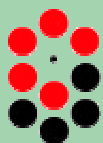


Forsørgerbyrde og førtidspension

***et eksempel på anvendelse af en simpel
fremskrivningsmodel***

Martin Rasmussen

***Arbejdsmarkedspolitik
Arbejdsrapport 21:2002***



Forsørgerbyrde og førtidspension – et eksempel på anvendelse af en simpel fremskrivningsmodel

Martin Rasmussen

***Arbejdsmarkedspolitik
Arbejdsrapport 21:2002***

Socialforskningsinstituttets arbejdsrapporter indeholder foreløbige resultater af undersøgelser og forarbejder til artikler eller rapporter. Arbejdsrapporter udgives i et begrænset oplag som grundlag for en faglig diskussion, der indgår som led i forskningsprocessen. Læseren bør derfor være opmærksom på, at resultater og fortolkninger i den færdige rapport eller artikel vil kunne afvige fra arbejdsrapporten. Arbejdsrapporter er ikke omfattet af de procedurer for kvalitetssikring og

FORORD:

Dette arbejdspapir er en del af udredningen ”Test af datasystem til forsknings- og evalueringsspørgsmål på det sociale område” – i daglig tale kaldet ”Data-projektet” – som Socialministeriet har bedt Socialforskningsinstituttet om at udføre.

I arbejdspapiret illustreres en metode til at fremskrive befolkningens fordeling på ’tilstande’ – fx beskæftigelse, ledighed, førtidspension. Metoden benytter statistiske oplysninger om folks mobilitet fra fx beskæftigelse til ledighed fra et år til det næste til at fremskrive de langsigtede konsekvenser, som denne dynamik har. Vi fortolker – med passende forbehold – resultaterne som de langsigtede konsekvenser af den aktuelle økonomiske politik, den aktuelle adfærd og den aktuelle økonomiske situation. Der foretages meget lange fremskrivninger på næsten 100 år. Sigtet er dog ikke så meget at lave prognoser som at illustrere nutiden på en speciel måde.

Der er i papiret særlig fokus på, om ældrebyrdeproblematikken har en ekstra dimension via førtidspension, der jo i høj grad tildeles ældre. Med papiret ønskes dog i lige så høj grad at diskutere metoden, der også kan anvendes i andre sammenhænge.

Der er til undersøgelsen knyttet en følgegruppe. Af følgegruppens medlemmer har Margareta Levin (Arbejdsdirektoratet), Per Kampmann (Arbejdsmarkedsstyrelsen) og Christian Sølyst (LO) deltaget i møder, hvor papiret blev diskuteret. Alle har tidligere arbejdet i Socialministeriet. Følgegruppen takkes for gode kommentarer til papiret.

Undersøgelsen er gennemført af forsker Martin Rasmussen. Programleder Niels Henning Bjørn har været ansvarlig for projektledelsen.

Indhold

Kapitel 1.	Indledning – kortsigtet social mobilitet forklarer langsigtet forsørgerbyrde	
		7
Kapitel 2.	Langsigtede konsekvenser af den aktuelle sociale mobilitet	11
2.1.	<i>Et tænkt eksempel</i>	11
2.2.	<i>Overgangsmatricer for bestemte år</i>	13
2.3.	<i>Resultatet af fremskrivninger alene baseret på årlige, summariske overgangsmatricer</i>	15
Kapitel 3.	Den ændrede aldersfordeling	19
3.1.	<i>Et tænkt eksempel</i>	19
3.2.	<i>Befolkningsfremskrivningen</i>	20
3.3.	<i>Fremskrivning af fordeling med hensyntagen til alder</i>	22
3.4.	<i>Ændret initialfordeling og ændret mobilitet</i>	25
Kapitel 4.	Ændret uddannelsesfordeling	29
Kapitel 5.	Relateret litteratur	33
Kapitel 6.	Sammenfatning	35
Litteratur		37
Bilag 1.	Fremskrivningsmetoden – teknisk gennemgang	39
B1.1.	<i>Fremskrivning uden hensyntagen til alders- og uddannelsesfordeling</i>	39
B1.2.	<i>Fremskrivning med hensyntagen til aldersfordeling</i>	40
B1.3.	<i>Fremskrivning med hensyntagen til alders- og uddannelsesfordeling</i>	41
Bilag 2.	Data	43
B2.1.	<i>Kilder</i>	43
B2.2.	<i>Definition af tilstande</i>	43
B2.3.	<i>Overgangsmatricerne</i>	47
B2.4.	<i>Befolkningsfremskrivningen</i>	47
Bilag 3.	Tabeller	49
Bilag 4.	Ekspirer 53	
Arbejdsrapporter publiceret af Socialforskningsinstituttet		56

Kapitel 1. Indledning – kortsigtet social mobilitet forklarer langsigtet forsørgerbyrde

I papiret forklares en simpel måde at fremskrive befolkningens fordeling på forskellige 'tilstande' som fx beskæftigelse, ledighed og varig tilbagetrækning.

