144	.093	39.4	21.4	8.1
1979	.511	.258	.140	.091	39.2	21.4	8.1
1980	.506	.264	.132	.098	38.9	21.4	8.1
1981	.493	.264	.148	.095	39.0	21.4	8.2
1982	.487	.271	.141	.101	38.9	21.5	8.1
1983	.481	.273	.147	.099	38.9	21.3	8.0
1984	.490	.265	.136	.109	39.0	21.4	7.7
1985 1)	.504	.257	.129	.110	39.0	21.2	8.0

1) Tallene for AKU 1985 er tatt med i tabellen for oversiktens skyld. De inngår ikke som basis hverken for analyse eller framskrivinger.



## 2. Kort om arbeidskraftsmodellen MATAUK. Noen resultater.

### 2.1 Struktur og virkemåte

MATAUK er bygget opp som et blokkssystem, slik at delementer kan skiftes ut eller alternere. Hovedstrukturen utgjøres av tre blokker, som hver igjen består av underblokker. De tre hovedblokkene kaller vi befolkningsdelen, yrkesdeltakingsdelen og timeverksdelen. Det er innenfor den tredje av disse vi finner den nye delmodellen, arbeidstidsmodellen, som vi innledningsvis har kalt den. Også på resultatsiden skal vi, som nevnt, legge hovedvekten på det som skjer i denne tredje blokken i modellen.

Fra befolkningsdelen i MATAUK får vi framskrevet befolkningen (16-74 år) etter ettårsklasser og kjønn, 39 utdanningsgrupper og tre grupper av ekteskapelig status (ugift, gift og før gift). Utdanningsgrupperingen er basert både på fagfelt og utdanningsnivå. Persongrupperingen er fleksibel, og det er mulig å bruke både mer aggregerte og mer disaggregerte grupper i modellen enn det vi har lagt opp til her (figur 1.1).

Yrkesdeltakingsdelen i modellen beregner antall personer i arbeidsstyrken for hver av persongruppene som er valgt i befolkningsdelen. Dette gjøres ved at anslag på yrkesfrekvenser multipliseres med befolkningstall for hver gruppe.

Timeverksdelen har inntil nå vært analog med yrkesdeltakingsdelen ved at anslag på gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid multipliseres med antall personer i arbeidsstyrken. Den nye arbeidstidsmodellen er et finere instrument for å gjøre det samme, idet det tas direkte hensyn til arbeidstidsfordelingen. Innenfor hver persongruppe multipliseres gjennomsnittlige ukentlige arbeidstid i hver arbeidstidskategori med tilhørende andel av de yrkesaktive i kategorien. Resultatet multipliseres videre med antall personer i arbeidsstyrken i persongruppen, og antall timeverk pr. uke for gruppen finnes ved å summere over arbeidstidskategoriene. Produktet av andeler og arbeidsstyrketall alene gir i tillegg antall personer i arbeidsstyrken etter persongruppe og arbeidstidskategori. Bak dette ligger en forutsetning om at de arbeidsløse og de sysselsatte i prinsippet stiller til disposisjon det samme timetallet pr. uke.

Modellens hovedfunksjon er at den viser hvordan arbeidsstyrke og timeverksmengde påvirkes av befolkningsutviklingen. Med befolkningsutvikling menes da de endringer som finner sted i befolkningens sammensetning etter de kjennetegn modellen bruker, dvs. kjønn, alder, utdanning og ekteskapelig status. Virkningen framkommer som følge av at det er

forskjeller i yrkesdeltaking og i arbeidstidstilpasning mellom modellens persongrupper. Konstante yrkesfrekvenser i disaggregerte (homogene) persongrupper gir som vi skal se vekst i yrkesfrekvensen for totalgrupper. I tillegg til et slikt konstant-alternativ lager vi også alternativ hvor vi legger inn utvikling i yrkesfrekvensene. Eksempel på et slikt alternativ er det vi kaller trend-alternativet, hvor utvikling i yrkesdeltaking gjennom basisperioden forlenges i yrkesfrekvensene videre. I dette ligger det bare en rent mekanisk forlengingsmekanisme. Endringene vil da skyldes faktorer som egentlig er uforklart av modellen. Dette kan være andre personkjennetegn enn de modellen inneholder, som barnetall og helse, det kan være samfunnsvariable av typen barnehaveplasser eller stønadsordninger og det kan være variable på etterspørselssiden som stimulerer til økende tilbud. Faktorer av sistnevnte type gir oss et problem med å tolke resultatene fra modellen. Med hensyn til definisjon av begrepet "arbeidsstyrke" og tolkinger av dette begrepet viser vi imidlertid til tidligere publisert litteratur, f. eks. Ljones og Sørli (1985a).

Vi skal i neste avsnitt drøfte noen av forutsetningene og presentere noen resultater som illustrerer det vi har nevnt.

## 2.2. Framskrevet befolkning og arbeidsstyrke. Resultater. Kommentarer

### 2.2.1. Innledning

I Statistisk Sentralbyrå er det utarbeidet nye befolkningsframskrivninger i 1985, basert på data fra perioden etter 1980. Hovedresultater er publisert i NOS B 583. Den forrige framskrivningen, som dannet basis for arbeidsstyrkeframskrivningen i MATAUK-rapporten, Sørli (1985a), var basert på perioden sist på 1970-tallet. I tillegg er det utarbeidet ferske framskrivninger for fordelingen etter utdanning og etter ekteskapelig status. På basis av disse oppdaterte framskrivningene er det produsert en ny framskrivning av arbeidsstyrken, hvor utviklingen i yrkesdeltakingen følger mønster etter trendene gjennom syvårs-perioden 1978-1984. Forrige gang ble perioden 1976-1982 lagt til grunn, men i grove trekk er de observerte yrkesdeltakingsmønstrene nokså like for disse to sterkt overlappende periodene. I befolkningsgrunnlaget derimot ligger det kilder til større avvik. Den mest betydelige ligger i framskrivningen av tallet på elever og studenter fra utdanningsmodellen. Konsekvenser for utviklingen i arbeidsstyrken av endringer i denne eller andre forutsetninger blir drøftet i avsnitt 2.2.2. De ferskest oppdaterte beskrivelsene av de tre befolkningsmodellene er Rideng, Sørensen og Sørli (1985), Hernæs (1986) og Kravdal (1986).

En vesentlig forskjell fra de forrige framskrivningene er tids-

perspektivet. Denne gang har vi laget en langsiktig framskriving med horisont mot år 2040. Den forrige stoppet ved år 2000. Dette gir oss stoff til kommentarer, idet veksten i arbeidsstyrken, som avtar framover mot år 2000, rundt år 2010-2015 vil stoppe helt opp og snu til nedgang. Nivået på antall personer i arbeidsstyrken vil i år 2040 etter dette være tilbake på nivået vi har omkring 1990. I et slikt perspektiv melder det seg ikke bare problemer som må løses i forbindelse med arbeidsstyrkens vekst, men på lang sikt også problemstillinger knyttet til at forsørgermassen reduseres. Vi har også tidligere produsert slike langsiktige framskrivinger, bl.a. i forbindelse med Befolkningsinnstillingen, NOU 1984:26. I Ljones og Sørli (1985a og 1985b) er det drøftet noen konsekvenser av endringer i arbeidsstyrkens sammensetning etter alder og utdanning og utviklingen i arbeidsstyrkens forsørgelsesbyrde. Ingen hovedkonklusjoner i disse oversiktsarbeidene blir rokket ved disse nye framskrivingene.

### 2.2.2. Kommentarer til forutsetningene

Under følger en kort oversikt over forutsetningene bak framskriving av befolkning og arbeidsstyrke, utført i 1985.

- **Dødelighet**                      Med utgangspunkt i dødeligheten for to-årsperioden 1982-1983 er dødssannsynlighetene gradvis redusert slik at dødeligheten i år 2000 er 15 prosent under nivået i 1982-1983. I tråd med de seneste års utvikling skjer reduksjonen litt raskere for kvinner enn for menn. Etter år 2000 holdes dødeligheten konstant. Det er tatt hensyn til regionale forskjeller i dødeligheten (mellom fylker).
  
- **Fruktbarhet**                      Fruktbarheten er konstant gjennom hele framskrivingsperioden lik nivået i 1984. Det vil bety et samlet fruktbarhetstall på 1.66 for landet under ett, men ved framskrivingen er det tatt hensyn til regionale forskjeller i fruktbarheten. Fruktbarhetens fordeling etter kvinnenens alder og bostedsregion baserer seg på situasjonen i perioden 1981-1984.

- Inn- og utvandring      Aldersspesifikke utvandringssannsynligheter baserer seg på perioden 1981-1984. For hvert år i framskrivingsperioden er det forutsatt en nettoinnvandring på 4000 personer. Alders- og kjønnsfordeling på innvandrerne er forutsatt uendret i forhold til situasjonen i perioden 1981-1984.
  
- Ekteskapelig status      Basis for estimater av aldersspesifikke giftemåls-  
(for kvinner)              og skilsmissehyppigheter er to-årsperioden 1982-1983. Disse holdes konstant gjennom hele framskrivingsperioden.
  
- Utdanning                  Overgangssannsynlighetene i utdanningsmodellen baserer seg på perioden 1981-1982. Ettersom kapasiteten m.h.p tallet på elever og studenter er utvidet i perioden 1982-1984, er kapasitetsutvidelsen bygget inn i anslagene slik at ratene er konsistente med elevtallnivået i 1984. Fra og med 1984 er det forutsatt uendret utvikling videre.
  
- Yrkesdeltaking            Yrkesfrekvenser for persongrupper på det disaggregerte nivået baserer seg på perioden 1978-1984. Fordelingen mellom persongruppene framkommer ved å glatte mellom grupper på en slik måte at totalnivået for yrkesdeltaking i 1984 blir opprettholdt. Endringstakter for trendutviklingen gjennom perioden blir estimert etter en metode som er beskrevet i rapporten om MATAUK, Sørli (1985a).

Disse sosiale og demografiske forutsetninger i befolkningsframskrivingene er av samme karakter som ved tidligere framskrivinger. Avvik fra tidligere får vi imidlertid for de forutsetninger hvor det har skjedd endringer fra slutten av 1970-tallet til begynnelsen av 1980-tallet. I MATAUK-rapporten er det drøftet tolkingsmuligheter ved forutsetningene og realismen i dem. Her nøyer vi oss med å kommentere hvordan de endrete trekk ved utviklingen virker på befolkningsgrunnetil arbeidsstyrken.

Den faktor som bidrar mest til endring i arbeidskraftstilgangen i 1980-årene er endringen i tallet på utdanningsplasser. Utvidet kapasitet har ført til at utdanningsmodellens anslag for 1985 på tallet for elever og studenter har økt fra 287 000 til 311 000, altså en øking på mer enn 8 prosent. Dette har på kort sikt en negativ virkning for arbeidsstyrken,

idet personer under utdanning har klart lavere yrkesfrekvenser enn personer som ikke er under utdanning. Et økt student-tall av denne størrelsesorden, vil ifølge et resonnement som er gjennomført i forbindelse med en studie av utviklingen på arbeidsmarkedet 1983-1984, gi et tap for arbeidsstyrken på ca. 15 000 personer i 1985, Sørli (1985b). (Avsnitt 2.2 i referansen viser hvordan resonnementet bak dette tallet gjennomføres). Utover i perioden vil effekten av økende utdanningshyppigheter bli motvirket av to forhold. Når befolkningens utdanningssammensetning styrkes, vil yrkesdeltakingen øke. I tillegg vil økingen avta som følge av avtakende størrelse på de årskull som kommer inn i utdanningssystemet i årene framover.

Selv om elevtallsutvidelsen representerer den sterkeste endringsfaktoren ved befolkningsframskrivingen, er dette til gjengjeld den eneste faktoren som fører til reduksjon av arbeidsstyrken. En rekke andre faktorer fører til vekst i forhold til arbeidsstyrkeframskrivinger med forutsetninger basert på situasjonen på 1970-tallet. Hver av faktorene er relativt små, men summen av dem er stor nok til at arbeidsstyrken må forventes å vokse sterkere på lang sikt enn etter noen annen framskriving. Dette illustreres bl.a. ved å sammenligne to framskrivinger med konstante yrkesfrekvenser, basert på periodene 1976-1982 og 1978-1984. De 15 tusen personene som det ferskeste alternativet i utgangspunktet ligger lavere pga. det høyere elev- og studenttall, blir hentet inn igjen i løpet av ti-årsperioden fram til 1995. Vi skal liste opp de faktorer som virker til dette i beregningene.

- Lavere dødelighet gir høyere befolkningstall og dermed større arbeidsstyrke. Effekten er større for menn enn for kvinner, da menn har høyere dødelighet. Effekten er imidlertid ikke så svært stor, da dødeligheten er lav for de mest sentrale aldersklasser i arbeidsstyrken.
- De registrerte giftemålsrater er betydelige lavere enn ved forrige framskriving. Skilsmissehyppighetene er tilsvarende noe høyere. Dette fører til at kvinnes fordeling etter ekteskapeleg status avviker sterkt i retning av lavere andel gifte og høyere andel ugifte i den ferskeste framskrivingen. Siden yrkesaktiviteten for ugifte kvinner som ikke er under utdanning er høyere enn for gifte kvinner i samme alder, innebærer dette et bidrag til økt arbeidsstyrke. Forskjellene i yrkesaktivitet mellom gifte og ugifte kvinner er imidlertid i ferd med å jevne seg ut, og i løpet av perioden fram mot år 2000 vil det etter

beregningene nærmest jevne seg helt ut. Dette momentet mister derfor sin betydning over tid.

- Utdanningsfaktoren har vi allerede nevnt. Økt utdanningskapasitet fører til styrket utdannings sammensetning i befolkningen over tid, som gir høyere gjennomsnittlig yrkesaktivitet. Faktorens virkning øker etter hvert og det er først etter 1995 at de nyutdannede for alvor kommer inn i de sentrale aldersgruppene i arbeidsstyrken. Etter år 2030 får faktoren på nytt liten virkning, idet hele arbeidsstyrken da etter beregningene vil være opprustet.

Fødselsnivået er relativt lite endret mellom de to framskrivningene. Selv med større endringer her ville dette ikke fått særlig betydning før etter år 2010, da årskullene som kommer inn i arbeidsstyrken før dette, stort sett er født før 1984. Heller ikke inn- og utvandring representerer noen endringsfaktor i beregningene, men her er det selvfølgelig stor usikkerhet både m.h.p. eventuelle framtidige endringer i utviklingen og i innvandrernes tilpasning til utdanning og arbeidsliv generelt. MATAUK har ingen spesialbehandling av innvandrere i yrkesdeltakingsdelen. Det skyldes først og fremst mangel på data om innvandrere.

De forutsatte yrkesfrekvenser, basert på perioden 1978-1984, og endringer i disse avviker som nevnt lite fra forutsetningene basert på perioden 1976-1982. Menn over 60 år har hatt en noe sterkere nedgang etter 1982, ellers er yrkesdeltakingen lite endret. Modellforutsetningene er lite endret også fordi de to periodene i stor grad overlapper hverandre. Dette gjelder når vi snakker om yrkesfrekvenser for disaggregerte persongrupper etter alder, kjønn, ekteskapelig status og utdanning. Gjennomsnittlige yrkesfrekvenser for grovere grupper aggregert over alder og utdanning viser imidlertid vekst. Dette skyldes som forklart over at endringene i sammensetningen etter alder og utdanning i arbeidsstyrken er et resultat av modellberegningene. På nytt kan vi minne om MATAUKs hovedfunksjon. Ved å regne med "konstante yrkesfrekvenser i homogene persongrupper", jfr. gruppevalget, får vi illustrert hvordan det likevel kan skje endringer i yrkesdeltakingen for totalgrupper. Ut fra eksogene sett av yrkesfrekvenser endogeniseres på et vis yrkesdeltakingen med befolkningsutviklingen som forklaringsvariabel. Konklusjonen her er altså at denne forklaringskraften på lang sikt virker sterkere i positiv retning når utviklingstrekkene fra 1980-årene settes inn i modellen, enn ved å bruke utviklingstrekk fra slutten av 1970-årene.

### 2.2.3. Kommentarer til resultatene

Som nevnt gjengir vi bare noen hovedresultater. Tabell 2.1. viser arbeidsstyrketall og yrkesfrekvenser for hvert kjønn i to alternativ. Konstant-alternativet refererer til yrkesdeltakingsmønsteret i 1984 og trend-alternativet framskriver utviklingen gjennom perioden 1978-1984. En eksakt beskrivelse av hvordan dette gjøres er gitt i et appendiks i Sørli (1985a).

Tabell 2.1. Framskrevet arbeidsstyrke 1984-2040. To alternativ. 1000.

Noen yrkesprosenten i parentes

År	Begge kjønn		Menn		Kvinner	
	Konstant	Trend	Konstant	T r e n d	Konstant	T r e n d
1980 1)	1947	1947	1142 (78.6)	1142 (78.6)	805 (50.5)	805 (50.5)
1984 1)	2031	2031	1159	1159	872	872
1985 2)	2049	2061	1167 (77.9)	1165 (77.8)	882 (59.0)	896 (59.9)
1986	2070	2092	1177	1172	893	920
1987	2090	2121	1186	1178	904	943
1988	2110	2149	1195	1185	915	964
1989	2131	2176	1205	1192	926	984
1990	2149	2201	1213 (78.8)	1199 (77.9)	936 (61.0)	1002 (65.3)
1995	2234	2303	1253 (80.5)	1232 (79.2)	981 (63.6)	1071 (69.4)
2000	2308	2381	1289 (82.1)	1262 (80.4)	1019 (65.6)	1119 (72.1)
2005	2369	2441	1318 (82.6)	1284 (80.5)	1051 (66.7)	1157 (73.4)
2010	2407	2471	1334 (82.1)	1292 (79.5)	1073 (66.6)	1179 (73.3)
2015		2466		1285 (78.2)		1181 (72.3)
2020		2440		1268 (77.8)		1172 (72.0)
2025		2390		1239 (77.8)		1151 (72.2)
2030		2327		1201 (77.1)		1126 (72.1)
2035		2254		1161 (76.4)		1093 (71.6)
2040		2186		1126 (76.2)		1060 (71.3)

1) Kilde: Arbeidskraftundersøkelsen (AKU)

2) Tall fra AKU for 1985 har foreligget før dette arbeidet er slutført. Etter AKU har vi 1165 tusen menn og 898 tusen kvinner i arbeidsstyrken i 1985, altså 2 tusen (kvinner) flere enn etter trendframskrivingen. Fordeling etter andre personkjenne tegn enn kjønn har vi foreløpig ikke sammenlignet.

Konstant-alternativet er ikke beregnet lenger fram enn til år 2010. Det følger imidlertid av metoden og de utvalgte forutsetninger at trendene etter år 2010 flater sterkt ut, slik at utviklingen etter dette fra ett år til det neste tilnærmet blir lik etter de to alternativene. Etter utflatingen stabiliserer imidlertid yrkesdeltakingen seg på forskjellig nivå. Raskest skjer utflatingen for kvinner, som i basisperioden har hatt en

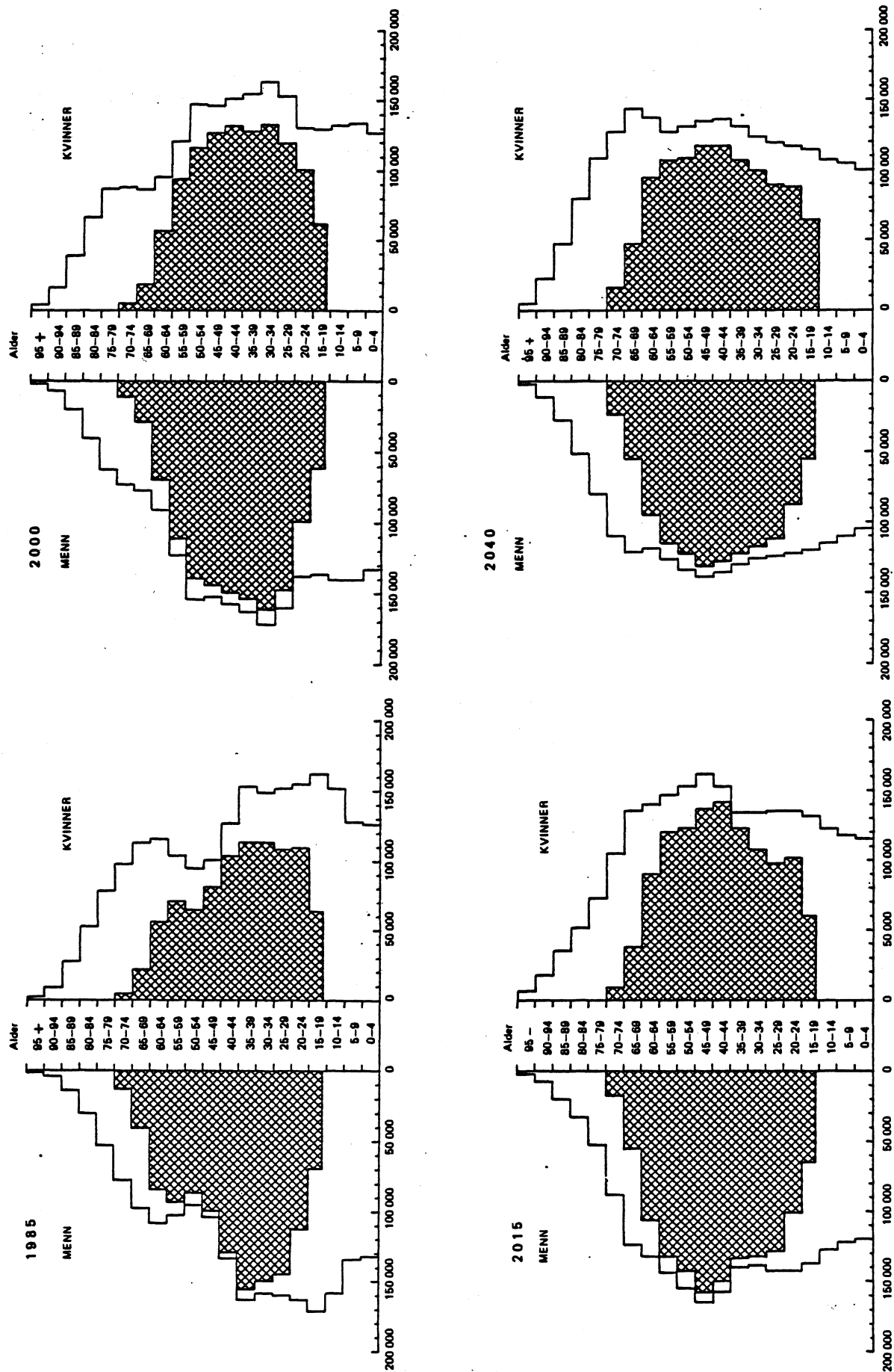
relativ sterk vekst. Vi ser at endringene for kvinner i de to alternativene blir nokså like allerede fra år 2000-2005. For menn, hvor trendene viser svak nedgang, fortsetter nedgangen i sakte fart noe lenger. Avstanden mellom trendalternativet og konstant-alternativet vil derfor svakt reduseres etter år 2010. Et endrings-diagram i kapittel 3.3, figur 3.3b, viser at de likevel i grove trekk vil følge like baner.

Vi skal kort kommentere noen andre hovedtrekk. Tallet på personer i arbeidsstyrken vokser etter trend-framskrivingen fram til år 2011-2012, hvor nivået vil ligge på vel 440 tusen flere personer enn i 1984. Hverken arbeidsstyrken etter konstant-alternativet eller tallet på personer i alder 16-74 når det tilsvarende topp-punkt før i år 2016. Det har sammenheng med nedgangen i yrkesdeltakingen for menn, og viser at hvis menn fortsetter å gå ut av arbeidsstyrken, om enn svakt, vil tilgangen totalt begynne å avta før befolkningsgrunnlaget egentlig tilsier det. I perioden 2005-2020 vil arbeidsstyrken etter trend-alternativet ligge stabilt på et nivå fra 2440-2473 tusen personer. Denne variasjonsbredden, som altså varer over 15 år, er ikke større enn halvannen gang den gjennomsnittlige årsendring i arbeidsstyrken i 1980-årene. Vi får altså en periode etter år 2000 hvor tilgangen blir relativ stabil og hvor full sysselsetting kan oppnås med lav vekst i etterspørselen, sammenlignet med situasjonen i våre dager. Et forbehold er imidlertid i hvilken grad det vil bli gjennomført arbeidstidsreformer eller om endringer i individuelle ønsker på tilbudssiden vil få sterkere dominans i markedstilpasningen når tilgangen til arbeidsmarkedet avtar. Målt i timeverk (eller årsverk) kan bildet da bli et annet, vi drøfter dette inngående i de senere avsnitt.

Etter år 2020 vil redusert tilgang øke presset på arbeidsmarkedet, og beregningene viser at hvis ikke nye trender oppstår, vil antall personer i arbeidsstyrken i år 2040 være tilbake på det nivå vi må regne med å ha i 1989-1990. Sammensetningen vil imidlertid bli annerledes, bl.a. vil 60-70 tusen menn av de knappe 2.2 millioner være skiftet ut med kvinner. Samtidig vil forskjellen mellom yrkesprosenten for menn og kvinner være redusert fra 12.5 til ca. 5 prosentpoeng. Alders- og utdanningssammensetningen vil bli tilsvarende endret. I figur 2.1 ser vi alderspyramider, hvor yrkesbefolkningen etter trendalternativet er innskravert i pyramidene. Vi merker oss pyramidenes forskjellige form, både mht. befolkning og arbeidsstyrke. Den betydelige forskyvning i arbeidsstyrken mot høyere aldersklasser gjennom 30-årsperioden 1985-2015 vil måtte gi konsekvenser for organisering av produksjon og arbeidsliv. Imidlertid har samfunnet en viss tid på seg til å møte dette.

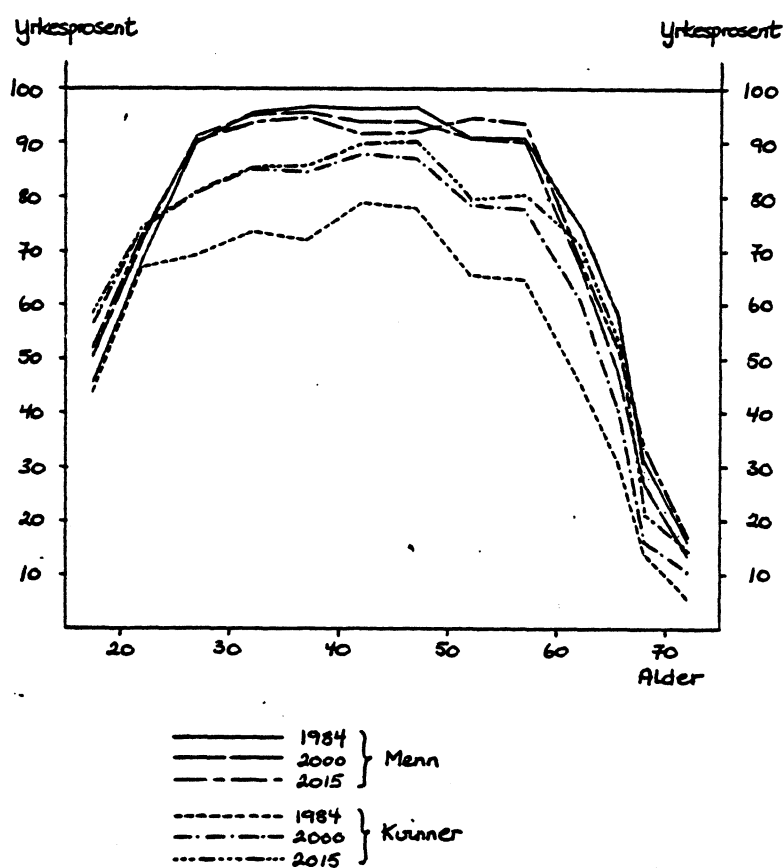


Figur 2.1 Alderspyramider for befolkning og arbeidsstyrke.  
Trend-alternativet 1985, 2000, 2015 og 2040.  
(arbeidsstyrken skravert)



Yrkesdeltakingens variasjon over alder vil imidlertid ikke utvikle seg mot full likhet. Figur 2.2 viser aldersprofiler for yrkesdeltakingen for årene 1984, 2000 og 2015. Aldersprofilene for de to kjønn er ulike idag, men selv om trendene viser tegn til endringer i formene, ser det ikke ut til at det går mot større grad av formlikhet. Likestillingen vil etter beregningene bare bestå i at nivåene gjennomsnittlig blir mer like. Vi ser at yrkesdeltakingen for kvinner stabiliserer seg etter år 2000, og at det blant de unge under 20-25 år relativt sett vil arbeide flere kvinner enn menn. En annen konsekvens av å forlenge trendene er at kvinner også over 60 år etter år 2015 vil arbeide mer enn menn i samme alder. Blant de middelaldrende vil mennene fortsatt arbeide mest. Vi minner om at alt dette er ren ekstrapolasjon og ikke forklart ved variable som f.eks. helse, barnetallsutvikling osv.