Vi er specielt interesserede i at fremskrive befolkningens fordeling på offentlig forsørgelse i forhold til selvforsørgelse. Denne *fordeling på tilstande* er relevant for eksempel for de offentlige finanser. Imidlertid benytter vi i papirets metode ikke kun information om befolkningens fordeling på tilstande, men i særlig grad information om (social) *mobilitet* fra et år til det næste mellem tilstande. Denne mobilitet er samlet i såkaldte 'overgangsmatricer', der er beregnet med en simpel statistisk metode. Sådanne matricer angiver sandsynligheden for, at en person, der sidste år var i tilstand Y, i år er i tilstand X. Overgangsmatricerne betragter vi i papiret ikke som interessante i sig selv, men derimod som værktøjer til at fremskrive fordelingen på tilstande. Matricerne kan fx (i kombination med lidt anden statistik og med mere eller mindre strenge antagelser) udnyttes til at:

- ?? Beregne hvilke langsigtede effekter det har, hvis sandsynligheden for at blive førtidspensionist er ændret fra et år til et andet
- ?? Beregne effekten af at befolkningens aldersfordeling ændres
- ?? Beregne effekten af at fordelingen på uddannelser ændres
- ?? Illustrere betydningen af initialfordeling kontra dynamisk mobilitet – er det meget vigtigt at træde ind på arbejdsmarkedet som beskæftiget, eller er mobilitet mellem tilstande så væsentlige, at initialfordelingen 'opløses' over tid?

Det første punkt er relevant af følgende grund: Antag, at sandsynligheden for at modtage førtidspension ændres fra et år til et andet. Det er en ændring i *mobiliteten* fra ikke at være førtidspensionist til at være det. De fulde effekter på andelen af førtidspensionister i befolkningen realiseres først efter en del år; hvis tildelingssandsynligheden er øget, vokser andelen gradvist mod en ny, højere andel, fordi der hvert år er flere, der tildeles pensionen. Hvis fx reglerne for at få førtidspension lempes, er det derfor tildelingssandsynligheder (overgangsmatricer), man skal tage udgangspunkt i, selv om det er fordeling på tilstande, man i sidste ende er interesseret i (jf. dog diskussion om dette i afsnit 2.3). Vi taler i papiret om de langsigtede konsekvenser af et givent års sociale mobilitet eller overgangsmatrice, men underforstået interesserer vi os for konsekvenserne af årets politik, adfærd eller økonomiske situation, idet vi forestiller os, at sådanne faktorer også bestemmer overgangsmatricerne fremover.

Det andet punkt lægger sig i forlængelse af debatten om, i hvilken grad den fremtidige større andel ældre vil påvirke overførslen af indkomster fra erhvervsaktive til ældre. Denne debat handler om, at en større andel ældre vil betyde, at en større del af produktionen skabt af de erhvervsaktive skal overføres til alderspensionisterne. Det fænomen, at det i særlig grad er ældre personer, der

bliver førtidspensionister, vil i sig selv yderligere øge behovet for aldersrelaterede overførsler fra de erhvervsaktive. Det samme gælder i sagens natur efterløn, da det kun er personer over en vis alder, der kan opnå efterløn. Vores fremskrivningsmetode kan belyse, om overførselsbehovet øges i væsentlig grad eller blot en smule ved at beregne, hvor meget andelen af førtidspensionister og efterlønsmodtagere kan forventes at stige som følge af ændret aldersfordeling. Det samlede antal førtidspensionister påvirkes ikke kun af aldersfordelingen, men også af sandsynligheden for at komme på førtidspension. Relativt få personer er de seneste år kommet på førtidspension, og de to effekter trækker derfor i hver sin retning. I papiret peges på, hvilken effekt der er størst.

Ved vurdering af fremskrivningernes informationsindhold er det vigtigt at huske på, at fremskrivningerne viderefører det seneste års mobilitet ud i fremtiden. Imidlertid kan tal, der viser fx høj sandsynlighed for at komme på efterløn, i nogle tilfælde være af åbenlys midlertidig karakter, og derfor vil det være urimeligt at forvente, at en sådan mobilitet videreføres ud i al fremtid – mere diskussion om dette i papiret.

De sidste to punkter kan måske betragtes som udvidelser i forhold til disse hovedsigter. For eksempel kunne det tænkes, at hvis en større andel havde høj uddannelse, ville det modvirke den tendens mod flere på førtidspension, som den ændrede aldersfordeling vil få, fordi førtidspension sjældnere tildeles veluddannede. Når man forsøger at drage konsekvenser af sådanne (implicit politikorienterede) eksperimenter, er det vigtigt at skelne mellem, hvad vi kunne kalde naturlige og hypotetiske eksperimenter. Med et naturligt eksperiment mener vi her forskellen på fremskrivninger baseret på to forskellige års mobilitet. Med hypotetiske eksperimenter ændrer vi fx befolkningens uddannelsesfordeling og beregner konsekvenser heraf, dvs. vi kombinerer en hypotetisk uddannelsesfordeling med statistisk observeret mobilitet for den statistisk observerede uddannelsesfordeling. Ved hypotetiske eksperimenter vil de effekter, vi finder, formentlig være overvurderede.

I næste kapitel beskrives de langsigtede konsekvenser af den aktuelle sociale mobilitet. I kapitel 3 laves fremskrivninger med hensyntagen til aldersfordelingen, og det diskuteres, hvad den ændrede aldersfordeling betyder for den fremtidige tilstandsfordeling. Der laves også hypotetiske eksperimenter til at belyse effekten af ændret initial fordeling på tilstande og effekten af ændret mobilitet. I kapitel 4 tages eksplicit hensyn til uddannelsesfordelingen og effekten af ændret uddannelse diskuteres. Papirets bilag beskriver metoden på et teknisk plan samt data. I bilag 3 er stikprøvestørrelsen vist. Desuden er vist de data, der danner baggrund for hovedtekstens figurer.

Gennemgående er der lagt relativt stor vægt på at diskutere metode med det håb, at læseren finder andre anvendelsesområder.

Inden den egentlige tekst, en generel bemærkning om fremskrivninger:

I papiret vises fremskrivninger, der går 5, 10, 60 og uendeligt mange år ud i fremtiden. Skal man nu betragte dette som en forudsigtelse? Man kan sige, at hvis der i fremskrivningsårene ikke sker andre ændringer end dem, der eksplicit er indbygget i beregningen, så vil fremskrivningen korrekt forudsige fremtiden. Men det er jo oplagt, at der vil ske en masse andre ændringer, og desto længere vi fremskriver, desto flere yderligere ændringer vil påvirke fordelingen. Eksempelvis bliver befolkningsfremskrivninger fra Danmarks Statistik ofte kritiseret for at være usikre af disse grunde. Holdningen er tilsyneladende, at det er problematisk at bruge usikre beregninger som grundlag for debat og beslutninger. Holdningen i dette papir er omvendt, at da netop befolkningsfremskrivninger og social mobilitet er noget, der har betydning langt ud i fremtiden, er det fornuftigt at lave disse lange fremskrivninger for at få et fuldt billede af konsekvenserne af den aktuelle sociale mobilitet og de aktuelle demografiske forhold (fertilitet, levealder, migration). Usikkerhed er et vilkår i virkelighedens verden og også i fremskrivninger. Det er naturligvis et problem, hvis man ikke ved, at usikkerheden findes, ligesom det er et problem, hvis man ikke er i stand til at diskutere forudsætningerne for fremskrivningsmodellerne.

2.1. *Et tænkt eksempel*

Det interessante er fordelingen på tilstande på et givet tidspunkt, t . Lad os for illustrationens skyld sige, vi kun har to tilstande, beskæftigelse og ikke-beskæftigelse. Overgangsmatricen ser således ud:

Tabel 2.1. En (tænkt) overgangsmatrice

		Tilstand periode t	
		Beskæftigelse	Ikke-beskæftigelse
Tilstand periode $t+1$	Beskæftigelse	0,80	0,15
	Ikke-beskæftigelse	0,20	0,85

Tabellen (matricen) skal fortolkes på den måde, at hvis man er beskæftiget i periode t , er der 80% sandsynlighed for, at man er beskæftiget i næste periode. Hvis man derimod er ledig i periode t , er der ifølge den lidt pessimistiske matrice kun 15% sandsynlighed for, at man bliver beskæftiget i periode $t+1$.

Vi kan skrive overgangsmatrice svarende til tabel 2.1 som

$$\begin{pmatrix} 0,80 & 0,15 \\ 0,20 & 0,85 \end{pmatrix} \quad (1)$$

Til overgangsmatricen hører en fordeling på beskæftigede og ikke-beskæftigede, der har den egenskab, at der ikke sker nogen yderligere ændringer fra periode til periode – en 'steady state-fordeling'. Denne fordeling er

$$\begin{pmatrix} \text{Beskæftigede} & 0,429 \\ \text{Ikke-beskæftigede} & 0,571 \end{pmatrix}$$

dvs. 42,9% af befolkningen er i tilstand 1. Hvis denne tilstand gælder i periode t , vil den også gælde i periode $t+1$. Det ser man ved

$$\begin{pmatrix} 0,429 \\ 0,571 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0,80 & 0,15 \\ 0,20 & 0,85 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,429 \\ 0,571 \end{pmatrix}$$