Figur 2.2. Yrkesprosjenter etter alder. Menn og kvinner.  
Trend-alternativet 1984, 2000 og 2015.



Figur 2.2 inneholder også et trekk, som gir støt til en refleksjon om egenskaper ved modellen. Det er lite sannsynlig at menn mellom 50 og 60 år etter hvert vil arbeide mer enn menn mellom 40 og 50 år. Når figuren viser svake tendenser til dette i år 2015 (og senere), er forklaringen at vi her har framskrevet en utvikling som skyldes egenskaper ved de kohorter som var i 50-årene i basisperioden. En relativt lav andel av dem har høy utdanning, og disse har i basisperioden, i motsetning til menn flest, hatt en tendens til økt yrkesdeltaking. Når personer i 40-årene i basisperioden med høy utdanning ikke opplever en slik øking, skyldes det antagelig at topp-punktet for yrkesdeltakingen på forhånd allerede er nådd, dvs. at det mellom kohorter har vært forskjeller på når veksten har inntruffet. Når kohortene som idag er i 50-års alderen rundt 1995 er blitt ti år eldre, burde det i modellen ha ligget noe som demper denne effekten sterkere ned enn den gjør. Effekten forsterkes i tillegg etter hvert fordi andelen med høy utdanning i befolkningen øker sterkt. Vi ser av kurven for menn for år 2000 at denne "langtidsskjevheten" da enda ikke er blitt synlig.

Slike tvilsomme langtidseffekter er det vanskelig å unngå ved bruk av trend-alternativ. Vi kunne imidlertid eksperimentere med et såkalt "kohort-alternativ" for yrkesdeltakingen, dvs et alternativ hvor kohortenes yrkesfrekvens holdes fast over tid. For en del aldersgrupper (de yngste og de eldste), vil dette være urealistisk, men det vil kunne illustrere en del av den generelle økingen i yrkesaktiviteten, og samtidig ta hensyn til feilkilden som er diskutert over. I denne omgang er dette lite vurdert, og er bare nevnt som en ide.

Det er likevel mulig å ordne yrkesfrekvensene for hvert kjønn i en tabell over tid, slik at kohortutviklingen, framkommet som resultat av forutsetningene ved trend-framskrivingen, blir illustrert. Tabell 2.2. viser eksempel på dette. Av tabellen kan vi forvise oss om at de alders-baserte forutsetningene om vekst i yrkesdeltakingen ikke fører til uheldige utslag for andre grupper enn menn i alder 50-59 år. Selv om det ikke framgår direkte av tabellen hvilke kalenderår hver yrkesfrekvens gjelder for, gir tabellen også informasjon om det. Yrkesprosentene gjelder for hvert femte kalenderår og løper i hver kolonne fra 1985 til 2040.



### 3. Beregninger ved hjelp av arbeidstidsmodellen i MATAUK

#### 3.1. Innledning. Hovedegenskaper ved arbeidstidsmodellen

Arbeidstidsmodellen gir to hovedtyper av resultater. Det ene og helt nye er at modellen nå gir tall for personer i arbeidsstyrken spesifisert etter arbeidstidskategori. Det andre er at vi ved å bruke mer informasjon får forbedret beregningene for anslag på timeverksmengdene. Slik MATAUK er beskrevet i Sørli (1985a), blir timeverksmengden regnet ut ved å multiplisere arbeidsstyrketall for et sett av persongrupper med gjennomsnittlige ukentlige arbeidstider for de samme persongruppene. I arbeidstidsmodellen (eller "deltidsmodellen") blir timeverksmengden for hver persongruppe bestemt som produktet av tall for arbeidsstyrke, andel innenfor arbeidstidskategori og gjennomsnittlig arbeidstid i kategorien, summert over de fire arbeidstidskategoriene. Fordi de ukentlige arbeidstidene dekomponeres i to faktorer, andeler innenfor arbeidstidskategorier og arbeidstider innenfor disse, kan vi beregne hvordan det gjennomsnittlige arbeidsvolum er sammensatt og hvordan eventuelle endringer i faktorene virker. (Arbeidstidskategoriene er presentert i kapittel 1.)

Til arbeidstidsmodellen er det krevd anslag på andeler og arbeidstider i arbeidstidskategoriene for hvert år i framskrivingsperioden for hver persongruppe. I kapittel 4 skal vi vise hvordan vi estimerer slike parametre for det disaggregerte sett av persongrupper. Avsnitt 4.1. gir en grunnlagsanalyse av perioden 1976-1984, og i avsnitt 4.2. bygger vi modellen opp ut fra resultatene fra analysen. For arbeidstidsmodellen har analysen altså vært både motivasjonsfaktor for utformingen og base for empirisk etablering.

Et spørsmål vi skal besvare er hvordan framskrivingsresultatene påvirkes av modellendringen. Hvis beregningene er lite følsomme overfor framtidige vridninger som følge av dekomponering i deltids- og arbeidstidsfaktorer, eller at vridningene i seg selv er beskjedne, kunne forskjeller i resultatene bli små. Vi har undersøkt dette, og har funnet at den nye modellen tenderer til å gi høyere anslag for timeverksmengde. Det kan umiddelbart virke overraskende at "en modell som tar hensyn til deltid vil beregne høyere timeverksmengde enn en modell som ikke tar disse hensyn". Deltidsutviklingen blir imidlertid skjult i den utvikling vi gjennom trendforlengingen tidligere har forutsatt for de gjennomsnittlige arbeidstider. For de fleste persongrupper er vi nå inne i en periode med reduksjon i gjennomsnittlig arbeidstid. Det kan derfor synes som om den generelle trendprosedyren ikke er like restriktiv ved estimering av endringstakter i

ukentlig arbeidstid, som den blir når vi tar hensyn til deltid og fravær. Variasjonsbredden i arbeidstid er etter den gamle metoden så stor (fra 0 til ca. 50 timer pr. uke) at det er vanskelig å finne de riktige "innstrammingsgrep" over tid innenfor dette lange intervallet. Med kortere intervaller øker nøyaktigheten (lavere spredningsmål) innenfor hvert intervall, samtidig som deltidsutvikling blir eksplisitt ivaretatt. I tillegg gir ulik demografisk sammensetning i arbeidstidskategoriene og endringer i demografisk sammensetning over tid bidrag til at nøyaktigheten økes. Konsekvenser av økt utvalgsusikkerhet, grunnet innføring av flere grupper (arbeidstidskategorier), ser ut til å være ubetydelig. Det siste har sammenheng med at estimerings- og glattingsmekanismene for persongruppedelingene, avsnitt 4.2, er utformet bl.a. med tanke på nettopp å minimere slike effekter.

Unøyaktighetene øker med tiden. Mens gamle beregninger "underestimerte" timeverksmengden i år 2000 med 1-2 prosent i forhold til bruk av deltidsmodellen, øker forskjellen til 7 prosent i år 2040. Vi har da tatt hensyn til at arbeidsstyrkenivået er forskjellig. (Vi har sammenlignet med beregninger fra 1983, gjort for Befolkningsutvalget, NOU 1984:26).

Den trendprosedyren det er referert til overfor er beskrevet i detalj i vedlegg i Sørli (1985a).

### 3.2. Framskrivning av tall på heltidsarbeidende personer i arbeidsstyrken

En hovednyhet i modellen er at vi nå kan gi tall for personer i arbeidsstyrken etter arbeidstidskategori. Vi skal i dette avsnitte begrense oss til å skille mellom heltidsarbeidende og andre, og illustrere noen implikasjoner av å forlenge basisperiodens utvikling videre. I tabell 3.1 gjentar vi en del av arbeidsstyrketallene etter trend-alternativet fra tabell 2.1, satt opp mot tall for den delen av arbeidsstyrken som antas å arbeide heltid. De tilsvarende heltidsandelene settes opp, totalt og for hvert kjønn.

Tabell 3.1. Framskrevet arbeidsstyrke 1984-2040 etter kjønn. Samlet for alle arbeidstidskategorier og i heltid. 1000. Heltidsandeler i prosent.

År	Totalt			Menn			Kvinner		
	Alle	Heltid		Alle	Heltid		Alle	Heltid	
		Abs.	Rel.		Abs.	Rel.		Abs.	Rel.
1984	2031	1398	69	1159	966	83	872	432	49
1985	2061	1416	69	1165	971	83	896	445	50
1990	2201	1502	68	1199	1001	83	1002	501	50
1995	2303	1571	68	1232	1032	84	1071	539	50
2000	2381	1619	68	1262	1059	84	1119	560	50
2005	2441	1652	68	1284	1076	84	1157	576	50
2010	2471	1666	67	1292	1079	83	1179	587	50
2015	2466	1658	67	1285	1068	83	1181	590	50
2020	2440	1640	67	1268	1053	83	1172	587	50
2025	2390	1604	67	1239	1029	83	1151	575	50
2030	2327	1558	67	1201	997	83	1126	561	50
2035	2254	1506	67	1161	961	83	1093	545	50
2040	2186	1461	67	1126	932	83	1060	529	50

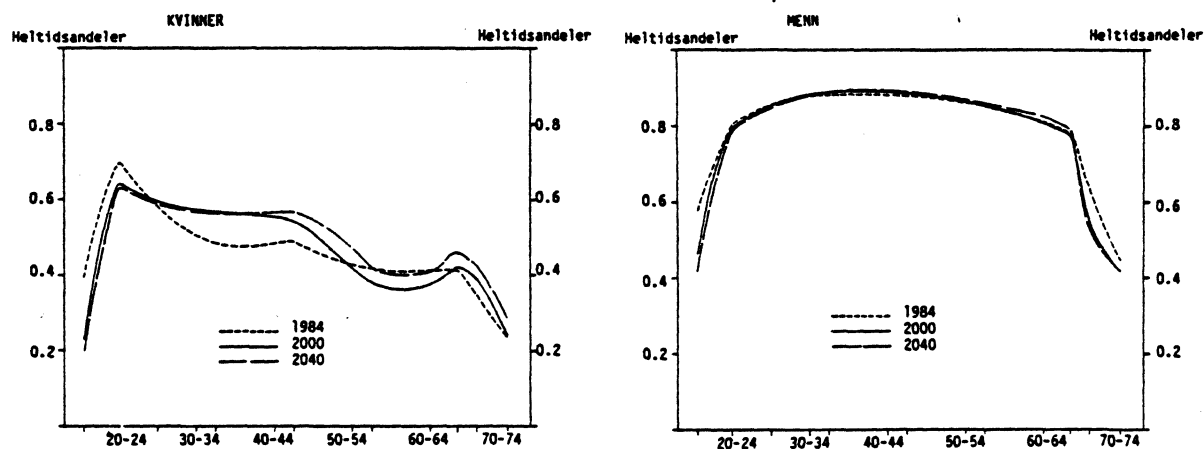
Etter tabell 3.1 ser heltidsandelene for hvert kjønn ut til å være nærmest konstante gjennom hele framskrivingsperioden. Dette er imidlertid et resultat og altså ikke forutsetninger i modellen. Forutsetningene bygger på grunnlagsmaterialet i kapittel 4.1, som viser variasjon i årlige endringstall for persongrupper på mange prosentpoeng, spesielt for grupper av kvinner. For de fleste persongruppene er også endringene negative. Hvorfor blir prosentandelene i tabell 3.1 så stabile? Igjen er det befolkningsutviklingen som forklarer det. Styrket utdanning gjennom hele perioden og endret aldersstruktur fram til rundt år 2010 bidrar til å øke heltidsandelene for hvert kjønn. Dette motvirker de negative trender i heltidsutviklingen. Det ser altså ut til at endringene i befolknings sammensetningen på lang sikt balanserer mot tendensene til reduksjon i heltid, definert ved trendene gjennom basisperioden. Heltidsandelen for totalarbeidsstyrken går imidlertid ned av en annen grunn: Når andelen kvinner i arbeidsstyrken øker, går andelen ned fordi kvinnene hele tiden har lavere heltidsandeler enn menn.

Vi skal nå se på hvordan heltidsandelene varierer mellom de enkelte aldersgrupper og noen perspektiver som trendene peker ut. Vi ser først på aldersprofilene for hvert kjønn og deretter for kvinner etter ekteskapeleg status. Aldersprofilene, som er sammenlignbare med de profiler vi ser for perioden 1976-1984 i kapittel 4.1, er sluttresultat av samtidige endringer i utdanning, yrkesaktivitet og arbeidstids- og deltids-mønster.

Figur 3.1 viser heltidsandelene for hvert kjønn for årene 1984, 2000 og 2040. Kurven for menn viser få endringer på lang sikt. Vi ser tendenser til lavere heltidsandel for de helt unge og for pensjonistgruppen, og endret utdanningssammensetning gir så vidt tegn til sterkere krumning i 35-40 års alderen. For kvinner ser vi klarere endringstrekk. Forskjellene i heltidsnivå mellom kvinner i alder under 50 år ser ut til å jevnes ut og stabilisere seg rundt 60 prosent. Den framtidige økingen skyldes endret fordeling mhp. ekteskapelig status (større andel ugifte) og høynet utdanning. I tillegg øker heltidsandelene litt for kvinner over 40 år, jfr. tabell 4.2 i grunnlagskapittelet for forutsetningene, kapittel 4.1. Vi ser at utviklingen fra år 2000 til 2040 er moderat og at aldersklassene før pensjonsalder i sterkere grad enn idag vil representere et minimumsnivå for heltidsandelen. I pensjonsmulig alder går andelen igjen opp. Dette definerer vi som "pensjonistseleksjonseffekten", et begrep vi også senere vil bruke: Få kvinner over en viss alder arbeider som alternativ til pensjon, men de velger til gjengjeld i høy grad å arbeide heltid. Disse kvinnene har i større grad høy utdanning, de er som regel ved god helse og de har i liten grad privat omsorgsarbeid. Når vi ikke finner den samme seleksjonseffekten for menn, skyldes det antagelig tre forhold. For det første er det mindre variasjon blant menn enn blant kvinner når det gjelder en del av de sosiale kjennetegn som gjør at kvinnene ikke alltid søker mot arbeid. For det andre virker ikke alle sosiale kjennetegn på samme måte for de to kjønn og for det tredje er det samvariasjonen med yrkesdeltakings-

Figur 3.1. Heltidsandeler for yrkesaktive etter kjønn.

Trend-alternativ 1984, 2000 og 2040.





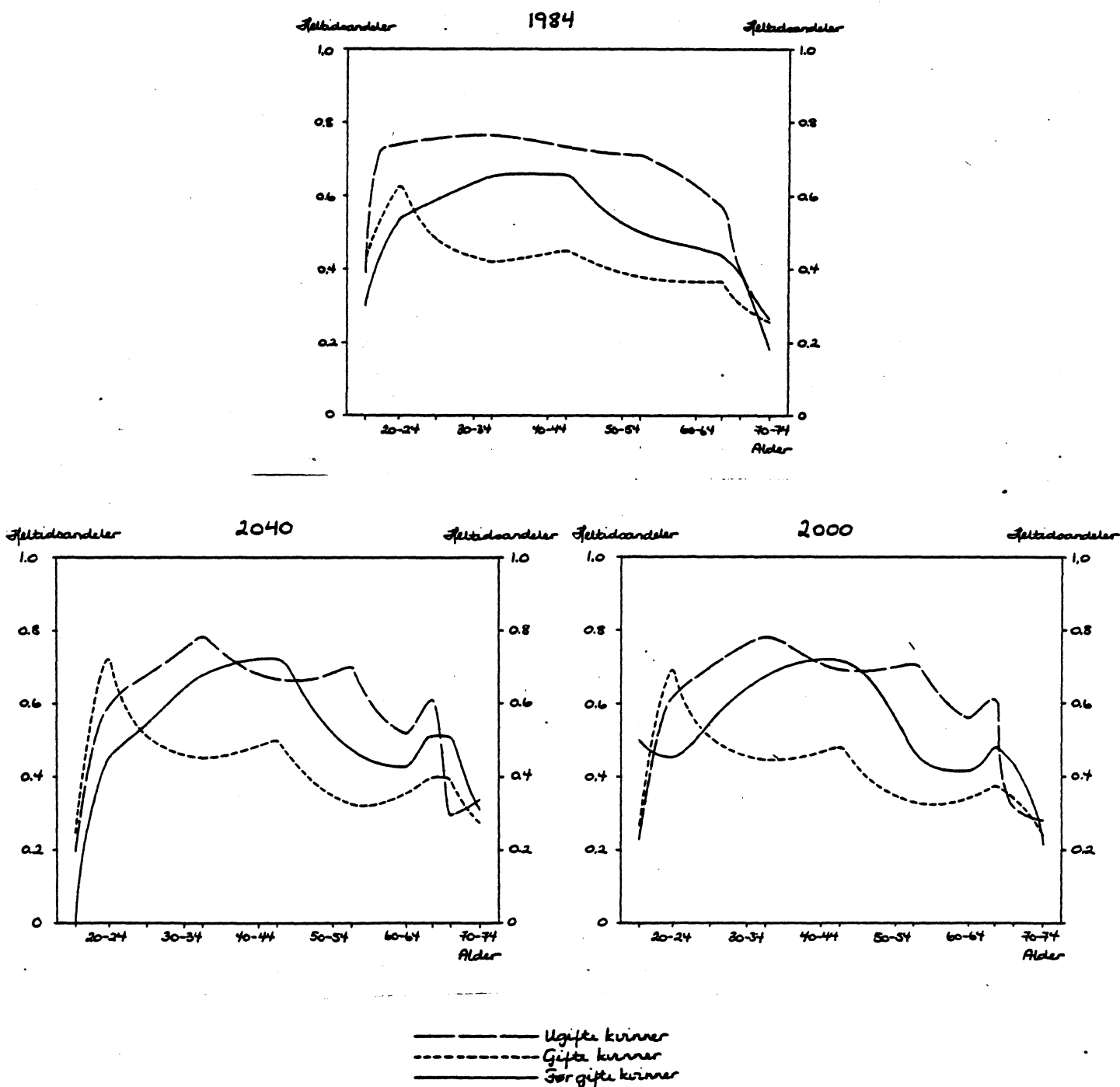
nivået, se avsnitt 4.1.6. Heltidsnivået i alle aldersgrupper har for menn ligget og vil etter framskrivingene ligge høyt, og det blir dermed ikke mye rom for seleksjon. Med en eventuell innføring av fleksibel pensjonsalder er det derimot tenkelig at vi også for menn vil finne slike effekter. Vi kommer senere tilbake til effekter av denne type, spesielt under omtalen av reform-alternativene i avsnitt 3.2.2.

De tilsvarende heltidsprofiler for kvinner etter ekteskapelig status framgår av figur 3.2. Til forskjell fra figur 3.1 har vi her samlet de tre statusene i ett aksesystem for hvert år. Først merker vi oss at heltidsstrukturen for de gifte kvinnene ikke vil endre form i særlig grad. Faktisk viser de en utvikling hvor antydningen til det tre-pukkel-mønster vi beskriver i kapittel 4.1. heller blir sterkere enn svakere. Heltidsandelen for unge gifte kvinner øker med ca. 10 prosentpoeng på lang sikt. Også pukkelen for gifte kvinner i 40-50 års alderen ser ut til å bli mer markert. Utjevningen vi så for yngre kvinner under ett i figur 3.1 finner vi ikke igjen. Vi merker oss at aldersprofilen for heltidsandelen for gifte kvinner på lang sikt vil ligne den profilen vi idag ser for kvinner under ett, mens de tilsvarende framtidige profiler for gruppen av kvinner under ett vil endres. Også dette er en langtidskonsekvens av dagens utvikling: Andelen gifte kvinner i befolkningen går etter modellen ned. De ugifte og før gifte kvinnene får dermed større betydning for utviklingen bak kvinners arbeidstidstilpasning generelt. Spesielt ugifte kvinner har i basisperioden relativt sterke endringstrekk, og disse får utover i perioden sterkere vekt og virker i økende grad utviskende på tre-pukkel-mønsteret som skriver seg fra mønsteret for de gifte kvinnene.

Et par andre langtidsstrekk fra figur 3.2. skal nevnes. Vi ser at heltidsandelen for ugifte og før gifte kvinner i 40-50 års alderen etter hvert vil bli nokså like; nær ca. 70 prosent. En slik likhet virker rimelig. Imidlertid er dette et topp-punkt for de før gifte og et (lite) minimumspunkt for de ugifte. Det siste kan virke litt overraskende, men det har igjen sammenheng med samvariasjonen mellom nivå på yrkesdeltaking og heltidsandel. Yrkesfrekvensen for ugifte kvinner er klart høyere i 40-års alderen enn for ugifte kvinner som er ti år eldre, jfr. figur 2.1, kapittel 2. Sammenlignet med ugifte kvinner i 40-årene arbeider de ugifte i 50-årene i en langt mer beskjedne grad, men de som arbeider vil etter modellen velge å arbeide mer i heltid enn de som er yngre. Kanskje er det naturlig å tro at blant ugifte kvinner som går ut av arbeidsstyrken i 50-års alderen, er det en seleksjonseffekt i retning av at deltidsarbeidende i større grad går ut, enn de som arbeider heltid. Modellresultatet kan tyde på det, men vi kan ikke fastslå det som sikkert, idet vi i modellen ikke følger bruttostrømsbevegelsene i arbeidsmarkedet.

Til slutt konstaterer vi at "pensjonistseleksjonseffekten" slår ut for alle grupper av ekteskadelig status, men minst tydelig for de gifte. Dette kan rime bra med antagelsen om at kvinner som arbeider i pensjonsmulig alder neppe har de største omsorgsoppgavene privat, idet det er de gifte som vel har flest slike oppgaver.

Figur 3.2. Heltidsandeler for sysselsatte kvinner etter ekteskadelig status. 1984, 2000 og 2040.



### 3.3. Framskrivning av timeverksmengde under ulike forutsetninger om arbeidstidsordninger

For mange formål er utviklingen i arbeidstider like viktig for tilgangen av arbeidskraft som utviklingen i yrkesdeltakingen. Veksten i arbeidsstyrken, målt i timer, har i de seneste år vært lavere enn den tilsvarende vekst, målt i personer. Økt bruk av deltidsarbeid har virket til å redusere omfanget av timeverk som tilbys. I langsiktige perspektiver finnes det med ett unntak (Befolkningsutviklingen, NOU 1984:26) ingen systematisk omtale av dette.

I AKU brukes begrepet "utførte timeverk". Dette er timer utført av de sysselsatte. I modellen regner vi med at de arbeidsløse i tillegg stiller til disposisjon et uketimetall som svarer til de sysselsattes arbeidstid. Medregnet tilbudet fra de arbeidsløse bruker vi da begrepet "tilbudte timeverk" som tilgangsbegrep gjeldende for hele arbeidsstyrken. Det er knyttet en del tolkingsproblemer til begrepene for timeverk, disse tar vi ikke opp her, men viser til drøfting i Sørli (1985a).

Det vil ofte være behov for å måle sysselsetting i volum, årsverk eller timeverksmengde. Som enhet bruker vi her "timeverksmengde pr. uke", som er i tråd med AKU. I noen sammenhenger synes det mer bekvemt å bruke årsverk, men siden antall timer bak hvert årsverk varierer med næring og med persongrupper, er det vanskelig å finne klart definerte sammenhenger mellom timeverk og årsverk. Bruk av årsverksdefinisjon ville derfor øke de tolkingsproblemer vi allerede har.

Avsnitt 3.3 er lagt opp slik at vi i avsnitt 3.3.1 først presenterer en trendframskriving av timeverksmengden, kalt trendalternativet eller referansealternativet. I avsnitt 3.3.2 betrakter vi så en rekke alternativ hvor ulike arbeidstidsreformer tenkes innført, i forhold til denne referansen. Reformene omfatter generell reduksjon i arbeidstid, utvidete ferieordninger, økte svangerskapspermisjoner og nedsatt pensjonsalder. For det siste beregnes det også konsekvenser for arbeidsstyrken når man måler den i personer. De ulike alternativ sammenlignes både innbyrdes og med referansealternativet. Sammenligningene gjøres for såvel nivå tall som for visse typer fordelingstall. En del bakgrunnsopplysninger og informasjon av teknisk art er plassert i avsnitt 3.3.3, som det henvises til når det er aktuelt.

### 3.3.1. Forlenging av trender 1976-1984

Dokumentasjon av forutsetninger i dette kapittelet kan fortone seg som en dobbelpresentasjon av konklusjonene fra analysene i kapittel 4.1, ettersom forutsetningene bygger nokså direkte på disse grunnlagsanalysene. Vi anser derfor kapittel 4.1 som dokumentasjon av forutsetninger til arbeidstidsmodellen (utover de forutsetninger som ligger i befolknings- og yrkesdeltakingsdelen) og konsentrerer nå oppmerksomheten mot resultater. Søkelyset rettes altså mot konsekvenser av å føre trender i befolkningsutvikling, utvikling i yrkesaktivitet og arbeidstidsutvikling videre fram.

Sammenlignet med endringer i befolkningsgrunnlag og i yrkesdeltaking er de fleste av trend-forutsetningene for arbeidstidsmønsteret lite dramatiske. Det betyr at veksten i total timeverksmengde avviker lite fra veksten i total arbeidsstyrke. Tabell 3.2. gir en grov oversikt over framskrevet timeverkstilgang pr. uke etter trend-alternativet.

Tabell 3.2. Tilgang av timeverk pr. uke trendframskrevet. Millioner.

Utvalgte år

År	Totalt	Menn	Kvinner
1984	65.69	43.06	22.63
1985	66.45	43.21	23.24
1986	67.29	43.43	23.86
1987	68.07	43.63	24.44
1988	68.84	43.85	24.99
1989	69.59	44.09	25.50
1990	70.30	44.32	25.98
1995	73.35	45.53	27.82
2000	75.52	46.58	28.94
2005	77.00	47.25	29.75
2010	77.56	47.34	30.22
2015	77.19	46.90	30.29
2020	76.26	46.21	30.05
2025	74.60	45.13	29.47
2030	72.49	43.73	28.76
2035	70.12	42.21	27.91
2040	68.00	40.91	27.09

Arbeidsstyrken målt i personer når sitt maksimum i år 2012-2013, timeverkstilgangen i år 2010 det vil si omtrent samtidig. Framskyndingen er et resultat av den reduserte timeverksinnsats som ligger i trend-forutsetningene, men disse har i så måte altså bare moderat effekt. Men som vi skal se nedenfor er det store ulikheter mellom kjønn. Bl.a. viser beregningene at timer tilbudt fra menn stagnerer 5-10 år før tilbudet fra kvinner stopper å øke. Selv om timeverkstilgangen går ned på lang sikt vil den ikke synke lavere enn dagens "lave" nivå innen år 2040. Tilgangen fra menn alene vil etter trenden imidlertid bli lavere enn den er idag.

Med den trend-utvikling i arbeidstidsmønster vi har hatt i de senere år, ser det ut til at hovedtrekkene ved utviklingen er felles for arbeidskraftstilgangen målt i personer og i timeverk. Uten nye arbeidstidsreformer svekkes altså tilgangen lite når vi legger arbeidstidsmål til grunn for vurderingene.

Vi skal nå se på endringer i sammensetning i arbeidskraftstilgangen på lang sikt for noen persongrupper. Vi skal se på kvinneandelen, andelen med mer enn 12 års utdanning og andelen i arbeidsstyrkens sentrale aldersgruppe, 30-59 år, tabell 3.3. Tallene vises for befolkningen i alder 16-74 år og for trendframskrevet arbeidsstyrke og timeverksmengde for årene 1984, 2000 og 2040.

Tabell 3.3. Fordelingsmål i befolkning 16-74 år, arbeidsstyrke og timeverksmengde i 1984 og ved trendframskriving, år 2000 og 2040

	Prosent kvinner			Prosent med mer enn 12 års utdanning			Prosent i alder 30-59 år		
	1984	2000	2040	1984	2000	2040	1984	2000	2040
Befolkning 16-74 år	50.0	49.7	50.1	12.7	20.7	29.9	49.4	58.3	52.6
Arbeidsstyrke	42.9	47.0	48.5	16.9	24.7	32.0	60.8	67.8	63.3
Timeverksmengde	34.5	38.3	39.8	18.1	26.1	32.4	62.4	70.3	66.7

Først kan vi merke oss at av alle arbeidskraftsframskrivingene som er laget hittil, er det denne som på lang sikt peker klarest mot "likestilling" mellom kjønn. Vi får riktignok forskjellige bilder av tilgangsfordelingen etter kjønn avhengig om vi legger personer eller timeverk til grunn. Trendene viser at det er den økte yrkesdeltakingen blant kvinner som gir bidrag til økt prosentandel og at økingen dempes litt av trendene i arbeidstidsutviklingen. Vi ser også at denne utviklingen nærmest har konvergert allerede innen år 2000. Litt av den moderate utviklingen videre fram mot år 2040 skyldes også høyere kvinneandel i befolkningen i alder 16-74 år. En langsiktig konsekvens av dagens utvikling i yrkesdeltakingsmønster er altså at 48.5 prosent av arbeidsstyrken etter hvert vil være kvinner og at ca. 40 prosent av timeverkstilgangen vil skrive seg fra disse. Vi bør legge til at under disse overfladiske tall for likestilling i arbeidslivet kan det ligge store forskjeller mht. arbeidsinnhold. Om endring i fordeling også kan medføre endring i innhold sier framskrivingen ingenting om, utover den forbedring vi påpeker skjer i utdanningssammensetningen i det videre. Grundige drøftinger av historisk utvikling i et likestillingsperspektiv, er imidlertid å finne både hos

Ellingsæter og Iversen (1984), og Foss og Rangnes (1985).