Det er sådanne steady state-fordelinger på tilstande, vi er interesseret i i denne type beregninger, hvor vi ikke tager højde for fx alder. Det, vi specielt er interesserede i, er, hvordan steady state-fordelingen ændres, når overgangsmatricen ændres. Vi kan fx forestille os, at et politisk tiltag betyder, at overgangsmatricen ændres fra (1) til

$$\begin{pmatrix} 0,85 & 0,15 \\ 0,15 & 0,85 \end{pmatrix} \quad (2)$$

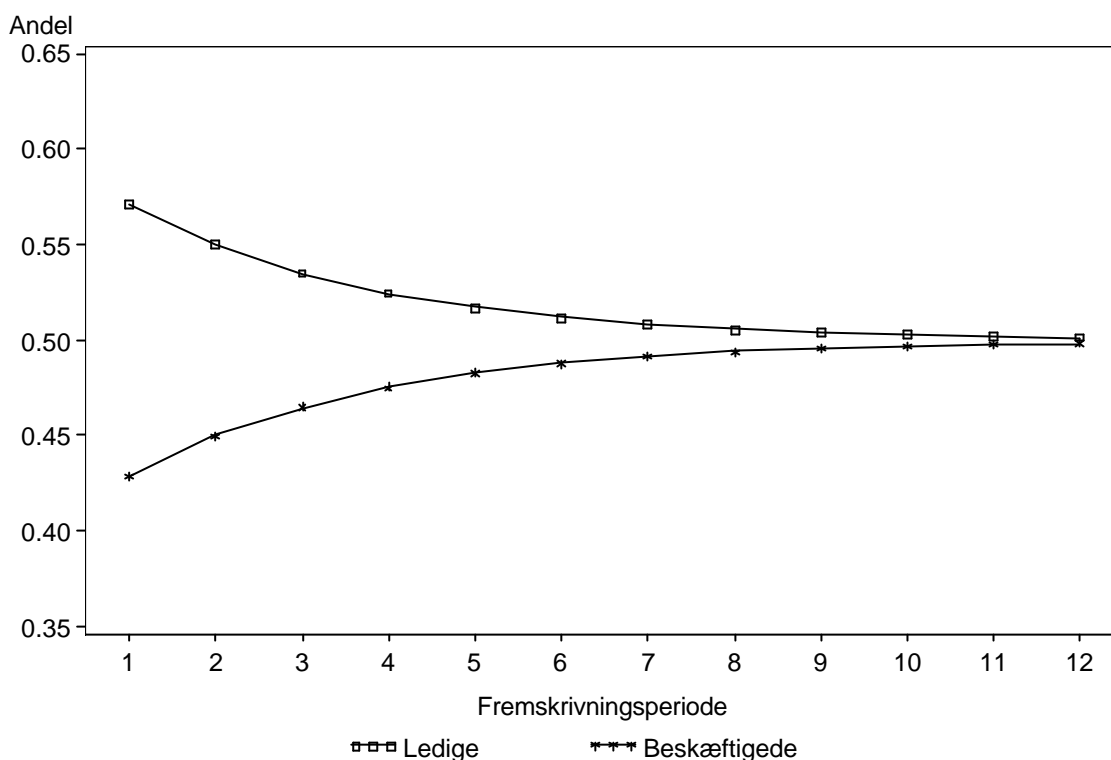
dvs. sandsynligheden for, at en person i beskæftigelse overgår til ledighed, falder fra 20 til 15%. Man bliver klogere alene af at se på de to overgangsmatricer, fordi man kan se, hvordan ændringen af politikken virker. Men man kan ikke se den samlede effekt på fordelingen af befolkningen på tilstande. Det kan man først, hvis man beregner den nye steady state-fordeling. Den bliver

$$\begin{array}{l} ? \text{ Beskæftigelse} \quad ? \quad ?0,5? \\ ? \quad ? \quad ? \\ ? \text{ Ikke-beskæftigelse} \quad ? \quad ?0,5? \end{array}$$

Når ændringen i overgangsmatricerne fra (1) til (2) er så simpel, kunne man naturligvis godt regne ud, at flere ville ende i tilstand 1, men præcist hvor mange flere, kan man kun finde ud af på denne viste måde (tilstået, i dette meget simple tilfælde kunne man have gættet fordelingen). Der er altså godt 7% flere, der ender i tilstand 1 som følge af ændringen i overgangsmatricerne. Hvis ændringerne i overgangsmatricen havde været mere kompliceret, ville vi heller ikke have været i stand til umiddelbart at sige, i hvilken retning fordelingen ville ændre sig.

Tilpasningen mod denne nye tilstand sker kun gradvist. Figur 2.1 viser, hvordan tilpasningen foregår.

Figur 2.1. Befolkningens fordeling på tilstande. Tilpasning mod ny steady state.



Vi ser, at tilpasningen mod den nye tilstand sker gradvist.

2.2. *Overgangsmatricer for bestemte år*

I praksis beregnes overgangssandsynlighederne meget simpelt. De 80% i øverste venstre celle i tabel 2.1 er beregnet som andelen af beskæftigede i periode t , der er beskæftiget i periode $t+1$ (hvis tallet havde været beregnet rigtigt og ikke tænkt). Der er altså ikke avanceret statistik involveret i metoden. Matrixerne kan beregnes for hvert år (periodeenheden er et år i papiret), eller for hver aldersgruppe i hvert år eller yderligere også særskilt for hver uddannelseskategori.

I praksis ser vi på følgende fem tilstande: førtidspension, efterløn, ledighed, beskæftigelse og 'hjemmegående'. Hvem, der hører til i hvilken tilstand, er beskrevet i bilag 2.2. Her skal bemærkes følgende:

- ?? Hjemmegående er et ret bredt begreb. Det vil blandt andet dække en del personer på orlovsordninger, personer, der er på kontanthjælp, men ikke registrerede ledige, personer, der er mange dage på sygedagpenge og personer på barsel. Desuden stiller metoden det krav, at alle personer skal være i en eller anden kategori. Dem, der ikke er en af de øvrige fire kategorier, er således karakteriseret som ledige. Se mere i bilag 2. Gruppen er følgelig langt større end den andel, man normalt forbinder

som 'hjemmegående', men det er mestendels et spørgsmål om sprogbrug.

- ?? Ud over mobiliteten mellem de fem tilstande skal man vide, hvor mange, der hvert år ryger ud af den aldersklasse, der analyseres (32-66-årige), og hvor mange, der kommer til denne aldersklasse (fx ved at fylde 32 år eller immigrere), og hvordan tilkommerne initialt er fordelt på tilstande. For eksempel er førtidspensionister typisk i den ældste del af gruppen mellem 32 og 66 år, og hvis vi ikke beskriver, hvor stor en andel af dem, der ryger ud af gruppen (ved at fylde 67 år, dø eller flytte til udlandet), vil vi overvurdere andelen af førtidspensionister i fremskrivningerne; tilgangen til førtidspension er måske rigtigt beskrevet, men afgang er kraftigt undervurderet.

Tabel 2.2.a-b viser overgangsmatricer for to år. Læseren skal ikke læse tabellerne i detaljer, men blot bemærke enkelte forhold, fx at sandsynligheden for at blive førtidspensionist er mindre i matricen for 2000 end for 1996 for beskæftigede og hjemmegående, men ikke for ledige og nytilkomne i analysen. Man kan også bemærke, at det er væsentlig sværere for ledige at blive beskæftigede i 1996 end i 2000 (5,6% mod 10,9%). Endelig ses, at der er næsten ingen førtidspensionister, der overgår til andre tilstande (en del ryger ud af analysegruppen). Generelt er diagonalen i tabellen naturligvis stor.

Tabel 2.2.a. Overgangsmatrice 1995/1996 for alle 32-66-årige

		Tilstand 1995					
		Førtidspension	Efterløn	Ledig	Beskæftigelse	Hjemme	Inde 1996, ude 1995
Tilstand 1996	Førtidspension	0,91859	0,00101	0,00247	0,00286	0,02940	0,01422
	Efterløn	0	0,82093	0,02159	0,00832	0,05510	0
	Ledig	0	0	0,87353	0,02075	0,14914	0,13033
	Beskæftigelse	0,00049	0	0,05614	0,91793	0,17563	0,59834
	Hjemmegående	0,00049	0,01509	0,04627	0,04351	0,55523	0,25711
	Ude 1996, inde 1995	0,08045	0,16298	0	0,00664	0,03550	-

Tabel 2.2.b. Overgangsmatrice 1999/2000 for alle 32-66-årige

		Tilstand 1999					
		Førtidspension	Efterløn	Ledig	Beskæftigelse	Hjemme	Inde 2000, ude 1999
Tilstand 2000	Førtidspension	0,89881	0,00075	0,00361	0,00197	0,02636	0,02408
	Efterløn	0,00050	0,85661	0,01986	0,00769	0,00826	0
	Ledig	0	0	0,79025	0,01380	0,09441	0,13876
	Beskæftigelse	0	0	0,10866	0,93107	0,17939	0,58142
	Hjemmegående	0,00992	0	0,06245	0,03443	0,63769	0,25573
	Ude 2000, inde 1999	0,09077	0,14264	0,01516	0,01107	0,05389	-

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2. Mht. beregning af overgangsmatricer, se bilag 2.3.