Vi ser nå på andelen med mer enn 12 års utdanning. Siden høyutdannete har høyere yrkesfrekvenser enn andre finner vi at andelen i arbeidsstyrken i 1984 er vel fire prosentpoeng høyere enn i befolkningen. Tilsvarende, siden høyutdannete har lengre arbeidstid og mindre deltid enn de andre, er andelen av timeverkene noe høyere enn andelen i arbeidsstyrken. Vi ser den er vel ett prosentpoeng høyere. Fram mot år 2000 øker andelen i befolkningen med høy utdanning betydelig. Arbeidsstyrken og timeverkmengden øker også, men ikke mer enn det som skyldes at utdanningssammensetningen i befolkningen endres. Etter forutsetningene i modellen er det altså ikke grunn til å tro at personer med mer enn 12 års utdanning i enda større grad enn idag vil søke mot arbeidsstyrken eller at de forholdsmessig vil arbeide mer enn andre. Ser vi helt fram mot år 2040, forsterkes bildet av dette perspektivet. Andelen med mer enn 12 års utdanning i befolkningen har da økt opp mot 30 prosent. Arbeidsstyrken består nå i sin helhet av kohorter som har fått sin utdanning i framskrivingsperioden. Tallene for år 2040 representerer derfor et konvergenivå for hva dagens utdanningsmønster vil føre til ved uendret utvikling videre (konstante overgangsrater i utdanningsmodellen).

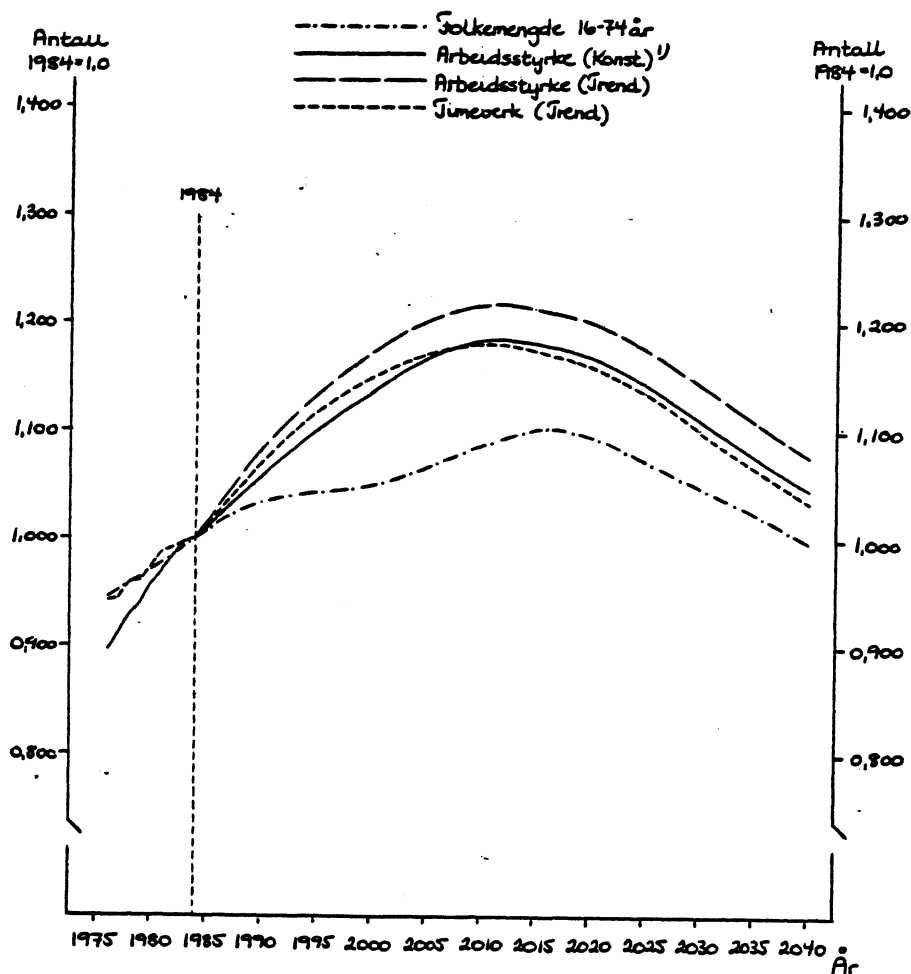
Lignende overveielser kan gjøres for alder. Vi har tatt for oss aldersgruppen 30-59 år, som er den delen av de arbeidsaktive som både har vært arbeidsaktive en stund og som fortsatt vil være det. Denne aldersgruppen utgjør derfor den stabile delen av arbeidsstyrken. Av samme årsak som for høy utdanning ser vi at andelen timeverk tilbudt fra gruppen er større enn andelen personer i arbeidsstyrken som igjen er større enn andelen i befolkningen. Spesielt den siste forskjellen er stor i 1984, 11 prosentpoeng. Framover mot år 2000 (og litt lenger) øker denne stabile gruppen relativt i befolkningen. Økningen er så sterk at andelen av tilsvarende arbeidsstyrke og timeverkmengden relativt sett ikke kan øke tilsvarende. Det er imidlertid befolkningsutviklingen som dominerer utviklingen også her. Vi ser fram mot år 2040, når andelen i befolkningen igjen har gått ned, at også andelen for arbeidsstyrke og timeverk da svinger tilbake. Det er imidlertid en svak tendens til at timeverkmengden fra denne aldersgruppen relativt sett vil øke litt, ettersom differansen i prosentpoeng mellom andel timeverk og andel personer i arbeidsstyrken øker fra ca. 2 til ca. 3.5 prosentpoeng på lang sikt. Dette er et langtidsperspektiv, direkte framkommet ved forlenging av utvikling av befolknings-, yrkesdeltakings- og arbeidstidsmønster. Vi ser virkningen blir sterkt dominert av svingningene i befolkningsutviklingen.

Vi skal nå vise en oversikt over langtidsutviklinger ved arbeidskraftstilgangen. I figur 3.3 a-c vises endring i befolkningen 16-74

år, arbeidsstyrken etter trend- og konstantalternativet og timeverkstilgangen, målt med samme skala. Nivået for 1984 er satt lik 1 for alle enheter. I tillegg til å representere ulike tolkninger av arbeidskraftstilbudet viser figurene hvordan endringene i tilgangen kan dekomponeres i fire endringsfaktorer. Figurene viser utviklingen totalt og for hvert kjønn.

Vi starter med å kommentere utviklingen for kvinner (figur 3.3.c), som med sine markerte endringstrekk klart demonstrerer hvordan

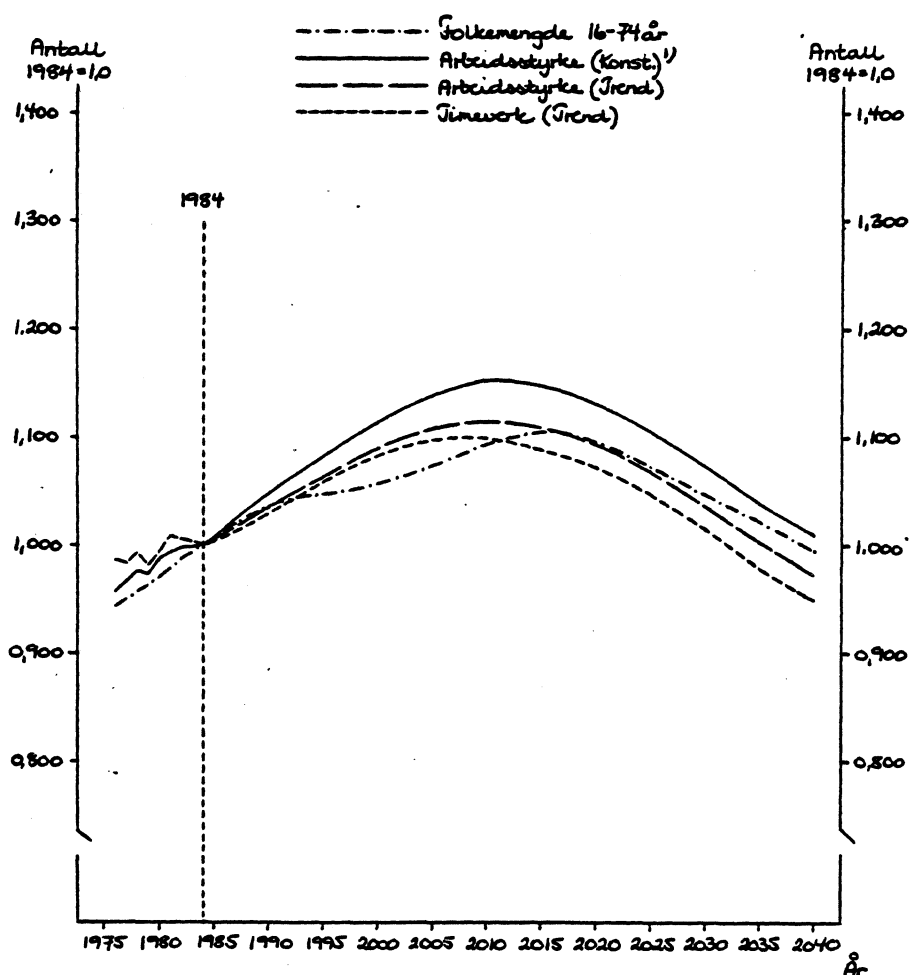
Figur 3.3 a Befolkning 16-74 år, arbeidsstyrke og timeverksmengde. Totalt. Registrert 1976-1984. Framskrevet 1984-2040.



<sup>1)</sup> Utviklingen etter år 2010 er ikke basert på MATAUK direkte

faktorene befolkningsutvikling (endringer i både vekst og sammensetning), yrkesdeltakingsutvikling og arbeidstids- og deltidsutvikling gir bidrag til endringene i timeverkstilgangen. For enkelhets skyld tar vi for oss tidspunktet når arbeidskraftstilgangen etter beregningene vil være på sitt høyeste, 2010-2015. Vi ser da at tallet på folkekemengden i alder 16-74 år vil være snaut 10 prosent høyere enn det var i 1984, mens tallet på personer i arbeidsstyrken etter konstant-alternativet vil være 20-25 prosent høyere. Figuren viser da at av disse 20-25 prosent forklares snaut 10 av at folkekemengden øker og det resterende av endringer i befolknings-sammensetningen, dvs av endret aldersstruktur og styrket utdanning. Som vi

Figur 3.3 b Befolkning 16-74 år, arbeidsstyrke og timeverksmengde.  
Menn. Registrert 1976-1984. Framskrevet 1984-2040.

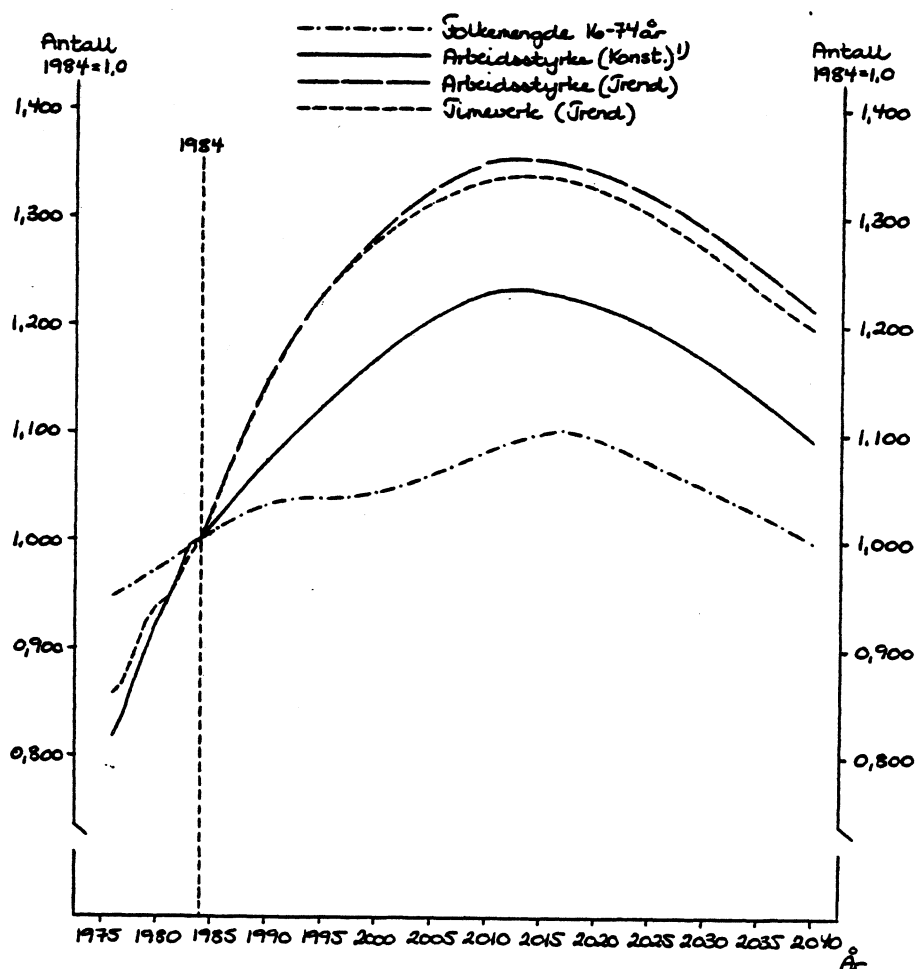


1) Utviklingen etter år 2010 er ikke basert på NATAUK direkte



har vært inne på tidligere betyr ikke endringene i ekteskadelig status så mye, idet yrkesaktiviteten for kvinner etter hvert er i ferd med å bli nokså uavhengig av ekteskadelig status. Av figuren ser vi videre at arbeidsstyrken etter trend-alternativet omtrent vil være 35 prosent høyere enn i 1984. Økningen fra 20-25 prosent til 35 prosent forklares ved trend-forlenget øking i yrkesdeltakingen. Timeverkstilgangen i 2010-2015 ser vi ligger i underkant av arbeidsstyrken etter trendalternativet, 30-35 prosent over nivået i 1984. Reduksjonen i forhold til arbeidsstyrken forklares da av de trend-baserte endringene i arbeidstids- og deltidsmonster. Som vi ser betyr disse svake trendene lite for arbeidskraftstilgangen fra kvinner. Tilsvarende overveielser kan gjøres for ulike delperioder. F.eks. ser vi at

Figur 3.3 c Befolkning 16-74 år, arbeidsstyrke og timeverksmengde. Kvinner. Registrert 1976-1984. Framskrevet 1984-2040.



1) Utviklingen etter år 2010 er ikke basert på MATAUK direkte

endringene i befolkningssammensetningen relativt sett har sin sterkeste betydning for arbeidskraftstilgangen fra kvinner i perioden rundt år 2000. Egenskaper ved alderssammensetningen i befolkning fører til at veksten i tallet på personer i arbeidsdyktig alder da blir lav.

Den tilsvarende figuren for menn har et annet preg. Arbeidsstyrken etter konstant-alternativet representerer maksimaltilgangen, og har et nivå i år 2010 på omtrent 15 prosent høyere enn i 1984. Grunnen til at denne effekten er svakere for menn enn for kvinner er at yrkesdeltakingen for menn varierer mindre mellom grupper. Fra nivået på 15 prosent faller tilgangen ned til 12 prosent hvis vi tar hensyn til mennenes svake negative trender i yrkesdeltakingsutviklingen, og videre ned til 10 prosent hvis vi tar hensyn til de enda svakere trendene i arbeidstidsreduksjonene. Vi ser også at de negative trendene fører til at arbeidskraftstilgangen etter år 2020 blir lavere enn det ren vekst i folkemengden tilsier at det kunne bli.

Figuren for menn og kvinner viser resultatene av de to ulike utviklingene vi så for hvert kjønn. Trend-alternativet representerer maksimaltilgangen, kvinnenes øking dominerer over mennenes stagnasjon i yrkesdeltakingen. Spesielt ser vi at endringene i timeverkstilgangen og endringene i tallet på personer i arbeidsstyrken etter konstantalternativet blir relativt likt gjennom store deler av perioden. Kjønnssammensetningen bak disse to utviklingene er som vi har sett svært forskjellige. Hvis vi bare oppfatter tilgangen som motstykker til arbeidsplasser, er det likevel interessant at totaltilgangen omtrent blir upåvirket av om vi holder dagens yrkesdeltakings- og arbeidstidsmønster fast eller om vi forlenger trendene vi observerer. Av hensyn til omstillingsproblemer er det imidlertid viktig å være opptatt av sammensetning og fordeling i arbeidskraftstilgangen.

I en artikkel av Ljones og Sørli (1985b), behandles arbeidsstyrkens forsørgelsesbyrde i årene framover. De overveielser som er gjort er basert på tall for arbeidsstyrken målt i personer. I artikkelen er det stilt et forbehold om at konklusjonen, som viser en svært gunstig utvikling i forsørgelsesbyrden til langt ut på 2000-tallet, kan måtte justeres hvis man la timeverk til grunn for analysene. I det materialet som nå er presentert ligger det data for slike beregninger, og artikkelen skisserer en enkel metode for å justere artikkelens resultater. Uten å ha sett mye på det, vil vi tro at med så moderate trend-endringer som vi har funnet her, kan neppe konklusjonene i artikkelen rokkes mye. Hvis det derimot legges helt andre forutsetninger til grunn for arbeidstidsutviklingen enn trendforlenging, bør nok konklusjonene sjekkes. Vi skal i neste avsnitt se på en del slike andre forutsetninger ved å studere konsekvenser av noen tenkte arbeidstidsreformer.

### 3.3.2. Innføring av ulike arbeidstidsreformer

#### 3.3.2.1. Innledning

Utformingen av deltidsmodellen i MATAUK har delvis skjedd på oppdrag for det regjeringsnedsatte Arbeidstidsutvalget. Utvalget ønsket å bruke modellen til å belyse virkninger av ulike arbeidstidsreformer, konsentrert til fire hovedstrategier:

- A. Arbeidstidsforkortelser i form av redusert normalarbeidstid
- P. Fleksibel pensjonsalder
- S. Utvidet svangerskapspermisjon med lønn
- F. Lenger ferie med lønn

Et spørsmål er hvor godt MATAUK med sine begrensninger og tolkingsproblemer egner seg for reformstudier av denne type. Svaret på det avhenger av hvilken strategi vi ser på. Siden det i AKU ikke spørres om normalarbeidstid, har vi valgt å bruke variabelen ukentlig arbeidstid i modellen på en slik måte at f.eks. "6-timers-dagen" kan settes inn som en forutsetning. Utover det må vi ta hensyn til deltid og lage en fortolkning av overtidsbegrepet i AKU. Innføringen av fleksibel pensjonsalder berører yrkesdeltakingsdelen i modellen. Forutsetninger i form av eksogene uttaksprosjenter (uttak av mer-pensjon) bygges nokså enkelt inn. Verre er det med strategiene for utvidet ferie og svangerskapspermisjon. Problemet er knyttet til at MATAUK ikke utnytter AKU's spørsmål om fraværsårsak. Ingen variable i modellen kan dermed indikere ferie- eller svangerskapsfravær. Mht. ferie kompliseres problemet ytterligere ved at ferieuttaket ikke tas jevnt ut over året og at AKU's fire intervjuer ikke er "representative for et ferieår". De fleste problemer har vi likevel løst ved modelltilpasningen uten at vi har fått vesentlig flere tolkingsproblemer å stri med enn det vi hadde fra før. De detaljerte utformingene gis i avsnitt 3.3.2.2.

Relatert til blokk-strukturen i MATAUK er reformstrategiene bygget inn slik at underblokker i arbeidstidsmodellen skiftes ut etter tur. Billedlig talt kan vi si at det til modellen er knyttet 4 "kassetter", en "arbeidstidskasett", en "pensjonsalderskasett", en "kasett for svangerskapspermisjoner" og en "feriekasett", som avløser en tilsvarende del i den mer generelle og standardiserte trend-blokken. I forhold til disse fire reformstrategiene fungerer trend-framskrivingen som referanse-alternativ, hvor mye av virkningen framkommer som kontraster i forhold til denne basis. Det meste av resultatene fra disse beregningene framkommer som forskjeller

og kontraster av denne type.

Beregningene er gjort under to alternative forutsetninger om tempo i gjennomføringen av den enkelte reform. "Kort horisont" betyr at reformen er fullt gjennomført i 1992 og "lang horisont" at den er gjennomført i år 2000. I hvert alternativ gjennomføres reformen gradvis fram mot disse horisontene.

Under presentasjonen i neste avsnitt er det behov for å dokumentere en del stoff av definisjons- og beregningsmessig art. For å lette framstillingen er stoff av denne type plassert i et eget teknisk avsnitt, avsnittet 3.3.3. Henvisninger til dette avsnittet vil bli gitt underveis.

### 3.3.2.2. Oversikt over forutsetningene bak de ulike arbeidstidsreformene

#### A. Arbeidstidsforkortelser i form av redusert normalarbeidstid

Det sentrale har her vært å undersøke forskjellige muligheter for 6-timers arbeidsdag. Ved siden av trend-alternativet er det som referanse-alternativ også laget et alternativ med 35 timers arbeidsuke (6-timers-dagen gir 30 timers arbeidsuke). 6-timers-dagen kan tenkes operasjonalisert på en rekke måter, avhengig av hvilke forutsetninger en gjør om overtid og deltid, eller hvordan man setter skiller mellom yrkesdeltakere i ulike perongrupper. Bl.a. er det i et par alternativ tatt spesielle hensyn til selvstendige yrkesutøvere. Nå er hverken overtidbegrepet eller skillet mellom selvstendige og ansatte yrkesdeltakere eksplisitt bygget inn i MATAUK. Hvordan vi likevel får tatt hensyn til det er forklart i det tekniske avsnitt 3.3.3.

For hver av de to gjennomføringshorisontene er det produsert 6 alternative utforminger av 6-timers-dagen. En oversikt over dem er systematisert i figur 3.4.

En forutsetning som gjelder alle alternativ er at det ikke skjer noen tilvekst til arbeidsstyrken som følge av at reformen innføres. Det er altså marginaleffekten av reformen som studeres. Videre forutsettes det at alt midlertidig fravær er som etter trend-framskrivingen. En tredje forutsetning er at yrkesaktive elever og studenter, dvs. utdanningsgruppe 14, holdes utenfor alle reformer. Blant dem er det pr. definisjon (i AKU) heller ingen arbeidstakere i heltidskategoriene.

Alternativene A3 og A5 representerer to ekstremvarianter for sammensetningen av 6-timers-dagen. I A5 tenker vi oss at alle yrkesdeltakere vil gå over på samme arbeidstid, 6 timer pr. dag, uansett hvilken persongruppe de tilhører og uansett hvilken arbeidstidskategori de var i

(husk at midlertidig fravær forutsettes med samme andeler som før). Dette ekstrem-alternativet definerer full likhet mellom alle grupper og det definerer et rendyrket alternativ for 6-timers-dagen, ettersom det ikke gir rom hverken for deltid eller overtid. Alternativ A3 representerer den andre ytterlighet, ved at alle arbeidstakere reduserer sin arbeidstid proporsjonalt ned til nivået definert av A5. Proporsjonalitetsfaktoren er hhv. 0.814 og 0.817 under kort (1992) og lang (2000) perspektivhorisont. I alternativet skapes det dermed ingen vridninger i timeverksfordelingen mellom persongruppene eller mellom arbeidstidsgruppene. Vi skal i avsnitt 3.3.2.4 vurdere vridningseffekter i de andre alternativene, relativt til de to ytterpunktene som blir definert av alternativene A3 og A5.

Figur 3.4. Oversikt over beregningsalternativ for "6-timers-dagen".  
Arbeidstidendringer i forhold til trend-alternativet.

Alternativ	Deltidsandel	Overtid	Behandling av selvstendige	Merknad
A1	Uendret	Uendret	Som ansatte	Heltidsarbeid er 30 timer pr. uke + overtid
A2	1/4 av yrkesaktive i lang deltid går over til 6-timersdag	Uendret	Som ansatte	Som A1, men med overgang fra deltid til heltid
A3	Uendret, men arbeidstid i kategoriene redusert med en faktor	Redusert med en faktor	Som ansatte	Proporsjonal reduksjon i all arbeidstid, med gjennomsnitt lik 6-timers-dag
A5	Ingen	Ingen	Som ansatte	6-timers-dag for alle, dvs. samme nivå som A3
A6	Uendret	Uendret	Uendret arbeidstid	Som A1, bortsett fra at selvstendige ikke berøres av reformen
A7	1/4 av yrkesaktive i lang deltid går over til 6-timersdag	Uendret	Uendret arbeidstid	Som A6, men med overgang fra deltid til heltid

I forhold til alternativ A1 illustrerer A2 effekten av at 25 % av de yrkesaktive i lang deltid kan komme til å tilpasse seg til 6-timers-dagen når ordningen blir innført. Dette prosent-tallet er valgt med støtte i et resultat fra en svensk spørre-undersøkelse om emnet.

I alternativene A6 og A7 vil vi prøve å måle effekten av å holde selvstendige yrkesutøvere utenfor reformen. Det gjør vi ved å justere gjennomsnittlig arbeidstid i heltidskategoriene slik at de selvstendiges arbeidstid ikke reduseres. Den metodiske framgangsmåten er forklart i teknisk avsnitt 3.3.3.2. Forskjellen mellom alternativene A6 og A7 er forøvrig den samme som mellom alternativene A1 og A2.

Hjelpe-alternativet A8 beregner utviklingen i en 35-timers-uke. Alternativet er analogt med A7 med hensyn til behandling av deltid, overtid og behandling av selvstendige, men altså med den forskjell at 30-timers-uke er byttet ut med 35-timers-uke.

#### P. Fleksibel pensjonsalder

Vi har her regnet med tre alternativ - P1, P2 og P3 - hvor vi forutsetter at 60 år er innført som lavest mulig pensjonsalder når reformen er fullt gjennomført, dvs i 1992 (kort horisont) og i år 2000 (lang horisont). Reformen innføres gradvis mot disse horisontene fom. 1986, ved at to og to kohorter i nødvendig antall mellomliggende år blir pensjonert samtidig. Arbeidstidsutvalgets delutredning (1985) definerer et "lavt uttak" og et "høyt uttak" blant de yrkesaktive, og vi forutsetter at fleksibelt pensjonsalderuttak vil ligge mellom disse grensene. Tabell 3.9 i teknisk avsnitt 3.3.3.3. gjengir disse uttaksprosentene. De tre alternativene er enkelt utformet på grunnlag av disse:

- P1. Uttaksprosentene endres gradvis fra "lavt uttak" til "høyt uttak" i løpet av perioden 1986-2010.
- P2. Minimumsalternativ ved at det forutsettes "lavt uttak" gjennom hele perioden
- P3. Maksimumsalternativ ved at det forutsettes "høyt uttak" gjennom hele perioden

Alternativene P2 og P3 representerer ytterpunkter for mulige utviklinger, gitt den forutsatte reduksjonstakt i pensjonsalderen.

Til forskjell fra alternativene under A impliserer forutsetningene at også arbeidsstyrken, målt i personer, blir påvirket av reformen. Vi skal imidlertid ikke kommentere resultater i forbindelse med det, men knytte alle resultater her til timeverksbetraktninger.

Vi bør gi en generell kommentar til de forutsetningene vi bruker. Mer realistisk forutsatt ville det kanskje vært, i tillegg til

alder, også å selektere uttaksprosentene etter utdanning og arbeidstidskategori. Den omtalte "pensjonistseleksjonseffekten" i aldrene over 66 år, som trend-alternativet peker ut, kan tyde på at det er en slik seleksjon. Hvis vi hadde tatt hensyn til dette i forutsetningene, ville vi fått forskjøvet denne effekten nedover langs aldersskalaen, med det resultat at arbeidsstyrken for personer over 59 år ville gjennomsnittlig hatt høyere utdanning og arbeidet gjennomsnittlig mer enn hva trend-alternativet framskriver. Med våre enkle forutsetninger får vi ikke belyst slike effekter, men må nøye oss med å kopiere trendframskrivingens fordeling på disse punktene.