2.3. *Resultatet af fremskrivninger alene baseret på årlige, summariske overgangsmatricer*

Resultatet af fremskrivningerne er vist i tabel 2.3 og sammenholdt med den aktuelle fordeling på tilstande i de forskellige år. Fremskrivningerne angiver den fordeling på tilstande, der vil gælde på langt sigt, hvis en befolkning af en bestemt størrelse og alderssammensætning år efter år 'bevæger sig' efter den overgangsmatrice, der gælder i et bestemt år (1995/96, 1996/97, 1997/98 eller 1998/99). Nu vil alderssammensætningen jo netop ændre sig drastisk i de kommende år, så fremskrivningen kan ikke opfattes som en prognose for, hvordan det rent faktisk vil gå fremover. Der er derimod tale om en beregning, der illustrerer de langsigtede konsekvenser, der alt andet lige vil fremkomme, hvis de pågældende års sociale mobilitet (overgangsmatricer) fortsætter i al fremtid.

Tabel 2.3. Fremskrivninger baseret på overgangsmatricer for 1996, 1997, 1998, 1999 og 2000

		Tilstand				
		Førtidspension	Efterløn	Ledighed	Beskæftigelse	Hjemme
1995/1996	Faktisk	0.0981	0.0561	0.1133	0.5909	0.1417
	<i>Fremskrevet</i>	<i>0.0647</i>	<i>0.0807</i>	<i>0.2241</i>	<i>0.5372</i>	<i>0.0933</i>
../1997	Faktisk	0.0970	0.0594	0.1262	0.5920	0.1254
	<i>Fremskrevet</i>	<i>0.0716</i>	<i>0.0762</i>	<i>0.1472</i>	<i>0.6039</i>	<i>0.1012</i>
../1998	Faktisk	0.0945	0.0608	0.1266	0.5996	0.1186
	<i>Fremskrevet</i>	<i>0.0605</i>	<i>0.0776</i>	<i>0.1055</i>	<i>0.6534</i>	<i>0.1030</i>
../1999	Faktisk	0.0885	0.0616	0.1387	0.5991	0.1121
	<i>Fremskrevet</i>	<i>0.0542</i>	<i>0.0655</i>	<i>0.1318</i>	<i>0.6432</i>	<i>0.1053</i>
../2000	Faktisk	0.0907	0.0677	0.1222	0.6058	0.1136
	<i>Fremskrevet</i>	<i>0.0537</i>	<i>0.0672</i>	<i>0.1089</i>	<i>0.6650</i>	<i>0.1052</i>

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2. Mht. fremskrivningsmetode, se bilag 1.

Der er store forskelle mellem de faktiske fordelinger for et bestemt år og den fremskrevne fordeling baseret på årets overgangsmatrice. Fra år til år er der derudover store forskelle på fremskrivningerne.

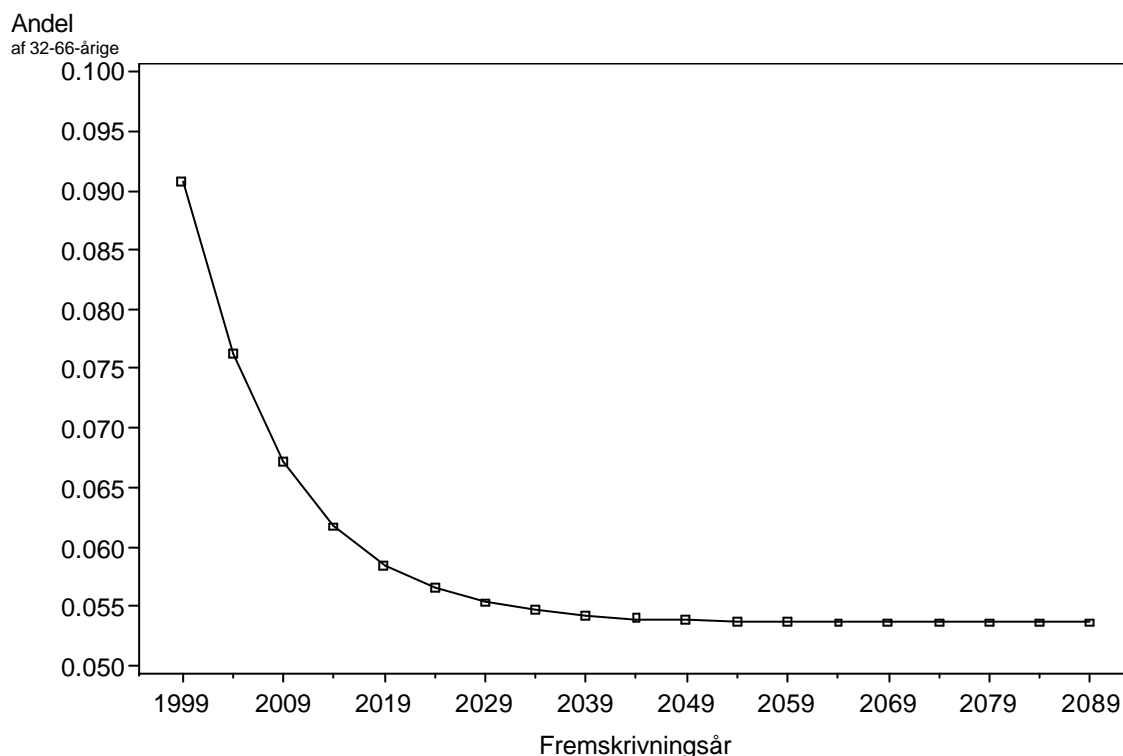
Når andelen på førtidspension er væsentligt lavere i fremskrivningerne, er det, fordi sandsynligheden for at få tildelt førtidspension i de pågældende år (1996-2000) er lavere end, hvad der historisk har været gældende. Andelen af førtidspensionister i fx 1996 er jo et resultat af tildelingen mange år tilbage og udtrykker derfor en slags gennemsnit over tildelings sandsynlighederne de foregående mange år.

Når der er væsentlig forskel på fremskrivningerne afhængigt af, hvilket års overgangsmatricer der tages udgangspunkt i, så er det, fordi selv 'små' ændringer i overgangsmatricerne kan få store langsigtede konsekvenser. Den store variation i ledighed og beskæftigelse i de forskellige fremskrivninger afspejler selvfølgelig især de langsigtede konsekvenser af den ændrede konjunktursituation i de forskellige år. Ser man på overgangsmatricerne for 1995/96 og 1999/2000 i tabel 2.2, er bl.a. den store risiko for, at ledige i 1995

fortsat bliver ledige i 1996 en væsentlig årsag til, at ledigheden i fremskrivningen baseret på 1996-matricen er så meget højere end fremskrivningen baseret på 2000-matricen.

Figur 2.2 viser tilpasningen mod den nye steady state-tilstand baseret for 2000-matricen (figuren er parallel til figur 2.1).

Figur 2.2. Tilpasning til ny andel førtidspensionister



Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2. Mht. fremskrivningsmetode, se bilag 1.

Som man ser, sker tilpasningen pænt, gradvist over mange år.

Kan man nu stole på fremskrivningerne baseret på enkelte års overgangsmatricer? Som allerede diskuteret er det 'alt-andet-lige'-beregninger, hvor det er oplagt, at 'alt andet' ikke er lige på langt sigt, men hvor hensigten også blot er at isolere de langsigtede konsekvenser af det pågældende års 'sociale mobilitet'. Beregningerne antager, at et bestemt års overgangsmatrice kan fortsætte at gælde langt ud i fremtiden. Måske lidt implicit er hensigten at isolere effekten af den aktuelle politik, den aktuelle adfærd eller den aktuelle økonomiske situation (snarere end effekten af en 'overgangsmatrice' eller af 'social mobilitet'). Derfor er nogle tilfælde, hvor man måske på forhånd kan sige, at det ikke er rimeligt at forestille sig, at uændret politik/adfærd/økonomisk situation svarer til en konstant overgangsmatrice.

1) Politiske ændringer i adgangskriterier kan påvirke tilgangen til en social ordning midlertidigt. Hvis vi forestiller os, at man op til år t kan få førtidspension ved sygdomstype A, men fra og med år $t + 1$ kan få tildeling ved sygdomstype A eller B. Hver raske person risikerer med 1% sandsynlighed at få hver af de to sygdomme hvert år. Før år t vil der være tilstrømning på 1% af de raske til førtidspension, og på langt sigt efter år $t + 1$ vil der være tilstrømning på 2%. I netop år $t + 1$ og årene lige efter vil tilstrømningen derimod være langt større, fordi hele bestanden af ikke-førtidspensionsmodtagere, der har fået sygdom B, vil søge.

2) Et eksempel, der måske er særlig relevant for beregningerne af andele førtidspensionister i papiret: Myndighederne er siden 1999 blevet mere tilbageholdende med at tildele førtidspension i den forstand, at de i højere grad afprøver alle andre muligheder (Den sociale Ankestyrelse (2002)). Det kunne tænkes, at tildelingen til en del personer udskydes snarere end helt undgås. Det vil nogle år give en nedgang i tildelingen, der delvist indhentes senere af de personer, der trods alle mulige andre forsøg stadig kandiderer til førtidspension. (Tallene fra Den sociale Ankestyrelse tyder nu på, at nedgangen er varig, hvilket givetvis hænger sammen med øget anvendelse af fleksjob (folk på fleksjob vil registreres som beskæftigede).)