### S. Utvidet svangerskapspermisjon med lønn

Her har vi beregnet tre alternativ. Felles for dem er at det forutsettes en ordning med ett års svangerskapspermisjon etter fødselen, pluss at det kan tas ut 3 ukers permisjon i svangerskapstiden. Samlet permisjonstid blir da 55 uker, mot dagens ordning på 18. Tilleggsukene tenker vi oss kan tas ut på følgende måter:

- S1. Alle 37 uker tas ut av kvinner
- Felles for S2 og S3:

Samlet permisjon deles likt mellom mødre og fedre. Vi antar at det kun er kvinner som idag tar permisjon og at det er kvinnene som tar ut de tre ukene før fødselen. Dermed deler kvinner og menn tilleggspermisjonen mellom seg med 11 uker på kvinnen og 26 uker på mannen.

For S2: Kun mødre som er medlem av arbeidsstyrken kvalifiserer for permisjon til faren.

For S3: Alle fedre i arbeidsstyrken kvalifiserer for permisjon, uavhengig om moren er yrkesaktiv eller ikke

Vi har visse tolkingsproblemer forbundet med disse alternativene. De er knyttet til bruken av AKU og til usikkerhet om vi kan rubrisere permisjonen som midlertidig fravær eller avgang fra arbeidsstyrken. Sammen med en teknisk beskrivelse av hvordan variasjonene i fødselstall er ivare tatt, er dette mer inngående drøftet i avsnitt 3.3.3.4.

## F. Lenger ferie med lønn

Det er foreslått to alternativ for utvidet ferie, figur 3.5 skisserer hvor-

Figur 3.5. Oversikt over  
alternativ F1 og F2.

Alternativ	Antall tilleggsuker	
	Perspektivhorisont	
	1992	2000
F1	1 uke	2 uker
F2	2 uker	4 uker

dan de virker. Bruk av perspektivhorisont fungerer annerledes for ferie-alternativene enn for de tre andre temaene idet ingen av ordningene antas å være fullt gjennomført i 1992. For ferie-beregningene har vi tolkingsproblemer av samme type som ved beregningene av svangerskapspermisjonene.

Nærmere presisering av disse, sammen med teknisk løsning, finnes i avsnitt 3.3.3.5. Dataproblemene i forbindelse med svangerskaps- og feriealternativene er omtrent identiske. Løsningsmetodene i avsnittene 3.3.3.4 og 3.3.3.5 er derfor to anvendelser av samme metode.

Nok et fellestrekk mellom S-alternativ og F-alternativ (ikke uavhengig av problemene nevnt over) har vi ved at arbeidstidsreduksjonene måles i uker pr. år. Siden enheten ellers er timer pr. uke har vi behov for en omregningsmetode. Vi regner da at netto-tallet, før reduksjon i form av tilleggsferie eller tilleggspermisjon tas ut, er 46 uker pr. år, og at tillegget tas ut i henhold til ukentlig arbeidstid gjeldende for den persongruppe ferien/permisjonen tilfaller.

### 3.3.2.3. Nivåforskjeller i timeverksvolum som følge av de ulike arbeidstidsreformene

#### Perspektiv mot år 2000.

Vi skal i dette og i neste underavsnitt presentere resultater fra beregningene av de ulike arbeidstidsreformene. Vi starter med å se på nivå-tall for timeverkstilgang relatert til de to perspektivhorisonter Arbeidstidsutvalget har definert, dvs årene 1992 og 2000. Som vi tidligere har sagt, lar vi trendalternativet representere en referanse for de vurderingene som gjøres. I tillegg til trendalternativet har vi også produsert et såkalt "frys-alternativ", hvor vi på basis av trendframskrevet arbeidsstyrke forutsetter konstante arbeidstidsfordelinger og gjennomsnittlige arbeidstider. Siden dette baserer seg på trender i yrkesdeltakingen, blir det ikke et konstant-alternativ i den forstand uttrykket tidligere er brukt. Sammenlignet med trend-alternativet (trender også for timeverks-



mengden) viser et sånt "frys-alternativ" ren-effekten av å forlenge faste arbeidstidsfordelinger og arbeidstider. I det videre kaller vi dette alternativet T0.

Tabell 3.4 viser timeverkstilgangen i alle de alternativ som er produsert, i absolutt-tall og relativt til trend-alternativet. Ikke alle alternativene er produsert for den korte horisonten, av pensjonsalder<sup>2</sup>-alternativene er det bare P1, og som vi har nevnt er ferie-alternativene utformet på en slik måte at reformen bare delvis er innført innen 1992. I tabellen er alternativene ordnet etter nivå-tallenes størrelse i år 2000, da alle tall for dette året blir fullt sammenlignbare ved at reformene da er innført.

Tabell 3.4. Timeverk pr. uke under ulike forutsetninger om arbeidstids-reformer. Absolutte tall (millioner timer pr. uke) og relative tall i forhold til referanse-alternativet. To perspektivhorisonter, 1992 og 2000. Referanse-alternativet = 100.

Alternativ	Gjennomføringsår 1992		Gjennomføringsår 2000	
	Absolutt	Relativt	Absolutt	Relativt
T0	72.54	101.2	77.11	102.1
Trend	71.66	100.	75.52	100.
S1	70.74	98.7	74.62	98.8
S2	70.51	98.4	74.40	98.5
S3	70.33	98.1	74.19	98.2
P2	.....	.....	73.96	97.9
P1	69.55	97.1	73.08	96.8
F1	70.41	98.3 *)	72.56	96.1
P3	.....	.....	72.49	96.0
A8	66.67	93.0	70.82	93.8
F2	68.85	96.1 *)	69.28	91.7
A3 og A5	59.43	82.9	62.96	83.4
A7	58.55	81.7	62.18	82.3
A2	58.31	81.4	61.95	82.0
A6	57.87	80.8	61.47	81.4
A1	57.65	80.4	61.26	81.1

\*) Ferie-reformene er bare halvveis innført i 1992

Vi ser at for alle alternativene er forholdet til trend-referansen av samme størrelsesorden under de to perspektivhorisontene. Vi registrerer at alle alternativene med unntak av pensjonsalder-alternativet P1 tenderer mot lavere relative avvik i forhold til referansebanen i år 2000 enn i 1992. Vi skal etterpå se på langsiktige tendenser av denne type fram mot år 2040, men skal først gi noen kommentarer til beregningene knyttet til horisonten år 2000.

De 17 alternativene tabell 3.4 inneholder er rangert synkende etter resultatet i år 2000. Ut fra det peker det seg ut fire grupper av alternativ, som i stor grad er sammenfallende med de fire typer av reformer vi studerer.

Første del utgjøres av de trend-alternativet, "frys-alternativet" T0 og de tre alternativene for ett års svangerskapspermisjon. Vi ser at fastfrysing av dagens arbeidstidsmønster, sett i forhold til trendforlenging, ikke skaper større avvik enn 2 prosent i år 2000, og at utvidelse til ett års svangerskapspermisjon faktisk betyr enda mindre, nesten uansett hvordan vi fastlegger betingelsene. Her er det interessant for oss å registrere at sammenlignet med de andre reformene er resultatet relativt ufølsomt mhp. forutsetningene. Nettopp til denne reformen ble forutsetningene nokså inngående drøftet på forhånd. Et konsentrat av den diskusjonen er gitt i det tekniske avsnitt 3.3.3.4. Sammenlignet med de andre reformene spiller det altså liten rolle hvordan de 52 ukene fordeles mellom kvinner og menn, hvor mange som skal kvalifisere til permisjon, hvordan fødselsratene bør estimeres osv. En vurdering av S-alternativene mot hverandre viser likevel at avviket fra referansen i alternativet hvor alle fedre i arbeidsstyrken får 26 ukers permisjon, S3, er ca. 50 prosent større enn etter det rene "mødre-alternativ" S1.

Annen gruppe av alternativ omfatter pensjonsaldersalternativene. Mellom dem finner vi også ferie-alternativet F1, hvor det er forutsatt 2 ukers tilleggsferie. Disse alternativene avviker fra 2 til 4 prosent fra referansen. Siden alternativene P2 og P3 er ytterpunkter i antatt uttaksfleksibilitet, får vi demonstrert at pensjonsaldernedsettelse ikke nødvendigvis vil føre til stor avskalling av arbeidsstyrken før år 2000. De årskull som omfattes av ordningen i nettopp år 2000 er imidlertid små, det gjelder kullene født i årene 1934-1940. Det radikale ytterpunktet ser vi at omtrent er å sammenligne med 2 ukers ekstra ferie, alternativ F1. Etter år 2000 kommer det større årskull inn i pensjonsaldersgruppene, slik at avviket fra referansen da blir større.

Tredje gruppe er interessant, idet den viser hva en 35-timers arbeidsuke betyr i forhold til de andre reformene. Et avvik fra referansen på 6-7 prosent virker selvfølgelig moderat sammenlignet med 6-timers-dagen. Med et avvik liggende omtrent midt mellom avvikene for de to ferie-alternativene kan 35-timers-ukene oppfattes som omtrent ekvivalent med 3 ukers ekstra ferie i år 2000.

Den fjerde gruppen, ulike utforminger av 6-timers-dagen, befinner seg 16-19 prosent under referansen. Effekten av å se bort fra deltid og overtid utgjør ikke mer enn fra 2 til 2.5 prosentpoeng av dette (forskjellen mellom A3 og A5 på den ene siden mot A1 på den annen). Alternativ

A1, som hverken forutsetter overgang fra deltid til heltid eller at de selvstendige yrkesutøverne holdes utenfor reformen, er det alternativ som gir lavest timeverkstilgang. Men av de andre alternativene (A2, A6 og A7) ser vi at de to nevnte forutsetninger bare gir marginale avvik i forhold til dette. Av forskjellene kan vi lese at overgang for hver fjerde person fra lang deltid til 6-timers-dag reduserer avviket med knapt ett prosentpoeng, mens effekten av å holde de selvstendige utenfor reformen er enda mindre, bare tre promille-poeng.

I denne publikasjonen fokuserer vi lite på utdanningssammensetningen i arbeidsstyrken, Sørli (1985a) behandler det mer inngående. Vi tar likevel med en tabell her, som for noen av arbeidstidsreformene viser virkningen for et disaggregert sett (22 grupper) av modellens 35 utdanningsgrupper for personer med fullført utdanning, tabell 3.5. Utdanningsgruppene er altså disaggregater av de 14 gruppene i figur 1.1, altså en kryss-sammensetning etter klassetrinn og fagfelt. Siden alle reformer er forutsatt uavhengig av utdanning (med unntak av at vi har tatt hensyn til at andelen selvstendige yrkesutøvere varierer mellom utdanningsretningene), blir tabell 3.5 en ren virkningstabell.

Foruten timeverkstilgangen i år 2000 etter referansebanen viser tabellen det prosentvise timeverksbortfallet i forhold til dette etter reformalternativene. Feriealternativene er ikke tatt med, da bortfallet i F1 og F2 blir det samme for alle utdanningsgrupper, hhv. 3.9 og 8.3 prosent. Til sammenligning har vi i tabellen også tatt med tall for veksten fra 1984 til år 2000 etter referansealternativet.

Tallet på yrkesaktive med 9 års utdanning eller mindre (gruppe 1) blir ventelig mer enn halvert innen år 2000. Det skyldes at de eldre er overrepresentert innen gruppen, hvilket også kommer til syne som overproporsjonalt timeverksbortfall i reformene med nedsatt pensjonsalder. Også for utdanningsgruppe 2, videregående skole med alment fagfelt (tidligere gymnas), kan vi vente svak nedgang. De øvrige utdanningsgruppene vil øke.

Redusert normalarbeidstid, alternativene A7 og A8, vil i særlig grad redusere tilgangen innen fagene industri, håndverk og teknikk. Årsaken er at vi idag finner de høyeste gjennomsnittlige arbeidstider i dette fagfeltet. I tillegg skyldes det at en overveiende del (88 prosent i år 2000) av de yrkesaktive er menn. For gruppe 11 (sivilingeniører, arkitekter, cand.real. o.l.) vil innføringen av 6 timers dag legge beslag på drøyt 3/4 av den forventede timeverksvekst i arbeidskraftstilgangen over perioden 1984-2000 (når vi måler 1984-tallet og bortfallet i prosent av referansetallet for år 2000).

Tabell 3.5. Beregnet virkning av ulike arbeidstidsreformer for tilgangen av arbeidskraft med forskjellig utdanning. År 2000

Høyeste fullførte utdanning (klassesertrinn)	Referansealternativet		Timeverksbortfall (prosent av referansebanen)					
	Mill. timeverk pr. uke	Prosent vekst fra 1984	S1	S2	P2	P3	A7	A8
Alle utdanninger	75.52 1)	15.0	1.2	1.5	2.1	4.0	17.7	6.2
<u>ALMENFAG</u>								
1. 7- 9 år	8.52	- 51.3	0.5	0.7	4.7	8.9	15.3	4.0
2. 10-12 år	8.90	- 2.9	1.5	1.3	2.4	4.5	16.4	4.9
<u>HUMANIORA, ESTETIKK OG UNDERVISNING</u>								
3. 10-12 år	0.99	113.6	4.3	1.7	1.0	1.9	16.6	5.2
4. 13-16 år	5.62	78.7	1.8	1.2	1.8	3.5	15.9	4.5
5. 17-20 år	0.66	64.7	0.5	0.9	2.2	4.6	17.3	5.7
<u>ADMINISTRASJON OG ØKONOMI</u>								
6. 10-12 år	10.52	50.9	1.8	1.3	1.8	3.5	16.5	4.8
7. 13-16 år	3.88	95.0	1.8	1.6	1.3	2.6	19.1	7.3
8. 17-20 år	0.67	45.4	0.5	1.2	1.5	3.1	19.6	7.8
<u>INDUSTRI, HÅNDVERK OG TEKNIKK</u>								
9. 10-12 år	15.83	50.6	0.3	2.2	1.1	2.2	21.5	9.6
10. 13-16 år	3.47	59.5	0.6	2.1	1.7	3.3	21.6	9.6
11. 17-20 år	1.56	37.6	0.5	1.5	2.2	4.6	21.2	9.2
<u>SAMFERDSEL</u>								
12. 10-12 år	1.44	0.0	0.3	4.2	2.3	4.9	18.9	7.7
13. 13-16 år	0.52	21.1	0.1	1.9	2.3	4.6	19.7	8.6
<u>HELSE</u>								
14. 10-12 år	2.01	80.9	2.7	0.9	2.1	4.0	14.1	2.6
15. 13-16 år	2.05	70.8	2.5	1.1	1.9	3.6	15.0	3.5
16. 17-20 år	0.83	37.7	1.0	1.2	2.7	5.4	18.0	7.0
<u>JORDBRUK, SKOGBRUK OG FISKE</u>								
17. 10-12 år	2.39	13.6	0.5	2.0	2.3	4.6	17.9	7.5
18. 13-16 år	0.01	13.6	0.0	2.4	1.6	4.0	18.3	8.1
19. 17-20 år	0.21	34.7	0.6	1.7	2.2	4.4	17.5	7.2
<u>TJENESTEYTING OG FORSVAR</u>								
20. 10-12 år	3.80	17.5	1.9	1.3	2.1	3.9	15.7	4.5
21. 13-16 år	0.19	55.3	0.1	2.7	1.1	2.2	21.2	9.7
22. 17-20 år	0.06	37.2	0.0	0.5	3.3	6.6	20.0	8.4

1) Inkl. 1.40 mill. timeverk som gjelder personer under utdanning eller som har uoppgitt utdanning

For personer med helseutdanning på lavere og midlere nivå (gruppe 14 og 15) vil redusert normalarbeidstid få mer avdempede virkninger. Gruppen inkluderer bl.a. sykepleiere, hjelpepleiere, vernepleiere, barnepleiere, farmasiutdannete og fysioterapeuter, og har en kvinneandel i

år 2000 på hele 93 prosent. Innslaget av deltidsansatte er stort. Blant leger, tannleger, veterinærer og apotekere (gruppe 16) blir derimot virkningene av normalarbeidstidsuke ventelig litt større enn gjennomsnittlig for alle utdanninger.

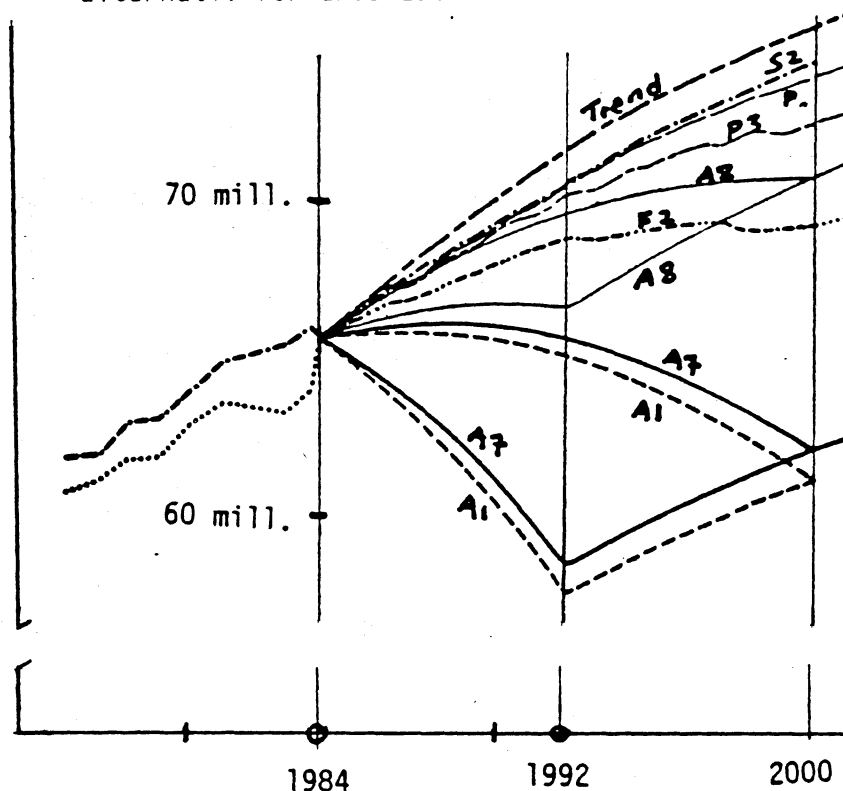
Også for gruppene 21 og 22 vil redusert normalarbeidstid gi forholdsvis store utslag. Dette gjelder i overveiende grad personer med militær utdanning, hvor nesten 99 prosent er menn.

Virkingen av nedsatt pensjonsalder (alternativene P2 og P3) blir sterkest i grupper hvor eldre personer, alder 60 år og over, er overrepresentert. Som nevnt gjelder dette personer med lav utdanning (gruppe 1), men det gjelder også for høyere offiserer (gruppe 22) og for leger, tannleger o.l. (gruppe 16). Vi bør her minne om at uttaket av pensjon er forutsatt uavhengig av utdanning. Avvik fra disse forutsetningene kan forandre dette bildet.

Virkingene av utvidet svangerskapspermisjon vil avhenge av om utvidelsen i første rekke gjelder kvinner eller menn. Under alternativ S1 vil timeverksbortfallet bli størst i kvinnedominerte fag, særlig sykepleiere o.l. (gruppe 14 og 15). Dersom utvidelsen av omsorgspermisjon i vesentlig grad skal tilfalle menn, alternativ S2, vil tilgangen reduseres sterkest innenfor tekniske fag (gruppe 9 og 10), fagene transport (gruppe 12), landbruk og fiske (gruppe 17 og 18) og militære fag (gruppe 21). I enkelte fag vil aldersstrukturen i år 2000 trolig være slik at utvidet rett til svangerskapspermisjon bare vil få lite utslag. Det ser ut til at dette sterkest gjelder filologer, lektorer og pedagoger (gruppe 5). Dette kan imidlertid være en kohort-effekt, og vi kan da ikke anta at bildet bevares om vi ser på andre år enn år 2000.

Figur 3.6.a viser de utviklingen i timeverkstilgang etter AKU 1976-1984 og noen av de beregnede banene fram til år 2000. Den underste av de to kurvene fram til 1984 viser AKU's tall for utførte timeverk. Den øverste viser beregnet "tilbud", på linje med MATAUK's tilgangsbegrep, medregnet tilbudet fra de arbeidsledige. Vi ser avstanden mellom de to kurvene er størst i 1982-1983, årene når arbeidsledigheten i Norge var på sitt høyeste. For alternativene A1, A7 og A8 er det også inntegnet hvordan banene går når perspektivhorisonten er 1992. F.eks. ser vi at en 35-timersuke (A8) gjennomført innen 1992 ville gitt en temmelig konstant utvikling i timeverksmengden fra 1984 til 1992.

Figur 3.6.a Perspektiver for den totale timeverkstilgang under ulike alternativ for arbeidstidsreformer. 1984-2000.



Perspektiv mot år 2040.

Vi skal nå se på nivåtallsutviklingen fram mot år 2040. Det er bare fem av de sytten alternativene som er beregnet så langt fram, men ut fra forutsetningene kan vi slutte en del om virkningene. Feriealternativene vil etter år 2000 alltid gi de samme relative avvik som i år 2000. Grunnen er at ferieuttaket alltid er proporsjonalt med timeverksvolumet uavhengig av persongrupper og arbeidstidskategorier. Det eneste som kan rokke ved proporsjonalitetsfaktoren (lik 0.917 i alternativ F2) er antall arbeidsuker i året, men det tallet forutsetter vi i disse beregningene ingen endringer i. Svangerskapspermisjonene kan vi også ha en mening om. Etter befolkningsframskrivingene vil tallet på barn som fødes etter år 2000 gå ned. Vi kan derfor anta at timeverksbortfall som følge av utvidelsen her neppe blir større utover i perioden enn det vi beregner for år 2000.

I tillegg til referanse-banen er følgende alternativ beregnet fram til år 2040: "Den mest realistiske 6-timers-dagen" A7, 35-timers-uken A8, og de to ytter-banene av fleksibel pensjonsalder, P2 og P3. I tillegg er banen for ferie-alternativet F2, med sin proporsjonalitet i forhold til trend-banen, kjent. Figur 3.6.b viser banene for alternativene fram til år 2040. (Figur 3.6.a er en forstørret utgave av en del av figur 3.6.b). Det



er forutsatt at de innførte reformer skal gjelde uten nye endringer etter år 2000.

Figur 3.6.b illustrerer at ulike reformalternativ har ulike langsiktige virkninger. Virkningen av pensjonsaldersnedsettelse er i høyere grad enn andre reformer knyttet til størrelse av fødselskull. Siden kullene født mellom 1940 og 1975 er store, sammenlignet med eldre og yngre kull, blir banene i P-alternativene preget av det.

Banen for 35-timers-uken viser til å begynne med betydelig større avvik fra referansebanen enn det radikale P-alternativet (P3), men avviket avtar etter hvert som større kull passerer alderen 60 år. En gang etter år 2005 vil 35-timers-uken bli å sammenligne med en ordning med fleksibel pensjonsalder. Videre utover vil timeverksbortfallet ved 35-timers-uken av årsaker som det redegjøres for nedenfor, relativt sett avta, og en gang nær år 2035 vil dette være identisk med det moderate av de to P-alternativene (P2). Rundt år 2035 begynner årskull av personer i 60-årene (født i 1975 og senere) igjen å avta nokså sterkt, og pensjonsalderbanene får derfor et markert skift i retning av et mer moderat timeverksbortfall i forhold til referansebanen.

En tilleggsferie på 4 uker i året (alternativ F2) er mer radikalt enn pensjonsaldersnedsettelse, uansett når i perioden vi ser. Banen for ferie-alternativet tangeres imidlertid av banen for det radikale P-alternativet (P3) før dette bøyer av i 2035. Dette viser vridningen i alternativ P3 i forhold til referansen direkte, siden ferie-alternativet og trend-alternativet som forklart har den samme relative vekst.

Mens forskjellen mellom P-alternativene og referansen øker fram mot år 2035 er det omvendt for arbeidstids-alternativene, A7 og A8. Gjennom hele perioden etter år 2000 avtar timeverksbortfallet relativt i forhold til referansebanen. Det skyldes først og fremst at timeverksmengden i heltidskategoriene reduseres etter trend-alternativet, mens 6-timers-dagen representerer et alternativ hvor heltidsarbeidstiden er konstant. Dermed skjer det en vridning i forholdet mellom deltid og heltid i A-alternativene, sammenlignet med referansebanen. Vi får et inntrykk av effekten av dette ved igjen å sammenligne med ferie-alternativet F2. 8 ukers totalferie er i år 2000 nesten å sammenligne med 35-timers-uken, mens ferie-alternativet i år 2040 mer framstår som en mellomting mellom 35-timers-uke og 6-timers-dag.

En annen forskjell i utvikling er tidspunktet når timeverkstilgangen etter de ulike alternativ når sine maksima. Figuren viser at mens timeverkstilgangen etter P-alternativene når sitt topp-punkt før tidspunktet for maksimum i referansebanen, kommer topp-punktene for A-alternativene senere enn etter trenden. Ferie-alternativet, som



proporsjonalt følger trendene, når maksimum samtidig med referansealternativet i år 2010. Tabell 3.6 gir anslag for timeverkstilgangen for noen alternativ for perioden 2000-2040.

Tabell 3.6. Framskrevet tilgang på arbeidskraft under ulike reformalternativ 2000-2040. Millioner timeverk pr. uke

Alternativ	2000	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040
Trend	75.52	77.00	77.56	77.19	76.26	74.60	72.49	70.12	68.00
F1	72.56	74.00	74.53	74.18	73.28	71.69	69.66	67.38	65.35
F2	69.28	70.61	71.12	70.78	69.93	68.41	66.47	64.30	62.36
P2	73.96	75.09	75.02	74.51	73.45	71.70	69.40	67.04	65.24
P3	72.49	73.18	72.73	72.17	71.02	69.17	66.74	64.53	63.03
A8	70.82	72.56	73.38	73.21	72.47	71.02	69.09	66.86	64.84
A7	62.18	63.71	64.41	64.25	63.59	62.32	60.63	58.67	56.89

#### 3.3.2.4. Vridninger i timeverksmengdens sammensetning som følge av de ulike arbeidstidsreformene

I dette underavsnittet skal vi se på sammensetningen i timeverksmengden etter personkjennetegn, og på hvordan arbeidstidsreformene påvirker disse. Det finnes selvfølgelig mange problemstillinger vi kunne studere og mange muligheter for valg av detaljeringsgrad innenfor et gitt tema. Her skal vi begrense oss til å kommentere tre problemstillinger, knyttet til indikatorer for kjønn, utdanning og alder. Gjennom kjønnsfordelingen vil vi se på konsekvenser for grad av likestilling, ved utdanningssammensetningen ønsker vi å se på utvikling i høykvalifisert arbeidskraft (formelle kvalifikasjoner) og med en aldersfordeling som mål vil vi til slutt vurdere stabiliteten i arbeidskraftstilgangen (kvalifikasjoner gjennom praksis og erfaring).

Alle sammenligninger er knyttet til året 2000, altså Arbeidstidsutvalgets lange horisont, og vi trekker samtlige 17 alternativ inn i vurderingene. Til gjengjeld nøyer vi oss med en grov-indikator for hver av problemstillingene. Tabell 3.7 viser, foruten absolutt-tall for hvert alternativ, prosentandel i timeverkstilgang fra kvinner, prosentandel i timeverkstilgang fra personer med mer enn 12 års utdanning, og til slutt prosentandel i timeverkstilgang fra personer i alder 30-59 år. Disse indikatorene ble også brukt, da med andre enheter, i tabell 3.3 under omtalen av trend-alternativet i avsnitt 3.3.1. Kommentarene her skal også utnytte informasjon fra denne tabellen.

Alternativene er i tabell 3.7 rangert i synkende rekkefølge etter prosentandelen for kvinner, som er den av indikatorene som varierer mest mellom alternativ.

Først gir vi noen generelle kommentarer. De virkninger vi studerer er både av typen "direkte" og "indirekte" virkninger. Vi har aktivt forutsatt noe om kjønns- og aldersavhengighet mht. svangerskapspermisjoner og pensjonsaldersordninger, men vi har ikke lagt inn noen

Tabell 3.7. Timeverkstilgang pr. uke under ulike forutsetninger om arbeidstidsreformer (mill. timer pr. uke). Andel av timeverksmengde for kvinner, personer med mer enn 12 års utdanning og personer i alder 30-59 år. År 2000.

Alternativ	Absolutt	Prosent kvinner	Prosent med mer enn 12 års utdanning	Prosent i alder 30-59 år
A5	62.96	45.7	25.7	69.7
A7	62.18	40.7	25.9	70.3
A2	61.95	40.6	26.0	70.2
A6	61.47	40.3	25.9	70.3
A8	70.82	40.3	26.0	70.3
A1	61.26	40.1	26.0	70.4
A3	62.96	38.7	26.0	70.2
T0	77.11	38.6	26.1	70.3
S3	74.19	38.6	26.1	70.6
S2	74.40	38.5	26.1	70.6
Trend	75.52	38.3	26.1	70.3
P3	72.49	38.3	26.3	73.3
P1	73.08	38.3	26.3	72.7
P2	73.96	38.3	26.2	71.8
F1	72.56	38.3	26.1	70.3
F2	69.28	38.3	26.1	70.3
S1	74.62	37.6	26.1	70.7
1984-nivå	65.69	34.5	18.1	62.4

grad av differensiering mellom persongrupper i de andre reformene. Vi har f.eks ikke forutsatt at kvinner i større grad enn menn vil arbeide 6 timers dag, eller at personer med høy utdanning eller personer i sentral yrkesaktiv alder i annen grad enn andre vil gjøre dette (med unntak av at dagens nivå for overtid beholdes). Vi har selvfølgelig heller ikke lagt inn differensiering på ferie-uttaket. (Ferie-alternativene er forøvrig ikke så interessante i denne sammenheng. Siden alt ferie-uttak er proporsjonal med timeverksmengden i alle grupper, også i arbeidstidskategoriene, får vi ingen vridninger i sammensetningen i forhold til referanse-alternativet).

Med den forskjell at andeler i midlertidig fravær endres som i trend-alternativet og at personer under utdanning ikke er med i reformen, holdes arbeidstidsmønsteret i alternativ A3, som følge av forutsetningene, "frosset" etter 1984. Alternativene A3 og T0 må derfor bli nokså sammenlignbare, jfr. tabell 3.7.

Et siste generelt poeng, er at nesten uansett arbeidstidsreform,

vil reformen bare medføre svake endringer over tid, sammenlignet med påvirkningen fra andre krefter, (jfr. virkningen av befolkningsutvikling og utvikling i yrkesdeltakingen i tabell 3.3). Vi ser at i forhold til prosentandelene i 1984 er tallene for år 2000 av ganske lik størrelsesorden i de fleste alternativ. Selv ikke et helt års svangerskapspermisjon, i sin helhet benyttet av kvinner, kan motvirke mye av den økning vi etter trendalternativet ser framtre i kvinneandelen fram mot år 2000. Fra en kvinneprosent i 1984 på 34.5 øker det til hhv. 38.3 prosent etter trendalternativet og til 37.6 prosent etter alternativ S1 i år 2000. Tilsvarende ser vi at pensjonsaldernedsettelsene ikke forsterker endringene i aldersprosenten fra 1984 til år 2000 så mye, sammenlignet med utviklingen etter trendalternativet.

### Kjønnsfordelingen

Først vil vi minne om at prosentandelen kvinner i arbeidsstyrken etter trendalternativet er 47.0, jfr. tabell 3.3. Dette tallet, målt i personer, ligger også til grunn i reformalternativene (P-alternativene er som følge av ulik kjønnsfordeling blant de eldre litt moderert). Med dette i mente merker vi oss nå at vi ikke engang etter det helt urealistiske ekstremalternativet A5, hvor det er forutsatt full likhet mellom alle persongrupper ("6-timers-dagen for alle"), finner en så høy prosentandel som 47 prosent, når vi måler i timeverk. Grunnen er at midlertidig fravær, som er innebakt i timeverkene, er mer utbredt blant kvinner, jfr. (de høyere) fravørsandelene i tabell 4.1 - 4.3 i grunnlagsmaterialet. Vi finner altså et uttrykk for maksimal "likestillingsprosent" på hhv. 47.0 og 45.7 prosent i år 2000, avhengig av om vi tar hensyn til midlertidig fravær eller ikke. Utenom dette ekstreme alternativet er det ingen av de andre "6-timers-dagene" som tilnærmelesvis kan bidra til å skape økt likestilling i samme grad, hvis vi vil måle arbeidskraftstilgangen i timeverk.

Alternativene A3 og A5 utgjør ytterpunkter blant arbeidstidsalternativene. Siden alle andre former for "6-timers-dag" enn alternativ A3 nødvendigvis må føre til større arbeidstidsreduksjoner for menn enn for kvinner, vil prosentandelen måtte plassere seg et sted i mellom 38.7 ("frys-1984") og 45.7 (maksimal). Alternativ A7 kommer da høyest ut med en prosentandel på 40.7. Forutsetningen om at hver fjerde yrkesutøver på lang deltid vender over til heltid (6-timers-dag) har den marginaleffekt at kvinneandelen øker med ca. et halvt prosentpoeng, jfr. forskjellen mellom alternativ A1 og A2. Forutsetningen om å holde selvstendige yrkesutøvere utenfor reformen går også i favør av kvinneandelen, men i svakere grad. Hvis vi hadde erstattet 6-timers-dagen med en 35-timers-uke, reduseres

kvinneandelen, men ikke med mer enn de samme 2-3 promillepoeng som den øker som følge av å ta hensyn til de selvstendige. En konklusjon av det siste må være at virkningen av arbeidstidsreduksjoner på kvinneandelen i den totale arbeidskraftstilgang, er sterkt avtagende med reduksjonens størrelse.

Vi var inne på svangerskapspermisjonene i de generelle kommentarene over. Utslagene i kvinneandelen til (hver sin) side for andelen etter referanse-alternativet er ikke store. 37 tilleggsuker til kvinnene (alternativ S1) reduserer ikke kvinneandelen med mer enn 7 promille-poeng, altså lite med sammenlignet med den indirekte virkningen av 6-timers-dagen. Alternativene S2 og S3, hvor det forutsettes 26 tilleggsuker for menn og 11 for kvinner, har omtrent samme virkning som å forutsette "frys" istedet for trend i basisforutsetningene.

Forskjellene i uttaksprosjenter i P-alternativene mellom kvinner og menn skaper ingen vridning i kvinneandelen i forhold til referansen.

I forbindelse med likestillingsdiskusjonen kan det være et tankekors at kvinneandelen ved innføring av mer fleksible arbeidstidsordninger enn dem vi her har nevnt (f.eks. valgfri 6-timers-dag), kanskje kan tenkes å synke. Det vil skje hvis kvinnene i større grad enn menn benytter seg av de friere tilpasningsmulighetene. Strider dette i så fall mot et likestillingprinsipp? På den annen side kan også friere ordninger føre til at flere kvinner trekkes inn i arbeidsstyrken, noe som igjen vil bidra til å heve kvinneandelen. Men siden kvinneandelen etter trend-alternativet allerede er oppe i 47 prosent i år 2000, når vi måler i personer, kan vi neppe vente noen stor økning framover her. En målsetting må imidlertid være å gjøre arbeidssituasjonen for kvinner med mye dobbeltarbeid lettere. Innføring av arbeidstidsordninger kan da føre til at heltidsandelen på kort sikt synker. En mer langsiktig og grunnleggende form for likestilling vil vi først få når menn og kvinner tilpasser seg et felles arbeidstidsmønster. Inntil det skjer vil det være nødvendig å måle både personer og timeverk, når man skal vurdere virkning på likestilling som følge av endringer i arbeidstidsordningene. I tillegg til det kommer selvfølgelig diskusjonen om ulikhet i arbeidsinnhold mellom kvinner og menn.

#### Andel med mer enn 12 års utdanning

I samtlige av reform-alternativene er det kun indirekte virkninger som får betydning for utdanningsandelen, idet vi ikke har forutsatt forskjeller mellom utdanningsgrupper.

I pensjonsalderalternativene har vi altså ikke tatt hensyn til "pensjonistseleksjonen", som nettopp er sterk mhp. utdanning, og da

spesielt for kvinner. Hvis vi hadde gjort det, ville vi fått en direkte virkning som kunne måles i forhold til forutsetninger vi gjør. I figur 3.1 så vi hvordan effekten gjør seg gjeldende i heltidsandelen for kvinner etter hvert som det blir mange eldre med høy utdanning. Ved senking av pensjonsalder er det vel rimelig å tro at disse effektene vil gjøre seg gjeldende også for menn. I kapittel 4.1.6 kommenterer vi sammenhengen mellom nivået på yrkesdeltakingen og heltidsnivået, og en naturlig hypotese er at etter hvert som fleksibel pensjon tas ut og yrkesfrekvensene avtar, vil de heltidsarbeidende selekteres tilsvarende. Vi kunne her gjort forutsetninger om dette direkte i uttaksprosentene for fleksibel pensjon, dvs. at vi hadde latt yrkesdeltakingen bli sterkere selektiv på utdanning for disse aldersgruppene enn de er idag. Dette ble ikke gjort til disse beregningene, det betyr at resultatene i tabell 3.5 og det vi sier her representerer en minimumsvirkning på utdanningssammensetningen.

Den indirekte virkningen på andelen av høy utdanning er imidlertid liten. At den ikke engang i P-alternativene er større skyldes at utdanningssammensetningen blant personer født i 1934-1940 (60-66 år i år 2000) ikke er så veldig ulik sammensetningen for personer som er født senere. Den indirekte virkning av en slik pensjonsalder innført momentant idag, ville imidlertid vært større, idet det mhp. utdanning er større ulikheter mellom de som er 60-66 år idag og de som er yngre.

Siden personer med høy utdanning gjennomgående arbeider mer i heltid (jfr. tabell 4.6 i analysekapitlet) og har lenger arbeidstid enn andre, vil A-alternativene, som virker utjevnende på persongruffordelingen, få reduksjon i utdanningsandelen i forhold til referansebanen. Alternativ A5, som forutsetter hverken deltid eller overtid og som har lik arbeidstid for alle, illustrerer hvor liten betydning disse indirekte virkningene har for utdanningsandelen.

Selv om det bare er pensjonsalderalternativene som indirekte styrker andelen, er den mulige reduksjon i A-alternativene så liten at den ikke behøver tillegges vekt. Tvert imot, analysene og framskrivingsresultatene foran indikerer at hvis ordningene gjøres fleksibel, kan vi forvente en sterk positiv seleksjonseffekt mhp. utdanning, som sikkert vil gjøre disse små indirekte virkningene uinteressante. Både direkte og indirekte virkninger på utdanning taler derfor for innføring av ordninger med fleksibel pensjonsalder. Slike argumenter kan også gjelde en fleksibel "6-timers-dag" (eller andre valgfrie arbeidstidsordninger), men en forskjell vil være at det ikke bare er pensjonistgruppene som styrkes, men deler av hele arbeidsstyrken. Til gjengjeld vil kanskje ikke utslagene være like sterke.

### Andel i alder 30-59 år

Denne andelen gjelder arbeidsstyrkens stabile del. Personer i alder 30-59 år er stort sett ferdig utdannet, de arbeider overveiende mer enn de andre, de har i større grad skaffet seg yrkespraksis og de skal fortsatt være i arbeidsstyrken noen år. Til forskjell fra kvinneandelen og den utdanningsandelen vi så på, som styres av stabile krefter i befolkningen som bevirker at andelen kun endrer seg i positiv retning i framskrivingsperioden, vil aldersandelen svinge over tid, avhengig av svingninger i fødselskullene. Vårt tidspunkt i dette avsnittet, år 2000, er et relativt gunstig tidspunkt befolkningsmessig, jfr. tabell 3.3. Det aller gunstigste tidspunkt i perioden vil komme mellom 2005 og 2010. Det vi sier videre om aldersandelen er relatert til år 2000.

Som for de andre indikatorene har vi et par generelle trekk. Ferie-alternativene skaper ingen vridninger i forhold til referansen, og i arbeidstids-alternativene er alle indirekte virkninger utjevne. Svangerskaps- og pensjonsalders-alternativene inneholder på sin side direkte virkninger som følge av forutsetningene.

Både direkte og indirekte virkninger er små. Pensjonsalders alternativene øker andelen med mellom 1.5 og 3 prosentpoeng, men selv dette virker beskjedent sammenlignet med referansebanens utvikling over tid (8 prosentpoeng fra 1984 til år 2000). Svangerskapsalternativene øker andelen med 3-4 promille-poeng i forhold til referansen. Med forutsetninger om deltid og overtid som nå (i A-alternativene) er de indirekte virkninger for denne aldersindikatoren omtrent null.

Også her kan vi tenke oss en seleksjonseffekt. Hvis f.eks. 6-timers-dagen innføres som valgfri, er det rimelig å tro at vi vil registrere en positiv effekt for denne aldersgruppen. Begrunnelsen er at det vil være de yngste og de eldste, som i tråd med dagens trender, jfr. analysene i kapittel 4.1, fortsatt vil benytte fleksibiliteten sterkest. En forfordeling i denne retning kan imidlertid ikke være evig, så andelen vil antagelig stabilisere seg på et nivå, kanskje noe høyere enn den er etter disse beregningene. Ved siden av utdanning er også alder derfor en mulig seleksjonsvariabel, hvis en vil gjøre mere aktive forutsetninger om tilpasningen til arbeidstidsreformer av denne type.

### 3.3.3. Definisjoner og beregningsteknikk i forbindelse med arbeidstidsreformene

#### 3.3.3.1. Definisjon av overtid

Vi skal forklare hva vi mener med uendret overtid. I dag regner vi normalarbeidstid lik 40 timer pr. uke. Etter at 6-timers-dagen er innført vil den være 30 timer pr. uke. I årene fram til reformen er innført forutsetter vi at den vil ligge imellom, tallene her anslås ved lineær interpolasjon. Som overtid i utgangsåret (1984) regnes tid fra 40 timer og over som arbeides av personer i grupper hvor ukentlig gjennomsnittlig arbeidstid i heltid er større enn 40 timer. For persongrupper med overtid i utgangspunktet legges dette gjennomsnittstallet for overtid til normalarbeidstiden for hvert framskrivingsår. Når reformen er innført vil da ukentlig gjennomsnittlig arbeidstid i heltidskategoriene være maksimum av 1) 30 timer og 2) arbeidstiden i utgangsåret minus 10 timer.

#### 3.3.3.2. Behandling av selvstendige yrkesutøvere

Vi skal her vise hvordan arbeidstiden i heltidskategoriene splittes i arbeidstid for ansatte og arbeidstid for selvstendige. Tabell 3.8 viser nødvendig informasjon for å gjøre dette. Vi må kjenne andel

Tabell 3.8. Ansatte i prosent av alle sysselsatte og gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid for ansatte og selvstendige etter kjønn og utdanning. Heltidssysselsatte. Gjennomsnitt AKU 1976-1984.

Utdanning	Prosent ansatte		Gjennomsnittlig arbeidstid			
	Menn	Kvinner	Ansatte		Selvstendige	
			Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
1	81	86	41.6	38.4	49.9	43.6
2	84	91	41.8	38.7	50.6	41.9
3	96	96	41.8	38.7	47.1	43.2
4	87	93	41.8	38.3	50.7	43.4
5	91	97	43.0	39.0	46.4	44.0
6	88	89	41.7	38.8	48.4	43.6
7	94	98	42.1	39.5	46.6	38.4
8	91	96	45.2	39.5	51.8	46.5
9	86	95	41.1	39.3	46.1	42.5
10	65	89	47.5	39.7	45.3	42.0
11	50	70	43.2	39.9	55.6	46.3
12	89	82	43.1	39.2	51.7	44.3
13	85	87	42.0	38.6	50.2	42.8

ansatte blant yrkesdeltakerne og gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid for både ansatte og selvstendige i de valgte gruppene. Vi nøyer oss med å bruke konstante anslag for dette og bruker da gjennomsnittstall fra AKU for perioden 1976-1984. Siden andelen selvstendige varierer mer med utdanning

enn med alder og ekteskapeleg status, nøyer vi oss med å lage anslagene avhengig av utdanning og kjønn.

Uten å presentere noen formel for det skjer justeringen ved at differansen mellom arbeidstidene i de to kategoriene (ansatte og selvstendige) først observeres. Deretter lages det nye anslag for arbeidstidene til ansatte og selvstendige ved å beholde denne differansen, men justere arbeidstidene slik at de blir sentrert rundt modellens trend-verdi for hvert framskrivingsår. Trend-verdien blir da et veiet gjennomsnitt av de nye anslagene. Deretter endres arbeidstiden for de ansatte gradvis fra dette nye anslaget mot 6-timers-dag, mens anslaget for arbeidstiden for de selvstendige holdes uendret. Det veiete gjennomsnitt av disse to verdiene, hvor det ene altså er 6-timers-dagen (for ansatte) når tidshorisonten er nådd, blir så endelig anslag for arbeidstid i heltidskategoriene i alternativene A6 og A7. Vekter er andelene i tabell 3.6. Svakheten ved metoden er at fordelingen mellom ansatte og selvstendige ikke framskrives. Det kan vi imidlertid ikke få til uten å bygge disse kjennetegnene inn i MATAUK. For vårt formål har vi imidlertid funnet metoden god nok.

### 3.3.3.3. Aldersavhengige uttaksprosenten ved fleksibel pensjonsalder

Arbeidstidsutvalget har i en delinnstilling, Arbeidstidsutvalget (1985), spesifisert følgende forslag til uttak av pensjon for ulike aldre, se tabell 3.9.

Tabell 3.9. Uttak av pensjon etter alder og kjønn under to alternativ.  
Prosent

Alder	Lavt uttak		Høyt uttak	
	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
60	15	20	58	66
61	17	22	60	67
62	20	25	62	68
63	30	35	64	69
64	40	45	66	70
65	50	55	68	71
66	60	65	70	72
67	30	45	35	50
68	30	45	35	50
69	30	45	35	50

For aldrene, 67-69 år er uttaksprosentene anslått ved å ta hensyn til at en del av de yrkesaktive i denne aldersgruppen før reformen er innført allerede er gått ut på alderspensjon. I denne beregningen er det forutsatt at yrkesaktiviteten i aldersgruppen 70-74 år, som den er idag,



representerer et minimumsnivå for yrkesaktivitet blant personer i pensjonsmulig alder og at yrkesaktiviteten for personer i alder 67-69 år etter reforminnføringen vil synke ned mot dette nivået.

Beregningsmessig er P-alternativene enkelt utformet. Uttaksprosentene multipliseres med arbeidsstyrke (eller direkte med timeverkstall) for de ett-årige aldersklasser og kjønn, og resultatet representerer bortfallet fra arbeidskraftstilgangen.

#### 3.3.3.4. Teknisk utforming av alternativ med svangerskapspermisjon

Siden MATAUKs trend-framskriving baserer seg på AKU, har vi problemer med å tolke hvordan effekten av en utvidelse av ordningen med svangerskapspermisjon virker. AKU spesifiserer nemlig ikke hvor stor del av det midlertidige fravær som skyldes svangerskapspermisjoner idag. Dermed får vi gjennom AKU ikke vite hva det forutsatte tillegget skal stå i forhold til. Faktisk kan vi ikke en gang vite om svangerskapspermisjoner etter AKU blir registrert som midlertidig fravær. Det kan tenkes at kvinner med slik permisjon etter AKU har regnet seg som utenfor arbeidsstyrken. Selv om de har lønn i permisjonstiden, kan de distansere seg fordi de f.eks ikke har planer om å begynne å arbeide igjen med det samme permisjonstiden løper ut.

I utformingen av disse alternativene har vi omgått problemstillingen ved å bruke MATAUK på en annen måte enn tidligere. Vi tenker oss at uavhengig av hvordan AKU registrerer den allerede innførte permisjon, vil de 37 tilleggsukene utgjøre et timevolum som det beregningsteknisk er mulig å finne. Ved deretter å holde dette volumet utenfor timeverks-tilgangen framskrevet etter trend-alternativet, oppnår vi at alt uttak av permisjon etter gammel ordning blir identisk behandlet etter S-alternativene og trend-alternativet.

Det forutsettes at kvinner som arbeider deltid tar ut svangerskapspermisjon i den grad deltidsarbeidet står i forhold til heltid. Teknisk beregnes volumet ved å multiplisere arbeidsstyrken med aldersavhengige fødselsrater, slik som disse estimeres for landet i befolkningsmodellene. Vi har valgt nivået i 1984 som basis for dette. Det ligger her en forutsetning om at fødselshyppighetene for kvinner i arbeidsstyrken ikke atskiller seg fra hyppighetene i befolkningen totalt. Jensen (1985) har studert sammenhenger mellom fruktbarhet og yrkesaktivitet, og har en delkonklusjon om at det sannsynligvis ikke er grunn til å påstå noen slik forskjell. Usikkerheten knytter seg til fødsler når moren har to eller flere barn fra før, og siden dette dreier seg om et mindretall av fødslene, ser vi bort fra dette her. Vi skal se at en slik sontring betyr

lite for virkningen på timeverkstilgangen.

For menn skaleres arbeidsstyrken etter de samme ratene, med den forskjell at fedrene gjennomsnittlig regnes å være tre år eldre enn de respektive mødre.

Hverken for kvinner eller menn er det tatt hensyn til ekteskapeleg status ved estimering av fødselsratene. Dette betyr heller ikke noe for vårt formål, men er selvfølgelig en svakhet i beregningen av tall for de fødte i befolkningsmodellen, og dermed for tilgangen til arbeidsstyrken på lang sikt.

### 3.3.3.5. Teknisk utforming av alternativet med ferie-utvidelser

I ferie-alternativene har vi tolkingsproblemer omtrent analoge med de vi har beskrevet for svangerskapspermisjonene i avsnittet over. Siden spørsmål om årsak til midlertidig fravær i AKU ikke utnyttes, kan vi ikke fra dette vite hvor stort det totale ferie-volumet er. Det vil også være galt å forutsette jevnt ferie-uttak over året, siden ingen av de fire intervju-ukene i AKU faller i normal sommerferie-tid. Av denne grunn vil AKU sannsynligvis underestimere feriefra været. Til forskjell fra situasjonen for svangerskapspermisjonene kategoriseres riktignok ferien som midlertidig fravær, men det hjelper oss altså ikke til å estimere totalt omfang av ferie. Vi løser dette tilsvarende til hva vi gjorde for svangerskapspermisjonene, nemlig ved først å beregne volumet av den tilleggsferien nyordningen skaper, og deretter å trekke dette fra timeverksmengden etter trendalternativet. Totalt ferievolum, implisitt definert av AKU, blir da framskrevet identisk med referansealternativet.

Personer som arbeider deltid tar ut ferie i samme grad som deltidsvolumet står i forhold til heltidsvolumet. Grunnlaget er arbeidstidsmønsteret for året før ferien tas ut. Dette er på linje med at lønnet ferie hvert år opparbeides gjennom yrkesaktivitet i det foregående år.

## 4. Arbeidstidsmodellen, en ny delmodell i MATAUK. Analyse og utforming

### 4.1. Grunnlagsanalyse

#### 4.1.1. Formål.

I dette kapitlet skal vi undersøke hvordan arbeidstidsfordelinger og gjennomsnittlige arbeidstider varierer med personkjennetegn og hvordan utviklingen har vært over tid. Utover å være en selvstendig analyse er et hovedsiktemål å skaffe fram informasjon til den nye arbeidstidsmodellen i MATAUK. Dette innebærer bl.a. at det skal etableres anslag for gjennomsnittlige arbeidstider og arbeidstidsandeler for alle 524 persongrupper i modellen (jfr. figur 1.1). Dette estimeringsarbeidet fullføres i avsnitt 4.2. Analysene i avsnitt 4.1 bærer preg av å være beskrivende. Vi går bare i liten grad inn på årsaksforhold bak arbeidstidsmønstrene eller for utviklingen over tid. Mange årsaker er av institusjonell karakter, forbundet med lover og avtaler i arbeidslivet og endringer som finner sted i disse. Men arbeidstakernes ønsker og preferanser har også en viss innvirkning i den tilpasning som faktisk skjer. De tolkingsproblemer vi har i forbindelse med dette (identifikasjon av tilbuds- og etterspørselsfaktorer), tar vi ikke opp, men henviser til redegjørelser i Sørli (1985a).

Vi starter med å studere aggregerte persongrupper og ser etter hvert på mer disaggregerte oppdelinger, i denne rekkefølgen:

- kjønn
- ekteskapelig status (bare for kvinner)
- kjønn og alder
- alder og ekteskapelig status (bare for kvinner)
- kjønn og utdanning
- kjønn, alder og utdanning

Vi skal presentere et tolkingsproblem knyttet til disse analysene. De strukturer og mønstre vi finner er knyttet til en gitt periode og er resultat både av hvordan mønstrene har sett ut tidligere og hvordan de har endret seg fra tidligere perioder. Nå vet vi at ulike kohorter tilpasser seg forskjellig over livsløpet, avhengig av faktorer som f.eks. næringsutvikling og arbeidsløshet, endringer i arbeidstidsordninger og holdninger til arbeid mer generelt. Det betyr at utviklingen i tillegg til å være en funksjon av demografiske og sosiale kjennetegn (kjønn, alder,

utdanning osv), også blir preget av generasjonsforskjeller. Tall og mønstre vil derfor være påvirket av egenskaper både ved perioder og kohorter. Dette er greit så lenge vi kommenterer situasjonen på et fast tidspunkt, men det kompliserer for hvordan utviklingen over tid skal tolkes. Dermed skaper det vanskeligheter for fastlegging av de forutsetninger vi må gjøre i framskrivingsapparatet. Dette kommenterer vi nærmere når vi beskriver metoder for å estimere framtidige arbeidstidsandeler og gjennomsnittlige arbeidstider i avsnitt 4.2.

Nå finnes det en rekke analyser av tilpasningen på arbeidsmarkedet hvor ulike arbeidstidsvariable er studert. Ljones (1981) drøfter noen problemstillinger og gir momenter til forståelse av hvilke faktorer som påvirker arbeidstidstilpasningene. Administrert gjennom Nordisk Ministerråd (1983) har det vært studert og beskrevet likheter og forskjeller i arbeidstidsstrukturene i Norden. En av de ferskeste analysene i Norge er Ellingsæter og Iversen (1984), som ut fra en retrospektiv intervjuundersøkelse tar for seg perioden 1970-1980. Også Foss og Rangnes (1985) baserer seg på denne datakilden. Noen resultater vil være felles med disse, andre er nye. Sammenlignet med tidligere analyser finner vi tendenser til mer moderate endringstrekk når vi nærmer oss midten av 1980-årene. Hvis tall for 1985 hadde inngått i analysen, ville denne tendens til moderering blitt ytterligere forsterket, idet tall for 1984 og 1985 til dels viser motsatte utviklingstrekk sammenlignet med den foregående ti-årsperioden.

#### 4.1.2. Metode

Analysene baserer seg på enkle metoder for tidsserieanalyse, som gir oss estimater på tverrsnitts- og endringstall for de variable vi studerer. Etter først å ha utført standard lineær regresjonsanalyse med tid som forklaringsvariabel på de 9-årige tidsseriene, fant vi at vi like gjerne kunne foreta estimeringen enda enklere, ved å bruke en metode vi kan kalle robusthetsanalyse. Til forskjell fra standard regresjon, som forutsetter at de variable vi ser på utvikler seg langs nærmere spesifiserte funksjonskurver over tid, undersøker vi i robusthetsanalysen om nivåtallene i en lengre periode er forskjellige fra nivåtallene i en annen lengre periode. Det legges altså større vekt på om det er skjedd en endring enn om endringen har pågått jevnt. Her lar vi de to periodene være hhv. første og annen halvdel av den 9-årige perioden vi studerer. Tross en viss vesensforskjell gir de to metodene omtrent de samme resultater både for nivå- og endringstall. Vi slutter av dette at det er likegyldig hvilken av dem vi bruker, og velger da robusthetsanalysen til modellestimeringen. Teknisk enklere håndtering er medvirkende årsak ved dette valget.

Vi skal i fortsettelsen teste om endringer i arbeidstidsfordelinger og gjennomsnittlige arbeidstider i følge AKU er signifikant forskjellig fra null, altså finne hvor vi kan påstå at det har skjedd endringer i fordelingene blant yrkesaktive i Norge. Påvisning av signifikante endringer gjøres med test av likhet i en dobbel Bernoulli forsøksrekke, Sverdrup (1964), side 268, med sannsynlighet på 5 prosent for å forkaste på galt grunnlag. De to forsøksrekkene utgjøres av AKU's årlige observasjoner for hver av de to halvperiodene i basisperioden.

Vi skal også foregripe litt ved å forklare hvordan nivå- og endringstall kan kvantifiseres. Prinsippet er analogt med estimeringen av yrkesprosentene i MATAUK: Andelen i hver arbeidstidskategori for det midterste året i den 9-årige basisperioden (1980) blir beregnet som gjennomsnittet av andelene i hele perioden. Årlig endring i andelene beregnes deretter som årlig gjennomsnittlig additiv endring fra gjennomsnittet av første halvperiode til gjennomsnittet av annen halvperiode. I de tilfelle hvor testutfallet gir signifikante endringer beregnes nivå-tall for siste år i perioden som nivå-tallet for året midt i perioden pluss 4 ganger det beregnede endringstallet. De ukentlige gjennomsnittlige arbeidstider i hver arbeidstidskategori estimeres tilsvarende.

En svakhet ved alle studier av denne type er at alle betraktninger kun gjøres for netto-endringer. En analyse av brutto-strømmer ville i større grad bidratt til å gi forståelse av de prosesser som virker bak disse fordelingene. F.eks. kan det være slik at en (fast) stor del av de yrkesaktive er stabile mhp. arbeidstidsendringer og yrkesaktivitet, mens en liten del med tendens til å ta deltid går mye ut og inn av arbeidsstyrken. Vi mangler imidlertid datagrunnlag i AKU for å kunne gjøre meningsfulle livsløpsanalyser av denne type.

#### 4.1.3. Arbeidstidsfordelinger for hvert kjønn, for kvinner etter ekteskapelig status og for sysselsatte etter kjønn og alder. Nivå-tall og endringer.

Tabellene 4.1 og 4.2 inneholder anslag på andel sysselsatte i hver arbeidstidskategori i 1984 og tilsvarende gjennomsnittlig årlig additiv endringstakt. Tabell 4.1 gir tall for hvert kjønn hver for seg og dessuten etter ekteskapelig status for kvinner. Tabell 4.2 gir de tilsvarende fordelinger og endringstakter etter kjønn og alder. Det markeres i begge tabellene når endringstakten er signifikant forskjellig fra null.

Tallene vi har kommentert til nå gjelder alle yrkesaktive. I MATAUK vil vi imidlertid skille personer under utdanning fra dem som ikke er under utdanning. Med unntak av tabell 4.1, som vi har latt gjelde alle

yrkesaktive, vil alle andre tabeller i kapittel 4, som ikke er spesifisert etter utdanning, gjelde for yrkesaktive som ikke er i en utdannings situasjon. Utdanningsgruppe 14 i figur 1.1. holdes altså utenfor i analysene i tabellene 4.2 og utover.

Tabell 4.1. Andel sysselsatte i arbeidstidskategorier 1984 og årlig additiv endringstakt. Estimerte anslag. Kjønn. Kvinner etter ekteskape lig status.

	Kate- gori	Nivå tall	Endringstakt	Signifikant endring ? (5 prosent)
Menn	1	.839	-.001	
	2	.047	.001	Ja
	3	.030	.001	Ja
	4	.084	-.001	Ja
Kvinner	1	.481	-.005	Ja
	2	.273	.003	Ja
	3	.141	.0	
	4	.105	.002	Ja
-ugifte kvinner	1	.631	-.013	Ja
	2	.116	.003	Ja
	3	.176	.010	Ja
	4	.077	.0	
-gifte kvinner	1	.433	-.001	
	2	.321	.001	
	3	.134	-.003	Ja
	4	.112	.003	Ja
-før gifte kvinner	1	.552	-.001	
	2	.229	.001	
	3	.110	-.001	
	4	.109	.001	

Tabell 4.1. viser at for det vi har kalt hovedgruppene er det overveiende signifikante endringstrekk. Tabell 4.2 viser tilsvarende resultater for menn og kvinner (som ikke er under utdanning). Tabellens to fotnoter gjelder også tabell 4.1.

Tabell 4.2. Andel sysselsatte i arbeidstidskategorier 1984 og årlig additiv endringstakt. Estimerte anslag. 1) og 2)  
Personer ikke under utdanning etter kjønn og alder.

Menn	Kate- gori	Nivå tall	Endringstakt	Signifikant endring (5 prosent)
16-19 år	1	.771	-.003	
	2	.082	.002	
	3	.054	.001	
	4	.093	-.0	
20-24 år	1	.851	.003	
	2	.037	.0	
	3	.019	.001	Ja
	4	.093	-.004	Ja
25-29 år	1	.867	.0	
	2	.033	.0	
	3	.007	.0	
	4	.093	-.001	
30-39 år	1	.885	.0	
	2	.032	.001	
	3	.008	.001	Ja
	4	.075	-.002	Ja
40-49 år	1	.887	-.001	
	2	.026	.001	
	3	.007	.0	
	4	.080	-.0	
50-59 år	1	.861	-.001	
	2	.039	.001	
	3	.009	.0	
	4	.091	.0	
60-64 år	1	.815	-.001	
	2	.073	.003	(Ja)
	3	.021	.0	
	4	.091	-.002	
65-66 år	1	.783	-.001	
	2	.080	.001	
	3	.027	.0	
	4	.110	.0	
67-69 år	1	.632	-.011	Ja
	2	.173	.005	Ja
	3	.114	.006	Ja
	4	.081	.0	
70-74 år	1	.447	-.004	
	2	.271	.002	
	3	.207	.004	
	4	.075	-.002	

- 1) Testing av signifikans i fordelinger av denne type er forbundet med et problem, ettersom de fire testobservatorene i fordelingene er avhengige gjennom at summen av andelene er 1. Avhengigheten er imidlertid ikke sterk nok til å ødelegge utsagnene i andre tilfelle enn der signifikansen ligger nær grensen. I de tilfelle er signifikansen markert med "Ja" i parentes. Tolkmessig får vi et problem der vi bare finner en signifikant endring av fire i en fordeling (menn 60-64 år), ettersom minst to andeler må endre seg for at endring i fordelingen skal være mulig. Her har vi imidlertid et grensetilfelle.

Tabell 4.2 forts.

Kvinner	Kate- gori	Nivå tall	Endringstakt	Signifikant endring (5 prosent)
16-19 år	1	.608	-.022	Ja
	2	.144	.007	Ja
	3	.140	.013	Ja
	4	.108	.002	
20-24 år	1	.717	-.003	Ja
	2	.111	-.001	
	3	.054	.0	
	4	.118	.004	Ja
25-29 år	1	.555	.002	
	2	.211	.0	
	3	.099	-.003	
	4	.135	.001	
30-39 år	1	.462	.001	
	2	.302	.0	
	3	.127	-.003	Ja
	4	.109	.003	Ja
40-49 år	1	.487	.002	Ja
	2	.326	.001	
	3	.103	-.003	Ja
	4	.084	.001	
50-59 år	1	.425	-.010	Ja
	2	.342	.008	Ja
	3	.126	-.002	
	4	.107	.004	Ja
60-64 år	1	.426	-.009	Ja
	2	.314	.008	
	3	.144	-.003	
	4	.116	.004	Ja
65-66 år	1	.403	-.011	Ja
	2	.260	.001	
	3	.191	.006	(Ja)
	4	.146	.004	
67-69 år	1	.361	-.007	
	2	.303	.009	(Ja)
	3	.281	.006	
	4	.055	-.007	(Ja)
70-74 år	1	.288	.0	
	2	.275	-.002	
	3	.341	.003	
	4	.096	-.001	

- 2) Vi minner om at av de 37 signifikante endringstrekk vi til sammen har funnet i tabellene 4.1 og 4.2 vil pr. definisjon 5 prosent, dvs 1-2 av dem, være feilaktig trukket fram.



Som vi så av første linje i tabell 4.1 er det ingen signifikant endring i heltidsandelen for gruppen av menn under ett. Innenfor aldersgruppene finner vi eneste signifikante nedgang for gruppen 67-69 år, som kan forklares ut fra denne gruppens spesielle mulighet for glidende overgang til pensjon. De signifikante endringene for menn i tabell 4.1, som viser at økende deltidsandeler noe overraskende skjer på bekostning av midlertidig fravær, later etter tabell 4.2 ikke til å gjelde generelt for alle aldersgrupper. Vi finner fenomenet for gruppene 20-24 år og 30-39 år, mens den mellomliggende gruppen 25-29 år ikke viser denne tendens. En mulig forklaring på dette er at gruppen 20-24 år er ustabil pga. de vanskeligheter mange kan ha i forbindelse med sin inntreden i arbeidsmarkedet etter endt utdanning, og at det i gruppen 30-39 år er noen flere småbarnsfedre som etter hvert har begynt å benytte seg av mulighetene til å arbeide deltid. Kanskje er menn i alder 25-29 år mindre preget av slike fenomener, eller kanskje har de sterkere motivasjon generelt for å arbeide heltid. Det gjennomgående trekk ved endringene i mønsteret for aldersgruppene er en svak generell tendens til at de to deltidsgruppene øker på bekostning av heltid og midlertidig fravær.

For kvinnene er det naturlig nok flere utviklingstrekk i bildet. Tabell 4.1 viser at alle arbeidstidskategoriene har signifikante endringstall, og at det for disse er heltid og kort deltid som taper andeler i forhold til lang deltid og midlertidig fravær. At utviklingen har vært slik, virker ikke urimelig med tanke på at det i løpet av perioden er innført ordninger med utvidet adgang til omsorgspermisjoner og bruk av deltidsordninger. Dekomponering på aldersgrupper viser imidlertid et mer nyansert mønster enn det totaltallene alene forteller.

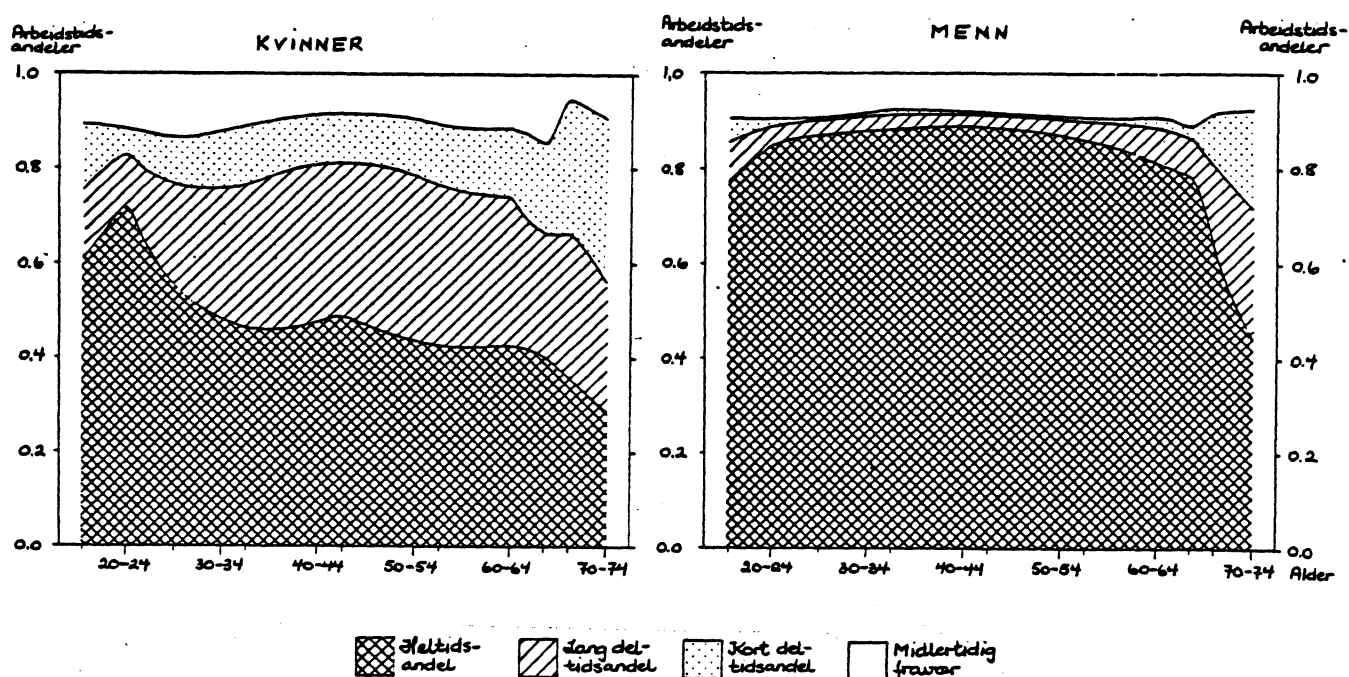
I motsetning til hva vi så for menn, er det ingen signifikante trekk for personer over 66 år. Det kan bety at kvinnene kanskje tidligere enn menn (før basisperioden) begynte å benytte seg av deltidsordninger før pensjonering. Det lave nivået på heltidsandelen for kvinner understøtter også dette. Heltidsandelen for kvinner under 67 år viser ellers to tendenser. For kvinner under 25 år og for kvinner 50-66 år viser tabell 4.2 signifikant nedgang i heltidsandel, mens de andre arbeidstidskategoriene alle har positive signifikante endringstall. Tydeligst er tendensen til øking i det midlertidige fravær.

For gruppene mellom 25 og 49 år er bildet et annet. Gruppen 25-29 år virker mest stabil (som for menn). For 30-39 åringene er det en tydelig tendens til at kort deltid taper andeler i forhold til midlertidig fravær. Sammenlignet med menn kan det her virke som de to kjønn tilpasser seg forskjellig til de ulike omsorgsordninger som er innført. For kvinnene i alder 40-49 år framtrer et atypisk mønster i forhold til de andre

kvinnene. Her finner vi en klar økning i heltidsandelen på bekostning av kort deltid, mens det i de andre kategoriene ikke vises signifikante endringer. For aldersgruppene gjennomgående er det få av endringstallene blant kvinner i lang deltid som er signifikante, men nesten alle tendenser er likevel positive, slik at resultatet for kvinner totalt likevel ble signifikant positivt (tabell 4.1.)

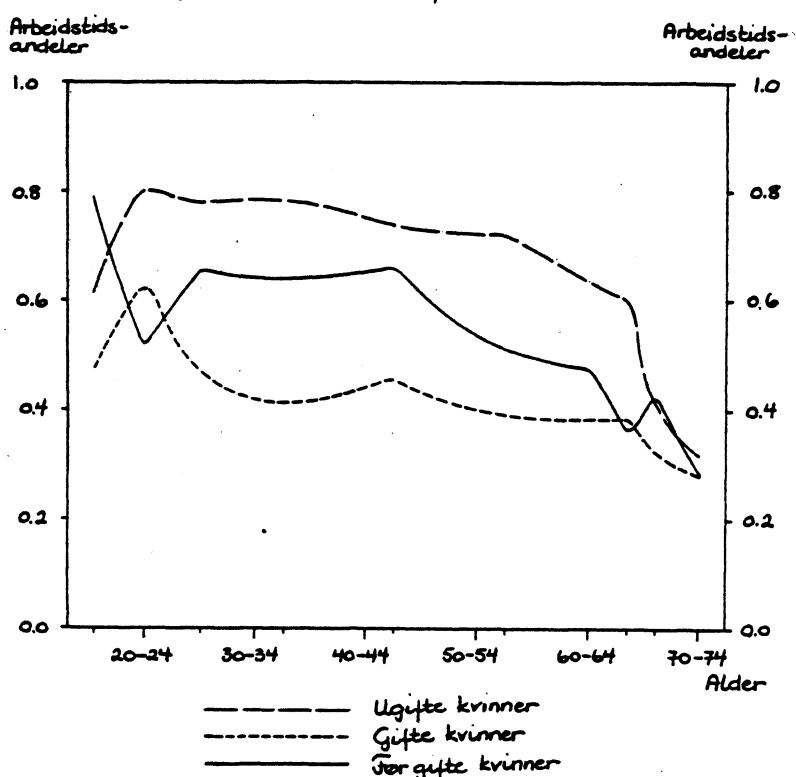
Vi skal også presentere noen figurer som viser tverrsnittsstrukturene for de nivå-tall vi har presentert. Figur 4.1 illustrerer hvordan arbeidstidsfordelingene varierer med alder og kjønn. For menn er heltidsandelen omvendt u-formet med nedgangen raskt tiltagende fra pensjonsalderen. Andelen i midlertidig fravær er nokså konstant over alder. Det samme er andelen i deltidsgруппene, som fordeler seg med klar overvekt på lang deltid langs hele aldersskalaen. Kvinnene har igjen et noe mer variert mønster. Heltidsandelen har et klart topp-punkt i 20-24 års alderen og deretter markert nedgang til det flater ut og igjen øker litt i 40-49 års alderen. Denne svake tendens til et tre-pukkel-mønster ser ut til å forsterkes fordi andelen for de sistnevnte øker. Her er det imidlertid et spørsmål om i hvilken grad det er alders- eller kohortmønsteret vi observerer. Kvinners tilpasning til arbeidsliv og omsorg for barn over livsløpet tilsier pr. 1985 at vi må forvente å finne et slikt tre-pukkel-mønster. Det er imidlertid mindre sannsynlig at eldre generasjoner fulgte et slikt mønster. Vi observerer her en blanding av et kohort- og et

Figur 4.1. Arbeidstidsfordeling etter alder og kjønn. AKU 1984, glattet.



aldersmønster, hvor AKU-dataene er dårlig egnet til å skille ut de enkelte forklaringskomponentene. Som vi har nevnt før burde vi hatt data for bruttostrømmer til en slik analyse. Tendensen til forsterking av tre-pukkel-mønsteret kan tale for at alders-betydningen etter hvert kanskje vil gjøre seg mer gjeldende og at det vil bli mindre atferdsforskjeller mellom kohorter. Vi fører ikke disse spekulasjonene videre her, men under omtalen av framskrivingsforutsetningene foran er det gitt noen kommentarer.

Figur 4.2. Heltidsandeler for kvinner som ikke er under utdanning etter alder og ekteskapelig status. AKU 1984, glattet



For kvinnene er andelen i midlertidig fravær lavest for pensjonsaldergruppene og den viser også et lavt nivå for gruppen 40-49 år. Derimot har den en klar tendens til øking rett før pensjonsalder nås. Denne omtalte seleksjonseffekten kan forklares ved at de som arbeider på "frivillig" basis i pensjonsmulig alder neppe har spesielt behov for å være mye borte, mens mange av de som venter på pensjonering av helsemessige eller andre grunner nettopp har slike behov. Ellers ser det ut som småbarnsmødre i alder 25-29 år trekker fravørsandelen for denne gruppen litt opp. Bortsett

fra de unge under 25 år, som har lave deltidsandeler og pensjonistene som har svært høye andeler i kort deltid, er det få variasjoner i deltidsnivået mellom de andre aldersgruppene.

Til slutt i dette avsnittet skal vi se litt på tverrsnittsstrukturene for heltidsandelen for kvinner. Vi kryssgrupperer da etter alder og ekteskapelig status. For å finne aldersprofilen i en mest mulig homogen befolkning kontrollerer vi fortsatt for personer som både arbeider deltid og som er under utdanning. Et spørsmål er da om vi vil finne igjen den antydning til tre-pukkel-mønster som vi fant for gruppen av kvinner under ett.

Figur 4.2 viser betydningen av ekteskapelig status for

forskjeller i arbeidstidsmønsteret. Både nivået på heltidsandelene, men også kurvenes form, dvs. aldersstrukturene er ulike. Vi ser at de ugifte over hele aldersskalaen har høyest heltidsandel og at den i profil ligner noe på mennenes form. Sammenlignet med kurven for menn avtar den imidlertid klart sterkere med alderen. For de gifte og før gifte kvinnene finner vi igjen den omtalte antydning til tre-pukkel, med et klart lavest heltidsnivå for de gifte over det meste av aldersskalaen. (Det er så få før gifte kvinner under 25 år at denne delen av kurven ikke kan tillegges informasjonsverdi). For de høye aldersgruppene er andelene nokså like for de tre gruppene av kvinner. En spesiell detalj ser vi ved at de før gifte kvinnene har en bulk som viser en økende andel heltidsansatte når de kommer over i pensjonsmulig alder. Dette kan skyldes forskjellig seleksjon til arbeidsstyrken m.h.p. kjennetegn som utdanning, yrke, helse osv. Igjen har vi "pensjonistseleksjonseffekten". Ved framskrivningene så vi også at den forsterker seg framover, fordi vi etterhvert får større andel med høyere utdanning blant kvinner inn i disse aldersgruppene.

Vi viser også estimerte nivå- og endringstall for kvinner etter alder og ekteskapeleg status, se tabell 4.3. Nvåttallene vi viser her er rene gjennomsnitt-tall for basisperioden og ikke som i tabell 4.1 og 4.2 anslag laget for utgangsåret. Endringstall i parentes for før gifte kvinner kan ikke tillegges informasjonsverdi.

Tabell 4.3 indikerer at aldersvariasjonene i endringstallene viser tendenser til å ha en struktur, selv om testing på enkelt-celler i krysskombinasjonene av alder og ekteskapeleg status imidlertid gir få tilfelle av signifikans. Samtidig er det tydelig tendens til forskjell i endringsmønster for de gifte og de ugifte. Figur 4.2 og tabell 4.3 indikerer at denne grupperingen må bli sentral i den endelige utformingen av forutsetningene til arbeidstidsmodellen, som vi foretar i avsnitt 4.2.

Tabell 4.3. Gjennomsnittlige årlige nivå- og endringstall 1) for kvinners arbeidstidsandeler etter alder og ekteskadelig status. Yrkesaktive som ikke er under utdanning. AKU 1976-1984.

## ANDEL I HELTID

EKT.ST	ALDER									
	16-19	20-24	25-29	30-39	40-49	50-59	60-64	65-66	67-69	70-74
Ugifte	.700	.820	.798	.778	.765	.732	.685	.602	.504	.336
	-.021	-.005	.004	.002	-.007	-.003	-.012	-.001	-.022	-.004
Gifte	.587	.582	.462	.410	.448	.429	.406	.393	.316	.294
	-.028	.010	.002	.001	.002	-.009	-.006	-.002	.002	-.003
Før gifte	.504	.576	.573	.636	.631	.548	.519	.450	.423	.250
	(.071)	(-.014)	(.021)	.001	.007	-.009	-.011	(-.021)	(.0)	(.009)

## ANDEL I LANG DELTID

EKT.ST	ALDER									
	16-19	20-24	25-29	30-39	40-49	50-59	60-64	65-66	67-69	70-74
Ugifte	.114	.076	.093	.103	.116	.145	.173	.161	.214	.235
	.007	.001	.005	-.001	-.003	.002	.006	.003	.023	.010
Gifte	.143	.175	.252	.332	.348	.336	.318	.286	.319	.324
	.005	-.008	-.001	.0	.001	.008	.008	-.012	.011	-.006
Før gifte	.496	.203	.206	.202	.207	.241	.222	.267	.230	.279
	(-.071)	(-.021)	(-.006)	-.001	-.001	.004	.008	(.014)	(-.009)	(-.012)

## ANDEL I KORT DELTID

EKT.ST	ALDER									
	16-19	20-24	25-29	30-39	40-49	50-59	60-64	65-66	67-69	70-74
Ugifte	.086	.028	.030	.032	.036	.053	.064	.111	.171	.325
	.013	.001	.0	-.002	.002	-.001	.002	.004	.009	.019
Gifte	.131	.095	.138	.159	.127	.144	.176	.195	.292	.296
	.023	-.005	-.004	-.004	-.003	-.003	-.007	.006	-.007	.003
Før gifte	.0	.073	.100	.068	.060	.100	.149	.144	.267	.362
	(.0)	(.017)	(-.001)	-.003	-.005	.002	.002	(.002)	(.014)	(-.005)

## ANDEL I MIDLERTIDIG FRAVÆR

EKT.ST	ALDER									
	16-19	20-24	25-29	30-39	40-49	50-59	60-64	65-66	67-69	70-74
Ugifte	.100	.076	.080	.088	.083	.069	.078	.126	.111	.104
	.002	.002	-.001	.001	.008	.001	.004	-.006	-.011	-.025
Gifte	.138	.148	.148	.099	.077	.091	.100	.126	.074	.086
	.0	.003	.003	.003	.001	.004	.005	.008	-.006	.007
Før gifte	.0	.148	.121	.095	.102	.111	.110	.138	.080	.109
	.0	(.018)	(-.014)	.003	-.001	.003	.001	(.004)	(-.005)	(.008)

1) Nivå tall på første linje og endringstall angitt på annen for hver gruppe av ekteskadelig status

#### 4.1.4. Gjennomsnittlige arbeidstider for personer som ikke er under utdanning. Nivå tall etter alder og kjønn. Utviklingen over tid

Mens forrige underavsnitt tok for seg arbeidstidsfordelingene, dvs. sysselsettingsandelene i arbeidstidskategoriene, skal vi i dette avsnittet se på de gjennomsnittlige ukentlige arbeidstider i kategoriene.

Tabell 4.4 viser gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid innenfor hver av arbeidstidskategoriene for personer som ikke er under utdanning. Gjennomsnittene gjelder for hele perioden 1976-1984.

Tabell 4.4 Gjennomsnittlige ukentlige arbeidstimer for personer som ikke er under utdanning etter kjønn og alder. Gjennomsnitt AKU 1976-1984

Alder	Kort deltid (1-15 timer)		Lang deltid (15-30 timer)		Heltid (Mer enn 30 timer)	
	M	K	M	K	M	K
16-19	7.9	7.4	21.6	22.1	40.9	39.2
20-24	8.6	8.2	21.9	21.5	41.7	39.2
25-29	8.9	8.4	22.1	21.3	42.8	39.0
30-39	9.0	8.5	22.9	21.3	43.9	38.8
40-49	8.7	8.7	22.7	21.6	44.1	39.2
50-59	8.9	8.5	22.4	21.5	43.5	39.3
60-64	8.7	8.0	21.9	21.6	43.1	39.4
65-66	8.9	7.4	21.9	21.4	42.9	39.2
67-69	8.4	7.9	21.2	21.4	44.3	40.3
70-74	8.4	8.0	21.3	21.0	42.5	40.8

Det mest interessante er aldersprofilen for de heltidsarbeidende. "Pensjonistseleksjonseffekten", som vi flere ganger har vært inne på, ser ut til å eksistere også for gjennomsnittlig ukentlig heltidsarbeidstid. Vi ser det denne gang gjelder begge kjønn. Ellers later det til at vi også for gjennomsnittlig heltidsarbeidstid finner aldersprofiler med en-pukkel-mønster for menn og tre-pukkel-mønster for kvinner. Også arbeidstidene i kategorien med lang deltid følger slike mønstre for de to kjønn, men tendensene er naturlig nok svakere. I kategorien med kort deltid er det svært få menn, men det kan se ut som om vi for begge kjønn finner et svakt en-pukkel-mønster. Litt uventet ser vi at kvinner i kort deltid viser tegn til pensjonistseleksjon, mens det hverken for menn eller kvinner synes slike tegn i kategorien lang deltid.

Hvordan har så utviklingen vært over tid? Det er vel grunn til å tro at de gjennomsnittlige arbeidstidene i deltidsgruppene ikke kan ha hatt rom for å endre seg så mye, men at endringer heller vil vise seg i heltidsgruppen. Dette hovedtrekk bekreftes, men som tabell 4.5 viser, forekommer det også signifikante endringstakter i deltidsgruppene gjennom

perioden. Tabellen viser i hvilken retning utviklingen har gått i de ulike arbeidstidskategoriene (T) når vi grupperer etter kjønn og alder. I tabellen er det bare tatt med fortegn, der disse er signifikante. For å gi et bredere inntrykk av utviklingen gjentar vi fortegnene for sysselsettingsandelene (A), som er vist tidligere.

Tabell 4.5. Retning av endringer innenfor arbeidstidskategoriene i andel sysselsatte (A) og gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid (T). Signifikante fortegn for aldersgrupper, AKU 1976-1984.

Alder	H E L T I D		L A N G D E L T I D		K O R T D E L T I D	
	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
	A	T	A	T	A	T
16-19	-	-	-	+		+
20-24		-		+		
25-29						+
30-39	-		+		+	-
40-49		+				-
50-59	-	-		+		
60-64	-	-		-		-
65-66	-	-				+
67-69	-	-	+	-		
70-74		-				

Både menn og kvinner har altså avtagende gjennomsnittlig arbeidstid i heltidsgruppen og da spesielt de eldre. Vi har påpekt før at det skjer endringer for menn i alder 30-39 år ved at andelen i kort deltid øker. Kanskje er det felles bakenforliggende årsaker til at gjennomsnittlig arbeidstid i kategorien lang deltid for aldersgruppen også øker? Igjen burde vi studert bruttostrømmer, nå må vi bare konstatere at det blir flere korttidsarbeidende og utførte flere arbeidstimer på lang deltid av menn i alder 30-39 år.

#### 4.1.5. Arbeidstidsfordelinger for grupperinger etter kjønn, alder og utdanning. Nivå tall og endringer

Utdanningsgrupperingen som det refereres til her er MATAUKS gruppering etter 14 grupper, hvorav de 13 første gjelder personer som ikke er under utdanning. Grupperingen ble omtalt i kapittel 1.2 og framgår av figur 1.1.

Siden aldersfordelingene i de ulike utdanningsgruppene er nokså forskjellig, gjengir vi bare raskt resultatene for utdanningsgrupper aggregert over alder. Mye av forskjeller i deltidsmønster kan lett gjenspeile forskjeller mellom aldersgrupper og derfor være vanskelig å kommentere uten å studere samvariasjonen mellom alder og utdanning. I tabell 4.6 gjengis nivå tall fra estimeringen av arbeidstidsandeler for

utdanningsgruppene og i tabell 4.7 forekomst av signifikante endringstrekk ved fortegn.

Tabell 4.6. Andel sysselsatte i arbeidstidskategorier etter utdanning. Estimerte tall 1984.

Utdanning	M E N N				K V I N N E R			
	Heltid	Lang deltid	Kort deltid	Midl. fravær	Heltid	Lang deltid	Kort deltid	Midl. fravær
1	.822	.052	.023	.103	.376	.324	.182	.118
2	.852	.054	.024	.070	.549	.247	.102	.102
3	.825	.108	.013	.054	.545	.270	.085	.100
4	.886	.035	.016	.063	.544	.276	.090	.090
5	.901	.035	.012	.052	.639	.202	.057	.102
6	.884	.029	.009	.078	.571	.249	.099	.081
7	.908	.036	.011	.045	.682	.178	.008	.132
8	.720	.038	.013	.229	.593	.246	.023	.138
9	.844	.074	.017	.065	.501	.273	.082	.144
10	.912	.027	.015	.046	.687	.226	.031	.056
11	.877	.056	.018	.049	.593	.186	.119	.102
12	.836	.031	.011	.122	.471	.276	.149	.104
13	.674	.038	.009	.269	.520	.196	.121	.163
14	.0	.204	.795	.001	.0	.130	.862	.008

For menn er det mindre variasjon i fordelingene enn for kvinner. Unntaket er utdanningsgruppe 8, Samferdsel, hvor nærings-tilknytningen med mye skiftarbeid og ulike avspaseringsordninger nødvendigvis må føre til lav heltidsandel og høy fravørsandel. Når dette ikke i samme grad gjelder for kvinner, kan det skyldes at kvinnene med denne utdanningen ikke i samme grad arbeider skift. (Mange av kvinnene med denne utdanningen arbeider i sterkere grad enn menn i andre sektorer enn samferdsel). Vi ser også de samme tendenser for gruppen 13, Uoppgitt. Dette er eksempler på at også næringstilknytningen spiller rolle for arbeidstids-mønsteret.

Tabell 4.7 viser signifikante endringstrekk i arbeidstidsandelene og i gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid etter utdanning og kjønn. Som i tabell 4.5 viser vi fortegnene i endringsmønsteret. Nivå tall for arbeidstider etter utdanningsgrupper viser med få unntak lite systematisk variasjon og vi utelater derfor slike tall her.

Når man sammenligner disse resultatene med utviklingstrekkene vi fant for de enkelte aldersklasser, skal vi være litt forsiktige. Ser vi f.eks. på kategorien lang deltid, så vi i tabell 4.1 at vi for menn under ett fant en signifikant positiv endring mens vi for aldersklassene kun fant denne igjen for aldersgruppen 67-69 år. Når vi nå finner så mange som seks utdanningsgrupper hvor endringen har vært signifikant positiv, skyldes det selvfølgelig ikke at disse gruppene er overrepresentert med gamle, men at tendensen til endringer i denne retning, som tabell 4.2 viser at gjelder



for de fleste menn, varierer sterkere mellom utdanningsgrupper enn mellom aldersgrupper. Lignende overveielser kan vi også gjøre for de andre arbeidstidskategoriene. Det er imidlertid vanskelig å finne mønstre for hvordan endringene avhenger av utdanning. Vi skal også avstå fra å bruke informasjon fra disse endringstegn under oppbyggingen av arbeidstidsmodellen i neste avsnitt, og lar bare fortegnene i tabell 4.7 tale for seg.

Tabell 4.7 Retning av endringer innenfor arbeidstidskategoriene i andel sysselsatte (A) og gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid (T). Signifikante fortegn etter utdanningsgrupper, AKU 1976-1984.

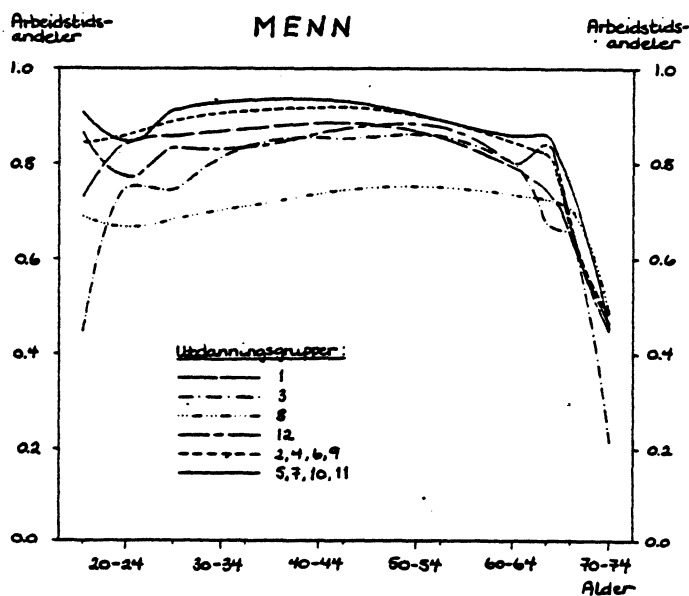
Utd.	H E L T I D		L A N G D E L T I D		K O R T D E L T I D	
	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
	A	T	A	T	A	T
1	-	-	-	-	+	-
2					+	
3			+			
4	-		-	-	-	+
5		-				
6						
7				-		
8					+	
9		-				
10				+		
11						+
12				-		
13				+		
14				+		

Vi skal nå se nærmere på nivå- og endringstall for heltidsandelene for kryssgrupper etter utdanning og alder. Figurene 4.3 viser heltidsandelen for utvalgte utdanningsgrupper for menn og kvinner.

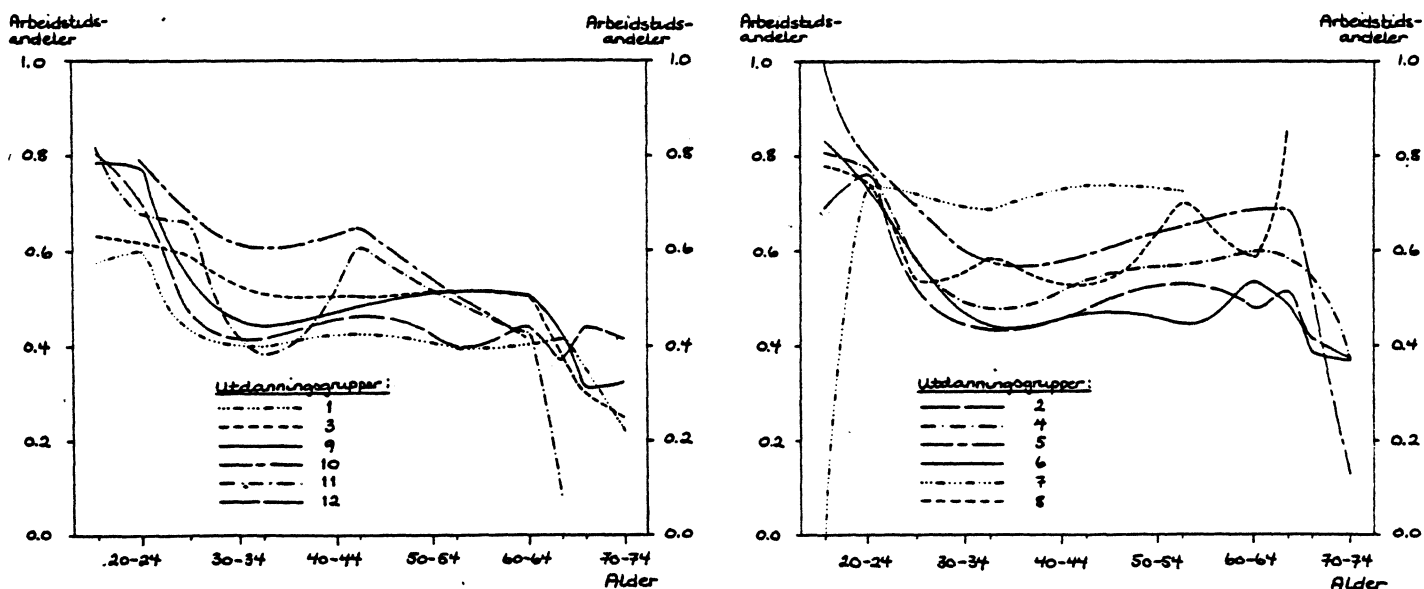
Det første vi legger merke til er at aldersprofilene grovt sett har en form som ikke avviker så mye fra den aldersprofil vi fant for heltidsandelen til personer som ikke er under utdanning, dvs. summen av utdanningsgruppene 1-13. De illustrerte profilene har, med noen unntak, en omvendt u-form for menn og antydning til pukkel-form for kvinner. Heltidsandelene er klart avhengig av både alder og utdanning og med relativt lav grad av samspill mellom dem. Nivået bestemmes i stor grad av utdanning, mens aldersprofilene er stabile. Riktignok varierer alder for høyeste heltidsandel for kvinner mellom 40 og 60 år, men strukturene er nokså flate i dette området. Forskjeller av denne type kan også henge sammen med at det er ulike fordelinger etter ekteskapeleg status innen

utdanningsgruppene. De betydelige nivåforskjellene for ulik ekteskapelig status, (figur 4.2), kan da skape vridninger i disse mønstrene.

Figur 4.3 Heltidsandeler etter kjønn, alder og utvalgte utdanningsgrupper. AKU 1984, glattet.



**KVINNER**



Tabell 4.8 Gjennomsnittlige årlige nivå- og endringstall 1) for heltidsandeler etter alder, utdanning og kjønn. AKU 1976-1984

MENN	A L D E R									
UTD	16-19	20-24	25-29	30-39	40-49	50-59	60-64	65-66	67-69	70-74
1	.731 -.006	.842 .002	.856 -.001	.872 -.001	.886 -.002	.856 -.003	.794 -.003	.747 -.006	.652 -.009	.465 -.009
2	.749 -.004	.816 -.004	.881 .002	.908 -.004	.910 .0	.900 -.007	.882 -.002	.734 -.012	.617 (-.058)	.545 (.009)
3	.450 (-.062)	.748 -.004	.746 .009	.836 -.003	.851 -.002	.858 .008	.802 .005	.677 -.012	.665 -.012	.215 -.016
4	.851 -.008	.870 -.002	.912 .001	.922 -.003	.927 -.002	.916 -.001	.840 -.009	.858 .001	.669 -.003	.514 -.007
5	(1.0 ) (.0 )	.819 .015	.899 -.007	.930 -.002	.945 .004	.890 -.002	.850 -.010	.897 .016	.851 .019	.443 -.030
6	.870 -.003	.872 .006	.888 -.003	.903 -.0	.918 -.001	.877 .002	.836 -.0	.823 .012	.692 -.015	.400 .013
7	.882 (.041)	.865 .002	.909 -.001	.935 -.005	.937 .002	.910 .002	.879 -.011	.875 .003	.679 -.017	.303 -.0
8	.691 (-.039)	.668 .001	.684 .015	.710 -.004	.745 -.004	.751 -.006	.736 .004	.726 -.013	.704 (-.036)	.484 (-.034)
9	(.0 ) (.0 )	.714 -.015	.901 -.016	.886 .002	.872 -.034	.751 -.007	.944 -.002	.689 (-.140)	.256 (.0 )	(1.0 ) (.0 )
10	(.0 ) (.0 )	.756 (.0 )	.896 .026	.939 -.003	.926 -.002	.874 .019	.893 .037	.895 -.008	.758 .004	.472 -.016
11	.909 -.005	.850 .012	.937 .005	.923 .002	.916 .0	.880 -.003	.846 -.003	.830 -.006	.751 -.007	.501 .0
12	.866 .006	.775 .005	.833 -.002	.833 -.001	.873 .003	.877 -.002	.802 .027	.842 .023	.675 (-.052)	.448 (.017)
13	.375 .022	.462 .003	.580 .003	.662 .029	.664 -.011	.714 .008	.744 .018	.779 .014	.659 -.015	.525 -.006

1) Nivåstall på første linje og endringstall på annen for hver utdanningsgruppe

Tabell 4.8 forts.

KVINNER	A L D E R									
	UTD	16-19	20-24	25-29	30-39	40-49	50-59	60-64	65-66	67-69
1	.575 -.025	.600 -.021	.435 -.015	.399 -.004	.426 -.004	.397 -.019	.402 -.016	.415 -.007	.349 -.007	.222 .005
2	.689 -.023	.762 .004	.526 .011	.433 .003	.476 .006	.531 -.010	.479 -.025	.516 -.021	.414 -.035	.375 -.005
3	.632 (.018)	.617 (-.036)	.592 .011	.512 .011	.503 .012	.513 -.013	.507 .004	.385 .001	.300 (-.030)	.249 (.095)
4	.807 -.033	.776 -.003	.578 -.001	.480 .0	.541 -.011	.569 -.010	.598 -.018	.583 -.030	.546 -.015	.372 -.001
5	(.0) (.0)	.791 .002	.697 -.006	.576 .0	.591 .026	.648 -.007	.687 -.012	.686 (-.075)	.521 (-.084)	.128 (.045)
6	.831 -.002	.736 -.011	.583 .019	.445 .018	.468 .027	.446 -.009	.533 .031	.487 -.020	.386 .002	.368 (-.096)
7	(.0) (.0)	.740 -.014	.718 -.008	.685 -.026	.735 -.012	.726 (.029)	(1.000) (.0)	(.495) (.0)	(.0) (.0)	(.0) (.0)
8	.779 .015	.743 -.015	.539 .040	.581 -.020	.529 .019	.700 .005	.587 (-.024)	(.852) (-.094)	(1.0) (.0)	(.0) (.0)
9	.783 .024	.775 .009	.548 .008	.442 -.007	.486 .004	.513 .001	.508 .0	.425 .015	.313 .030	.326 -.023
10	(.0) (.0)	.792 (.052)	.686 (.060)	.604 -.006	.646 .023	.509 .007	.417 (-.054)	(.0) (.0)	(.293) (.072)	(.0) (.0)
11	.818 (.011)	.678 .009	.655 .009	.383 -.034	.604 .028	.493 .014	.428 (.067)	(.084) (-.053)	(.704) (-.102)	(.0) (.0)
12	.802 -.003	.710 .001	.473 -.019	.416 -.007	.462 -.006	.399 -.008	.442 -.004	.372 -.036	.441 -.015	.416 .025
13	.350 .023	.659 .016	.538 .016	.428 .011	.469 .022	.442 .003	.504 .020	.411 (-.041)	.272 (.072)	(.695) (.050)

Når det gjelder endringstall for kryssgrupper av alder og utdanning, blir disse nødvendigvis små. Mange av endringstallene er heller ikke signifikant forskjellig fra null. En del av kryssgruppene inneholder få personer, noen er tomme. Som i tabell 4.3 har vi i tabell 4.8 markert med parentes når observasjonen nærmest ikke gir informasjon.

Kryssgrupperingen etter alder, utdanning og ekteskapelig status for kvinnene er for disaggregert til at det har hensikt å kommentere tall direkte fra AKU. Vi har imidlertid kikket på kombinasjonen utdanning og ekteskapelig status og ser at nivået klart varierer med disse kjennetegn. Som en hovedoppsummering av avsnittene 4.1.4-4.1.5 kan vi slå fast følgende

tre forhold. Aldersmønstrene er nokså sterkt knyttet til kjønn og ekteskapelig status. Utdanning betyr lite for variasjonen over alder. Utdanning og ekteskapelig status har i fellesskap påvirkning på nivået.

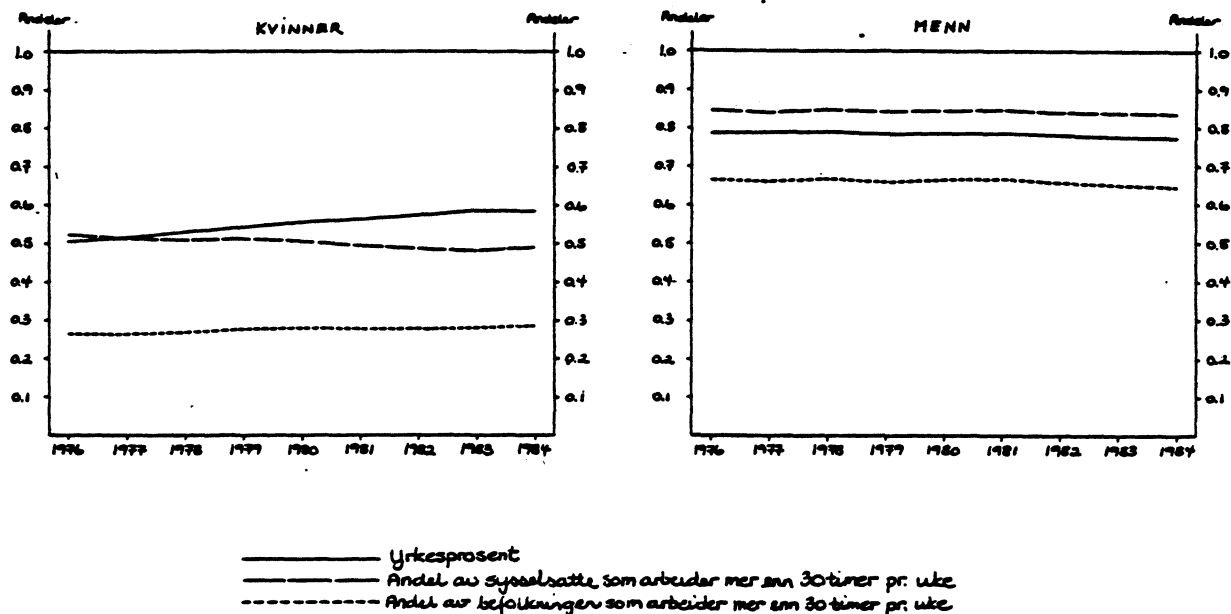
#### 4.1.6. Samvariasjonen mellom yrkesaktivitet og arbeidstidsmønster

En gjennomgående drøfting av utviklingen i arbeidstidsmønstret kan selvfølgelig ikke sees helt isolert fra utviklingen i yrkesdeltakingen. En naturlig hypotese er at det generelt er negativ samvariasjon mellom disse prosessene. Fridstrøm (1984) har vist at dette er riktig mht. til tverrsnittstilpasning, men det er f.eks. også lett å tro at når det over tid innføres større fleksibilitet i arbeidstidsordninger vil flere søke mot arbeidsstyrken. Vi skal ikke analysere samvariasjonen i disse utviklingene noe inngående i denne publikasjonen. Vi introduserer imidlertid problemet, og vil kommentere det i grove trekk.

Figur 4.4 illustrerer problemstillingen svært grovt. I samme figur er inntegnet utvikling i yrkesandel (yrkesprosent) og andel sysselsatte i heltid (mer enn 30 timer pr. uker) gjennom perioden 1976-1984 etter AKU. Produktet av disse to andelene, som blir den andel av hele befolkningen som arbeider heltid, er det også tegnet inn utvikling for. Figurene er laget for hvert kjønn. En grundig analyse av dette vil måtte ta for seg mer disaggregerte grupperinger.

Figuren kan for kvinner likevel gi støtte til en hypotese av den type vi nevnte. Vi ser at yrkesprosenten øker og heltidsandelen avtar gjennom perioden og at andelen heltidsarbeidende kvinner i befolkningen heller har vært stabil (en svak øking). For menn har utviklingen vært svært stabil, spesielt heltidsandelen blant de sysselsatte som vi har analysert i avsnittene foran, og en eventuell samvariasjon av denne type kommer da ikke fram i den grove figuren. Et litt interessant poeng har vi i utviklingen for kvinner etter AKU fra 1983 til 1984. Samtidig som yrkesprosenten for kvinner stagnerte gikk heltidsandelen blant de sysselsatte litt opp. Vi har altså motsatte tendenser for begge utviklinger i forhold til de vi finner gjennom perioden opp til 1983. Men som nevnt, uten mer analyse kan vi ikke utelukke at dette er en tilfældighet. (I ettertid: Tall for 1985 viser øking både for yrkesprosenten og heltidsandelen).

Figur 4.4. Antydning til sammenheng mellom yrkesdeltaking og heltidsarbeid. Kjønn. AKU 1976-1984.



Den samvariasjon man sannsynligvis finner i en slik analyse bør kommenteres varsomt. Det er kanskje mindre sannsynlig at sammenhengen mellom (økende) yrkesdeltaking og (avtakende) heltidsarbeid står i samme direkte årsaksforhold til hverandre når vi betrakter fenomenet over tid som ved tverrsnittsanalyse. Over tid skjer tilpasningene under virke med andre faktorer på arbeidsmarkedet. Både etterspørsels- og tilbudsavhengige forhold, som i en tverrsnittssituasjon vil oppfattes som gitt, påvirker utviklingen, og studier av samvariasjonen bør nok også bygges på strukturanalyser av dette.

I MATAUK tas det ved framskriving ikke direkte hensyn til samspill av denne type. Hvis vi imidlertid finner (eller inntil videre tror) at det eksisterer slike sammenhenger i et tidsperspektiv, er det mulig å ta hensyn til det ved produksjon av framskrivingene. Yrkesdeltakingsdelen og timeverksdelen i MATAUK kan da på et vis samstemmes, slik at forutsetningene for de to delmodellene i en viss forstand er konsistente. Det betyr at et "trendalternativ" i yrkesdeltakingsdelen bør kombineres med "trendalternativ" i timeverksdelen og tilsvarende at eventuelle "konstant-

alternativ" kombineres. Videre betyr det at definisjonen av "trend" i en viss forstand bør være den samme i yrkesdeltakings- og timeverksdel. Et alternativ, beregnet ved MATAUK med konstante yrkesprosjenter kombinert med trendutvikling i arbeidstidsmøster, vil med de senere års utvikling lagt til grunn, redusere anslagene på den framtidige arbeidskraftstilgang. Dette vil imidlertid stride mot den (vanlige) antatte hypotesen som er referert over.

## 4.2. Formell utforming av arbeidstidsmodellen

### 4.2.1. Estimering av andeler og arbeidstider i basisperioden

Som nevnt flere ganger har hovedhensikten med analysene i avsnitt 4.1 vært å avdekke strukturer som i sin tur skal brukes som forutsetninger til arbeidstidsmodellen i MATAUK. Vi har derfor behov for en metode til å gjøre bruk av den informasjon analysen har fremskaffet. Metoden må være slik at den med utgangspunkt i resultater fra aggregerte grupperinger kan estimere strukturer og endringstakter for modellens grupperingsnivå, se igjen figur 1.1. Vi skal nå begrunne en slik metode og gjennomføre estimeringen av de nødvendige parametre i den nye arbeidstidsmodellen i MATAUK.

Som vi var inne på i avsnitt 4.1 er persongruppene i figur 1.1 for disaggregerte til å danne beregningsgrunnlag for gode anslag for fordelingstall og arbeidstider direkte. I tillegg må vi søke etter å ta vare på den informasjon vi fant i strukturer og nivåforskjeller mellom ulike grupper på mer aggregert nivå, jfr. oppsummeringen sist i avsnitt 4.1.5. Vi velger derfor en metode å estimere på, slik at informasjon fra flere grupper samtidig bidrar til å lage de enkelte celle-estimatene. Fordelingen i utgangsåret vil ved dette framkomme ved hjelp av en slags empirisk glatting, hvor glattingsprosedyren er to-dimensjonal idet den både tar hensyn til trender gjennom flere år og data fra andre persongrupper enn den estimatet lokaliserer seg til i modellen. Vanlige uttrykk for dette er modellestimering eller syntetisk estimering.

Sist i kapittel 4.1.3 slo vi fast at kryssgrupperingene etter kjønn, alder og ekteskapeelig status for kvinner er sentrale ved kartlegging av arbeidstidsmønstrene. Senere fant vi at samspillet mellom alder og utdanning bare er svakt, men at det er nivåforskjeller mellom grupper av utdanning. Selv om analysene i kapittel 4.1 i stor grad dreier seg om heltidsandeler, har vi belegg for å kunne generalisere det meste av konklusjonene til også å gjelde deltidandeler og andeler i midlertidig fravær. Også for gjennomsnittlige arbeidstider kan vi finne at med unntak

for nivåforskjeller mellom utdanningsgrupper blir arbeidstidsmønstrene formet av kjennetegnene alder, kjønn og ekteskadelig status. (Tall for det siste er i det hele tatt ikke berørt i avsnitt 4.1).

En naturlig konsekvens av det ovenstående er å foreta modellestimeringen i to trinn. For kvinner består første trinn i at vi etablerer fordelinger og gjennomsnittlige arbeidstider fordelt etter alder og ekteskadelig status. For menn lager vi tilsvarende fordelinger hvor aldersstrukturen alene legges til grunn. Dermed vil vi ha etablert aldersprofiler for de fire hovedgruppene. I annet trinn justeres resultatene fra første trinn ved at nivåforskjeller mellom utdanningsgrupper innenfor hver av hovedgruppene bevares. Dette gjøres ved å justere fordelingene og arbeidstidene fra første trinn med det nivå-avvik hver utdanningsgruppe, aggregert over alder, har fra gjennomsnittet i tilhørende hovedgruppe. En bibetingelse ved justeringen er at fordelingene innenfor hver hovedgruppe blir bevart, dvs. at de fortsatt blir resultat ved aggregering av de disaggregerte fordelinger over utdanning.

Det apparat som presenteres i underavsnitt 4.2.1 gjelder bare personer som ikke er under utdanning, dvs. utdanningsgruppene 1-13. Personer i utdanningssituasjoner arbeider pr definisjon aldri heltid etter AKU. Siden vi heller ikke spesifiserer dem etter alder i modellen, kan vi klare oss med å estimere fravørs- og deltidsandeler for hver av de fire hovedgruppene. Det gjør vi enkelt ved å bruke gjennomsnittene i basisperioden. Vi minner nå om den mest disaggregerte persongrupperingen, vist i figur 1.1; som blir sentral under framstillingen videre.

#### Andel sysselsatte i arbeidstidskategoriene, $\alpha(k,a,u,t)$

I basisperioden defineres arbeidstidsandelene ved:

$$\begin{array}{lll} \alpha(k,a,u,t) & ; k = 1,2,3,4 & (k: \text{hovedgrupper}) \\ \text{basis} & & \\ & ; a = 1,2,\dots,10 & (a: \text{aldersgrupper}) \\ & ; u = 1,2,\dots,13 & (u: \text{utdanningsgrupper}) \\ & ; t = 1,2,3,4 & (t: \text{arbeidstidskategorier}) \end{array}$$

For å bygge disse opp etter beskrevet framgangsmåte trenger vi tre utgangsfordelinger f, g og h på aggregert persongruppernivå:

$$f(k,a,t) ; k=1,2,3,4; a=1,2, \dots, 10; t=1,2,3,4$$

$$g(k,u,t) ; k=1,2,3,4; u=1,2, \dots, 13; t=1,2,3,4$$

$$h(k,t) ; k=1,2,3,4; t=1,2,3,4$$

Her betegner f fordeling etter hovedgruppe og alder, g fordeling etter hovedgruppe og utdanning og h fordeling etter hovedgruppe, dvs.



aggregater over alder av f og g og over utdanning av g. Med unntak av at vi i avsnitt 4.1 ikke presenterte tall for kombinasjonen utdanning og ekteskapelig status (g-fordelingen for kvinner) er fordelingene f, g og h analoge med tall fra tabellene 4.1, 4.2, 4.3, og 4.6. Disse tre bestemmes som gjennomsnittene i den 9-årige basisperioden. (Beskrivelsen er generell, i praksis har vi som i avsnitt 4.1 brukt perioden 1976-1984). Formel (1a)-(1c) viser hvordan fordelingene f, g og h teknisk beregnes. Vi teller de ni årene i basisperioden på samme måte som lansert mot slutten i avsnitt 4.1.2, dvs -8, -7, ..., -1, 0.

$$(1a) \quad f(k, a, t) = \frac{\sum_{j=-8}^0 S_j(k, a, t)}{\sum_{j=-8}^0 \sum_{t=1}^4 S_j(k, a, t)}$$

$$(1b) \quad g(k, u, t) = \frac{\sum_{j=-8}^0 S_j(k, u, t)}{\sum_{j=-8}^0 \sum_{t=1}^4 S_j(k, u, t)}$$

$$(1c) \quad h(k, t) = \frac{\sum_{j=-8}^0 S_j(k, t)}{\sum_{j=-8}^0 \sum_{t=1}^4 S_j(k, t)}$$

$S_j(k, a, t)$  er tallet på sysselsatte i hovedgruppe k, alder a og arbeidstidskategori t i år j, mens  $S_j(k, u, t)$  og  $S_j(k, t)$  er tilsvarende sysselsettingstall for de andre aggregat-grupperingene. Vi ser at hver av fordelingene f, g og h summert over arbeidstidskategori blir 1. I tråd med to-trinns-resonnementet gjennomført tidligere i avsnittet konstruerer vi basisandeler for de disaggregerte gruppene ( $\alpha$ -er) som følger.

$$(2) \quad \alpha(k, a, u, t) = f(k, a, t) + \Delta(k, u, t) \quad ; \text{ alle } k, a, u, t$$

basis

hvor

$$(3) \quad \Delta(k, u, t) = g(k, u, t) - h(k, t) \quad ; \text{ alle } k, u, t$$

$\Delta$ -ene gir uttrykk for det nevnte nivå-avvik mellom utdanningsgrupper innenfor hver hovedgruppe. Når f.eks. utdannede innen samferdsel har høye andeler i midlertidig fravær (pga. mye avspasering som følge av skiftarbeid) blir dette fanget opp i  $\alpha$ -fordelingene gjennom at  $\Delta(k, 8, 1)$  blir stor for alle k. Hvis nivåforskjellene påvirker aldersstrukturen, blir dette imidlertid ikke fanget opp. Fordelingene f og justeringsfaktorene  $\Delta$  bestemmer altså nivået, mens f-ene alene bestemmer profilen på alle kurvene langs aldersskalen.

Siden  $\alpha$ -ene er gjennomsnittlige arbeidstidsandeler i basisperioden,

og siden det er skjedd en utvikling gjennom perioden som vi kjenner hovedtrekkene ved, vil vi nå framskrive  $\alpha$ -ene fra midtpunktet og fram til det siste året i basisperioden. Med anslag etablert ved robusthetsmetoden over 4 år får vi da at modellens utgangsfordelinger er

$$(4) \quad \alpha_0(k,a,u,t) = \alpha_{\text{basis}}(k,a,u,t) + 4 * \delta_{\text{basis}}(k,a,u,t) \quad ; \text{ alle } k,a,u,t$$

Det gjenstår å vise hvordan vi bestemmer de empiriske endringsledd ( $\delta$ -ene) på det mest disaggregerte persongruppenivå. Vi skal igjen støtte oss til konklusjoner fra analysen i kapittel 4.1. Som vi så i tabell 4.5 og 4.7 finnes det en del signifikante endringstrekk for aggregatgrupperingene etter kjønn og alder, og etter kjønn og utdanning. Den mer disaggregerte oppdelingen i tabell 4.8, som bare viser utviklingen for heltidsandelene, er stort sett for finmasket til å gi mange utsagnskraftige trekk. For kvinnene trenger vi i tillegg en ytterligere oppdeling etter ekteskapeleg status. Vi er derfor av samme grunn som før henvist til å utnytte informasjon fra en mer aggregert persongruppeinndeling. Vi vil igjen ta utgangspunkt i aldersmønsteret, hvor vi i avsnitt 4.1 fant endringer som stort sett virker i samme retning. I tabell 4.1 så vi imidlertid at for kvinner var det ulik utvikling å spore når vi skiller på ekteskapeleg status. For de før gifte var det heller ingen signifikans. Vi bør ta hensyn til dette, og får da igjen å ta utgangspunkt i tall fordelt etter hovedgrupper og alder.

De lite entydige trekk vi fant for de empiriske endringsmønstre innen utdanningsgruppene finner vi det vanskelig å innpasse direkte ved konstruksjonen av  $\delta$ -ene. Vi velger derfor bare å støtte oss til endringstallene i tabell 4.2 og 4.3, som viser mer entydig struktur, og bygger heller inn forskjeller mellom utdanningsgruppene på en mer analytisk måte. Ved å konsentrere oss et øyeblikk bare om heltidsandelene tenker vi oss at det er en sammenheng mellom nivå og endringstakt i disse. Når det innen utdanningsgrupper med høye heltidsandeler vises ytterligere økning, tenker vi oss at fortsatt økning vil være mer beskjedent enn en tilsvarende økning i en utdanningsgruppe på lavere heltidsnivå. Tilsvarende blir en reduksjon antatt lavere i grupper hvor andelene på forhånd er små. Som ved estimering av utgangsfordelingene, hvor vi i formel (2) trakk inn  $\Delta$ -ene til å nivåjustere mellom utdanningsgrupper, er det naturlig å finne fram til lignende justeringsfaktorer for å lage en slik sondering.

Tankegangen er nå som følger: For utdanningsgrupper med økende heltidsandel, som i basisperioden hadde høyere heltidsandel enn heltidsandelen i tilhørende hovedgruppe (dvs. i h-fordelingen), ønsker vi å redusere endringstakten. Vi ønsker også å redusere endringstakten for utdanningsgrupper som både har en avtagende heltidsandel og som i

basisperioden hadde en lavere heltidsandel enn hovedgruppen. For alle andre grupper holdes endringstakten konstant. Endringstakten reduseres med en multiplikativ faktor som er proporsjonal med det relative variasjonsområdet for heltidsandelen. Det vil si variasjonsområdet for utdanningsgruppen i forhold til variasjonsområdet for hele den tilhørende hovedgruppen. De samme reduksjonsfaktorene brukes også for endringene i deltids- og fravørsandelen. Med utgangspunkt i endringstallene i tabell 4.2 og 4.3, som vi kaller  $\Delta_f(k,a,t)$ , skal vi formalisere det som er sagt.  $\Delta_f$ , som altså er årlig additiv endringstakt, anslår vi som følger. La  $f_{(1)}(k,a,t)$  og  $f_{(2)}(k,a,t)$  være gjennomsnitt i hhv. første og annen halvperiode av basisperioden. De beregnes for hver av halvperiodene helt analogt med formel (1a), med den modifikasjon at bare halvparten av det midterste året inngår i hver av de to halvperiodene. Avstanden mellom lokaliseringstidspunktene blir på den måten en halvperiode, dvs 4 1/2 år. Vi får da:

$$(5) \Delta_f(k,a,t) = (f_{(2)}(k,a,t) - f_{(1)}(k,a,t)) / 4.5$$

og

$$(6) \delta_{\text{basis}}(k,a,u,t) = \Delta_f(k,a,t) * q(k,u) \quad ; \quad \begin{array}{l} k=1,4 \\ a=1,10 \\ u=1,13 \\ t=1,4 \end{array}$$

hvor

$$(7) q(k,u) = \begin{cases} g(k,u,1)/h(k,1) & ; \quad g(k,u,1) < h(k,1) \text{ og} \\ & \Delta_f(k,a,1) < 0 \\ (1-g(k,u,1))/(1-h(k,1)) & ; \quad g(k,u,1) > h(k,1) \text{ og} \\ & \Delta_f(k,a,1) > 0 \\ 1 & ; \quad \text{ellers} \end{cases}$$

## Gjennomsnittlige ukentlige arbeidstider

For de gjennomsnittlige ukentlige arbeidstider i hver av arbeidstidskategoriene er resonnementet svært analogt med gjennomgangen for andelene. I utgangspunktet står vi imidlertid friere ved valg av metode, idet vi ikke har den binding at det er funksjonell avhengighet mellom estimatene for hver av arbeidstidskategoriene, (jfr sannsynlighetsfordelingen for andelene hvor summen av dem er 1). I den eldre timeverksmodulen i MATAUK ble da også dette gjort noe annerledes, idet vi der brukte multiplikative endringstall og ikke additive som dette opplegget benytter. Ved siden av fordelene ved å få estimert de to sett av koeffisienter etter analoge metoder kan dette skiftet også begrunnes med at variasjonsområdet for arbeidstidene i deltidsmodellen sterkt innsnevres i forhold til i modulen med bare en gjennomsnittlig arbeidstid. For deltidsgruppene er det som vi så i kapittel 4.1 svært lite variasjon i gjennomsnittlig arbeidstid for de fleste persongrupper. Arbeidstiden i heltidsgruppene varierer sterkere med alder, utdanning, kjønn og ekteskapeleg status, men på en slik måte at også det kan peke i retning av en slik analogi.

De substansielle forskjeller ved å lage anslag for arbeidstidene i forhold til for sysselsettingsandelene gir et formelapparat som bare er analogt, men ikke helt identisk. Vi tar derfor en del av formlene med. Først finner vi gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid i basisperioden for de tre aggregat-grupperingene. Resultatene, som vi kaller  $F(k,a,t)$ ,  $G(k,u,t)$  og  $H(k,t)$ , anslår vi så helt analogt med formlene (1a)-(1c) for å lage utgangsfordelingene  $f, g$  og  $h$ . Skalering for å få inn utdanningsnivået i estimatene på arbeidstidene i basisperioden  $T_{\text{basis}}(k,a,u,t)$ , blir nå beregnet ved proporsjonalitet:

$$(8) T_{\text{basis}}(k,a,u,t) = F(k,a,t) * (G(k,u,t)/H(k,t)) ;$$

$k=1,4$   
 $a=1,10$   
 $u=1,13$   
 $t=1,3$  (for  $t=4$  er arbeidstiden alltid 0 timer)

De tilsvarende anslag for utgangsåret,  $T(k,a,u,t)$ , blir

$$(9) T(k,a,u,t) = T_{\text{basis}}(k,a,u,t) + 4 * \omega_{\text{basis}}(k,a,u,t) ; \text{ alle } k,a,u,t$$

hvor  $\omega$ -ene beregnes ut fra et analogt resonnement som  $\delta$ -ene i (4). Som i (5) innfører vi nå  $\Delta_F(k,a,t)$  som årlig observert endringstakt i  $F$ -fordelingene, og konstruerer  $\omega$ -er på følgende måte:

$$(10) \omega_{\text{basis}}(k,a,u,t) = \Delta_F(k,a,t) * \varrho(k,u) ; \text{ alle } k,a,u,t$$

hvor

$$(11) \varrho(k,u) = \begin{cases} (G(k,u,1)-30)/(H(k,1)-30) ; G(k,u,1) < H(k,1) \\ \text{og } \Delta_F(k,a,1) < 0 \\ (50-G(k,u,1))/(50-H(k,1)) ; G(k,u,1) > H(k,1) \\ \text{og } \Delta_F(k,a,1) > 0 \\ 1 ; \text{ ellers} \end{cases}$$

#### 4.2.2. Framskriving av andeler og arbeidstider

Timeverksmengden som tilbys fra de ulike persongruppene i arbeidsstyrken kan for utgangsåret anslås til

$$(12) W_0(k,a,u) = A_0(k,a,u) * \sum_{t=1}^3 \alpha_0(k,a,u,t) * T_0(k,a,u,t) \quad (t=4, \text{ midl. fravær har arbeidstid } 0)$$

hvor  $A_0(k,a,u)$  er antall personer i arbeidsstyrken av kjønn og ekteskadelig status  $k$ , alder  $a$  og utdanning  $u$  i utgangsåret. Fra yrkesdeltakingsdelen i MATAUK har vi anslag for framtidig arbeidsstyrke  $A_j(k,a,u)$ ;  $j=1,2,\dots$  osv og ved også å skaffe oss anslag for framtidige  $\alpha$ -er og  $T$ -er kan vi framskrive timeverkstilgangen:

$$(13) W_j(k,a,u) = A_j(k,a,u) * \sum_{t=1}^3 \alpha_j(k,a,u,t) * T_j(k,a,u,t) ; j=1,2,\dots$$

I dette avsnittet er tall for personer under utdanning i prinsippet behandlet på samme måte som for andre grupper. Ved å sette alle utgangsparametre for  $u=14$  i hver hovedgruppe like i alle aldersgrupper, brukes formelapparatet i dette avsnittet direkte.

Vi skal vise hvordan vi i noen alternativ lager anslag for parametrene i formel (13). Vi tar for oss tre alternativ for framskrivingen av timeverksmengden, nærmere bestemt konstant-alternativ, kohort-alternativ og trend-alternativ.

#### Konstant-alternativ

Konstant-alternativ er enklest å utforme og svært vanlig å produsere ved bruk av modeller av denne type. De tjener gjerne hensikt som referansebane for en kjent situasjon, som f.eks. "dagens nivå" e.l. Når vi i arbeidskraftsmodellen holder alle parametre (yrkesfrekvenser, arbeids-

tidsandeler og arbeidstider) konstante, illustrerer beregningen virkningen for arbeidskraftstilgangen av at befolknings sammensetningen endres. Det er også derfor det er av betydning i MATAUK at det er gode muligheter for disaggregering i befolkningsgrupper, slik at virkningen av endret sammensetning blir fanget opp av modellen. Dette var vi også inne på i kapittel 2.

Konstant-alternativ hvor f.eks. konstante arbeidstidsandeler og arbeidstider kombineres med utvikling i yrkesfrekvenser får på tilsvarende måte illustrert virkningen av befolkningsutvikling og utviklingen i yrkesdeltaking for timeverkstilgangen. Slike alternativ anbefaler vi imidlertid ikke å bruke til planlegging, idet empiri, som vi var inne på i kapittel 4.1.6, viser at det er høy korrelasjon mellom utviklingen i yrkesdeltakingsmønster og arbeidstidsmønster. Det vil derfor ofte være urealistisk å gjøre forutsetninger som ikke innehar en viss konsistens på disse to punktene.

Anslag for arbeidstidsandeler og arbeidstider blir ved konstant-alternativ enkelt å lage:

$$(14) \quad \alpha_j(k, a, u, t) = \alpha_0(k, a, u, t); \quad j=1, 2, \dots$$

og

$$T_j(k, a, u, t) = T_0(k, a, u, t); \quad j=1, 2, \dots$$

#### Kohort-alternativ

Her lanserer vi en type alternativ som vi tidligere ikke har produsert, og som vi heller ikke har sett andre gjøre. Vi var inne på en lignende tankegang da vi kommenterte yrkesdeltakingsdelen mot slutten i kapittel 2. Bakgrunnen for dette er den drøftingen vi i kapittel 4.1.1 gjorde om samspill i arbeidstidsmønsteret mellom kohort- eller alderspåvirkninger. A priori vet vi at det er ulik forklaringsgrad over aldersskalaen. F.eks. har personer i pensjonsalder og også helt unge en arbeidstid som sterkt er knyttet til den alderen de er i, og slik vil det være uavhengig av kohortutviklingen generelt. For å få bedre innsikt i virkningen av kohort-utvikling kan vi tenke oss at vi produserer et alternativ hvor arbeidskraftsparametrene over tid holdes konstante for hver kohort. Dette vil da illustrere ren-effekten av kohort-utviklingen, men som sagt ikke gi det mest realistisk bildet for alle, jfr. resonnementet for de helt unge og de aller eldste. Et mer realistisk alternativ kan lages ved å gjøre forutsetninger om hvor mye alderseffektene "visker ut" kohort-effekten i ulike aldre. Her er vi imidlertid på utrygg grunn idet det ikke finnes hverken gode data eller analyser, blant annet kan vi ikke vite om det er ulike mønstre avhengig av om vi ser på yrkesdeltaking, arbeidstids-

fordeling eller arbeidstider. Et rendyrket kohort-alternativ illustrerer virkningen av at personer med et gitt yrkesdeltakings- og arbeidstidsmønster har stor sannsynlighet for å beholde dette fra et år til det neste.

Anslag for arbeidstidsandeler og arbeidstider ved et slikt rendyrket kohort-alternativ blir:

$$(15) \quad \alpha_j(k, a, u, t) = \alpha_{j-1}(k, a-1, u, t) ; j=1, 2, \dots, a=2, 3, \dots, \text{ alle } k, u$$

og

$$T_j(k, a, u, t) = T_{j-1}(k, a-1, u, t) ; j=1, 2, \dots, a=2, 3, \dots, \text{ alle } k, u$$

I (15) betegner  $a$  alder etter ettårige aldersgrupper. Det må gjøres en tilleggsforutsetning om hvordan nye kohort-grupper hvert år skal starte sin arbeidsmarkedskarriere når de kommer inn i arbeidsstyrken i laveste alder. Her kan man velge anslag fra et konstant- eller et trend-alternativ.

### Trend-alternativ

Trend-alternativ er et samlenavn for de alternativ som forutsetter utvikling i arbeidskraftsparametrene over tid. Med trend mener vi da som oftest "tidens trend", men generelt kan det produseres alternativ med alle tenkelige trender. De trend-alternativ som hittil er produsert med MATAUK er utformet slik at utviklingstrekkene er knyttet til aldersutvikling i parametrene, slik som disse observeres over en periode i AKU. Siden også kohort-utviklingen ligger innebakt i datamaterialet blir ikke dette noe "rendyrket" alternativ etter den terminologi vi brukte under omtalen av kohort-alternativet. Heller ikke får vi tatt hensyn til at kohort-utviklingen, pga. endringer ved en rekke andre faktorer, endrer seg når nye kohorter går gjennom arbeidsdyktig alder. Forutsetningene bak slike alternativ er altså for grove til at vi kan bruke dem direkte til å studere disse problemene, men ved å sammenligne trend-alternativ med et rendyrket kohort-alternativ er det likevel mulig å skaffe seg en viss oversikt over størrelsesorden av de ulike effekter. Det trend-alternativ som presenteres her baserer trendene i yrkesdeltakingen på den samme perioden som trendene i arbeidstidsmønsteret, perioden 1976-1984. Det er altså et spørsmål om det ikke også går an å utforme trendalternativ hvor trendene til en viss grad baseres på kohortutvikling. I det framskrivingsopplegg vi her presenterer baserer vi oss imidlertid på en ren alders-utvikling på linje med trendframskrivingsteknikken i yrkesdeltakingsdelen i MATAUK, Sørli (1985a).

Vi skal nå foreta en formell gjennomgang av trendframskrivingen for arbeidstidsandelene og de gjennomsnittlige arbeidstider. Framskrivingsmetoden er i prinsippet den samme som ble dokumentert i appendiks i

MATAUK-rapporten, Sørli (1985a), ved at alle trender forlenges men dempes ned i progressiv takt utover i framskrivingsperioden. Mens metoden i beskrevet i MATAUK-rapporten benytter en multiplikativ funksjonsform bruker vi her en additiv form. Forskjellen skyldes den bindingen vi har ved at andelene i arbeidstidskategorier skal summere seg til 1. Det impliserer at mekanikken i avdempingsfunksjonene blir noe annerledes enn beskrevet i appendikset, Sørli (1985a).

Når anslag for andeler og arbeidstider er laget, får vi som nevnt anslaget på timeverksmengden ved formel (13).

### Trendframskrivning av andelene

Vi starter med å sette de endringstakter vi fant for basisåret lik initial endringstakt for utgangsåret:

$$(16) \quad \delta_0(k,a,u,t) = \delta_{\text{basis}}(k,a,u,t) \quad ; \text{ alle } k,a,u,t$$

Framskrivingsssammenhengen videre framgår av formel (17)

$$(17) \quad \alpha_j(k,a,u,t) = \alpha_{j-1}(k,a,u,t) + \delta_j(k,a,u,t)$$

En sentral forutsetning ved framskrivingsmekanikk av denne type er at alle strukturer er "glatte", dvs. at over korte tidsintervall endres ingen parametre drastisk. Det betyr at vi kan forutsette sterk sammenheng mellom sett av arbeidstidsandeler for to på-hverandre følgende år. Samtidig skal endringstakten gradvis avta. Vi skal i det følgende begrunne nærmere hvorfor vi velger følgende relasjon for utviklingen i  $\delta$ -ene. Relasjonen gjelder for de fleste kombinasjoner av  $k,a$ , og  $u$ , unntakene omtales etterpå.

$$(18) \quad \delta_j(k,a,u,t) = \begin{cases} \gamma_j^* D(\alpha_{j-1}, \alpha_j) * \delta_0(k,a,u,t) & ; \alpha_j(k,a,u,t) > \mu \\ 0 & ; \alpha_j(k,a,u,t) < \mu \end{cases} \quad \text{for alle } t$$

$\mu$  er en minimumsgrense som vi ikke tillater noen arbeidstidsandel å underskride. (Tilsvarende har vi også en maksimumsgrense, men den vil vi i praksis ikke berøre. I formel (18) har vi for enkelhets skyld latt grensene for heltidsandelen være 0 og 1, som vi gjør det i beregningene. Forøvrig vil ingen andel komme nær opptil 1, hovedårsaken er at andelene i midlertidig fravær er svært stabile og ligger i nivå rundt 0.1.) Ved



formaliseringen kan slike  $\mu$ -er trekkes implisitt inn i formelen. Ved gjennomgangen av apparatet vedrørende arbeidstidene i neste underavsnitt viser vi hvordan vi gjør det. Sjekk av betingelsen i formel (18) gjøres ved innsetting i (17).

Justeringen av endringstakten fra basisperioden består av to ledd, et generelt og et spesielt dempingsledd. Mange av endringstaktene er svært små, jfr. kapittel 4.1, hvor vi listet opp hovedgrupper hvor vi fant signifikans. En del signifikante endringstall for mer disaggregerte grupper er store i tallverdi og skyldes forhold i basisperioden som det neppe er realistisk å tro at skal fortsette med tilnærmedesvis samme styrke. Dette skaper behov for å ha to avdempingsmekanismer, en generell og en som kan forsterke dempingen når den generelle blir for svak. Det er et poeng at ikke den generelle settes for sterk, slik at ikke den langsiktige effekten av svak endring blir visket bort.

Leddet  $\gamma^j$  inneholder den generelle avdempingen. Med  $\gamma=1$  får vi ingen avdemping og med  $\gamma=0$  full avdemping. Til dette opplegget har vi testet noen verdier av  $\gamma$ , og ved å se på føyningen har vi konkludert med at etter en periode av lengde lik lengden av basisperioden bør alle generelle endringstrekk være omtrent halvert. Verdien  $\gamma=0.933033$  gir en nøyaktig halvering av veksttaktene over 10 år. Av hensiktsmessighets grunner har vi valgt denne verdi. I 1995 er altså alle generelle endringstrekk ved arbeidstidsfordelingene observert, i perioden 1976-1984 minimum blitt halvert. I tillegg kommer ekstra avdemping gjennom funksjonen D. Den øker med den avstand heltidsandelen beveger seg bort fra verdien i utgangsåret og den øker raskere jo større denne avstanden blir. Helt analogt med det spesielle dempingsleddet i vedlegget i MATAUK-rapporten, Sørli (1985a), og med tilsvarende begrunnelse som der, har funksjonen D i (19) som argument et skalert uttrykk for de omtalte avstandene i varaisjonsområdet til heltidsandelene:

$$(19) \quad D(x) = x^{1.5} \quad \text{hvor}$$

$$(20) \quad x = \begin{cases} \frac{\alpha_{j-1}(k,a,u,1)}{\alpha(k,a,u,1)} & ; \delta_{j-1}(k,a,u,1) < 0 \\ 0 & = \\ \frac{(1-\alpha_{j-1}(k,a,u,1))/(1-\alpha(k,a,u,1))}{0} & ; \delta_{j-1}(k,a,u,1) > 0 \end{cases}$$

Den samme dempingsfaktoren, bestemt ut fra utviklingen på heltidsandelen, brukes til justering av hele fordelingen for hver persongruppe.

Som nevnt brukes denne metoden for de fleste persongrupper. Noen av estimatene for utgangsfordelingene baserer seg imidlertid på ikke-

signifikante anslag, jfr. avsnitt 4.1. En vurdering av dette har ført til at det er visse av disse endringstallene vi har unnlatt å bruke. Det gjelder personer under utdanning ( $u=14$ ) og før gifte kvinner under 30 år og over 65 år ( $k=4$  og  $a=1,2,3,8,9,10$ ). For disse gruppene settes alle  $\delta$ -er lik 0 allerede fra utgangsåret av.

### Trendframskriving av gjennomsnittlige arbeidstider

Ved estimering av de framtidige gjennomsnittlige arbeidstider bruker vi samme resonnement og teknikk. Som i glattingsprosedyren avviker avdempingen av arbeidstidene noe fra andelene ved at variasjonsområdene for arbeidstidenskategoriene er ulike. Vi har heller ingen binding på anslagene mellom arbeidstidskategoriene. Eksersisen er likevel analog, vi gir derfor bare formelapparatet, jfr. notasjonen for arbeidstidene i avsnitt 4.2.1:

$$(21) \quad \omega_0(k,a,u,t) = \omega_{\text{basis}}(k,a,u,t) \quad ; \text{ alle } k,a,u,t$$

og

$$(22) \quad T_j(k,a,u,t) = T_{j-1}(k,a,u,t) + \omega_j(k,a,u,t)$$

$$(23) \quad w_j(k,a,u,t) = \begin{cases} \gamma * D(w_{j-1}, w_0) * w_0(k,a,u,t) ; \\ \mu_{\min}(t) < T_j(k,a,u,t) < \mu_{\max}(t) \\ 0 ; T_j(k,a,u,t) < \mu_{\min}(t) \vee T_j(k,a,u,t) > \mu_{\max}(t) \end{cases}$$

;  $j=1,2,\dots$

Grensene  $\mu_{\min}(t)$  og  $\mu_{\max}(t)$  er i dette tilfellet de som defineres av arbeidstidsinndelingen. Maksimumsgrensen  $\mu_{\max}(1)$  settes lik 50 timer. Leddet  $\gamma$  er det samme som for andelene. Funksjonen  $D$  er også identisk, men argumentet i funksjonen er annerledes, idet grensene eksplisitt inngår i funksjonsformen (det gjør de også for andelene, men er ikke formalisert i avsnittet over da grensene der er 0 og 1). Argumentet blir nå:

$$(24) \quad x = \begin{cases} \frac{(T_{j-1}(k,a,u,t) - \mu_{\min}(t)) / (T_{j-1}(k,a,u,t) - \mu_{\min}(t))}{0} & ; \omega_{j-1}(k,a,u,t) < 0 \\ \frac{(\mu_{\max}(t) - T_{j-1}(k,a,u,t)) / (\mu_{\max}(t) - T_{j-1}(k,a,u,t))}{0} & ; \omega_{j-1}(k,a,u,t) > 0 \end{cases}$$

## Litteratur

- Arbeidstidsutvalget (1985): "Fleksibel/nedsett pensjonsalder".  
GCS hurtigtrykk, Oslo
- Ellingsæter, Anne Lise og Gunvor Iversen (1984): Endringer i kvinners arbeidsmarkedstilpasninger. SØS nr. 55, Statistisk Sentralbyrå, Oslo
- Foss, Olaf og Jørn Ranges (1985): "Bærer du den så bærer du den!" Veksten i kvinners arbeidsoppgaver og utfordringen for likestillingspolitikken. NIBR-rapport 1985:11
- Fridstrøm, Lasse (1984): Individual Labour Supply in Norway. SØS nr. 58, Statistisk Sentralbyrå, Oslo
- Hernæs, Erik (1986): Framskrivning av befolkningens utdanning. SØS nr. 60, Statistisk Sentralbyrå, Oslo
- Jensen, An-Magritt (1985): Another child? A Hazard Model for Employment Effects on Transitions from Zero Parity to the Third Birth, CDE Working Paper 85-5
- Kravdal, Øystein (1986): Framskrivning av befolkningen etter kjønn, alder og ekteskapeleg status 1985-2050. RAPPORT 86/22, Statistisk Sentralbyrå, Oslo
- Ljones, Olav (1981): Arbeidstidsproblemer, kapittel i artikkelsamlingen "Sysselsettingen i søkelyset" (redigert av Brunstad, Colbjørnsen og Rødseth), Universitetsforlaget, Oslo
- Ljones, Olav og Kjetil Sørli (1985a): Arbeidskraftstilgang og befolkningsutvikling - en presentasjon av beregningsmodellen MATAUK, Økonomiske analyser, 1985 nr. 3, Statistisk Sentralbyrå, Oslo
- Ljones, Olav og Kjetil Sørli (1985b): Befolkningens forsørgelsesbyrde - framskrivning av den yrkespassive og den yrkesaktive befolkning, Økonomiske analyser, 1985 nr. 6, Statistisk Sentralbyrå, Oslo
- Nordisk Ministerråd (1983): Työaika Pohjoisessa (Arbetstid i Norden), Nordisk Ministerråd 83:10

NOU (1984): Befolkningsutviklingen, NOU 1984:26

Rideng, Arne; Knut Sørensen og Kjetil Sørli (1985): Modell for regionale befolkningsframskrivninger, RAPPORT 85/7, Statistisk Sentralbyrå, Oslo

Statistisk Sentralbyrå (1986): Framskrivning av folkemengden 1985-2050, NOS B 583, Statistisk Sentralbyrå, Oslo

Sørli, Kjetil (1985a): MATAUK - en modell for tilgang på arbeidskraft, revidert modell, og framskriving av arbeidsstyrken 1983-2000. RAPPORT 85/8. Statistisk Sentralbyrå, Oslo

Sørli, Kjetil (1985b): Utviklingen på arbeidsmarkedet i de senere år. Fokus på endringer i 1984 belyst ved sammenligning mellom arbeidskraftsundersøkelsen og framskrivingstall fra arbeidskraftsmodellen MATAUK. IN 85/21, Statistisk Sentralbyrå, Oslo