3) Almindelige økonomiske lavkonjunkturer kan være et argument for at tro, at fx sandsynligheden for, at en beskæftiget bliver ledig et bestemt år er midlertidigt høj. På den anden side er det dog sjældent helt let at konkludere, hvornår det er oplagt, at en situation med lav beskæftigelse vil gå over 'af sig selv' (og det derfor er urimeligt at forestille sig, at situationen *kunne* have været ved).

4) Der kan argumenteres for, at tilstrømningen til efterløn sidste del af 1990'erne var på et niveau, som man ikke med rimelighed kunne forvente varede ved. Dels kunne man forestille sig, at uroen omkring ordningen gav anledning til midlertidig hamstringseffekt, dels fordi 'efterløn' i papiret indeholder den såkaldte 'overgangsydelse', der nu er ophørt (og som formentlig var forventet at ophøre). I papiret er andelen på efterløn derfor høj.

Endelig er det oplagt, at nye tiltag, fx førtidspensionsreformen fra 2001/2003, ikke er medtaget i beregningerne. Det er på den anden side mindre kritisk set i forhold til metoden, fordi det jo netop svarer til ændringer i politik i forhold til de år, overgangsmatricerne er beregnet for. Så snart der ligger tal for disse år, vil metoden kunne give et bud på langsigtede effekter af reformen. Som eksempler på bud på effekten af reformer, *der er* foretaget, kunne man tolke det fremskrevne fald i andelen af efterlønsmodtagere fra 1997/1998 til 1999/2000 (på $0,0776 - 0,0672 = 0,0104$, jf. tabel 2.3) som påvirket af efterlønsreformen, mens faldet 1995/1996 til 1996/1997 (på $0,0807 - 0,0762 = 0,0045$) kan tolkes som påvirket af ophøret af overgangsordningen.

Kapitel 3. Den ændrede aldersfordeling

Befolkningens aldersfordeling ventes som bekendt at ændre sig væsentligt i de kommende år. Fremskrivninger, der tager højde for dette, adskiller sig fra beregningerne i foregående kapitel ved, at vi skal gøre nogle yderligere antagelser og beregninger. Vi skal nemlig

- ?? tage udgangspunkt i en konkret fremskrivning af befolkningens størrelse
- ?? lave en antagelse om, hvordan de nye generationer er fordelt på tilstande, når de første gang optræder i analysegruppen på 32-66-årige

Inden vi diskuterer disse punkter, kan vi som i foregående kapitel illustrere beregningerne med et simpelt, tænkt eksempel.

3.1. *Et tænkt eksempel*

Sammenlignet med foregående kapitel, er den tekniske forskel blot, at man skal lave en fremskrivning af tilstandsfordelingen for hver aldersgeneration og slutteligt lægge generationerne sammen. Undervejs skal man huske på det faktum, at når tiden går, bliver hver generation ældre.

Lad os for eksemplets skyld forestille os, vi har tre aldersklasser i analysen, unge, midaldrende og gamle, og to tilhørende overgangsmatricer, én for unge, der bliver midaldrende i næste periode, og én for midaldrende, der bliver gamle i næste periode. Vi kan forestille os de to overgangsmatricer som følger:

Tabel 3.1.a. En (tænkt) overgangsmatrix for unge/midaldrende

		Tilstand for unge i periode t	
		Beskæftigelse	Ledige
Tilstand for midaldrende i periode $t+1$	Beskæftigelse	0,75	0,35
	Ledige	0,25	0,65

Tabel 3.1.b. En (tænkt) overgangsmatrix for midaldrende/gamle

		Tilstand for midaldrende i periode t	
		Beskæftigelse	Ledige
Tilstand for gamle i periode $t+1$	Beskæftigelse	0,95	0,05
	Ledige	0,05	0,95

Matricerne har den intuitive appel, at unge/midaldrende er mere mobile end midaldrende/gamle. Det ses ved, at der er større chance for, at en ung beskæftiget bliver ledig (25%) som midaldrende end, at en midaldrende bliver det som gammel (5%). Tilsvarende for ledige.

Lad os forestille os, vi vil fremskrive tilstandsfordelingen til en fremtidig periode 3. Rent definitorisk kan fordelingen opsplittes på generationer som

$$\begin{array}{r}
? \text{Beskæftige per. 3} \quad ? \text{Beskæftigede unge per. 3} \quad ? \text{Beskæftigede midaldrende per. 3} \\
? \quad ? \quad ? \\
? \text{ Ledige per. 3} \quad ? \text{ Ledige unge per. 3} \quad ? \text{ Ledige midaldrende per. 3} \\
? \quad ? \quad ? \\
? \text{Beskæftigede gamle per. 3} \\
? \quad ? \quad ? \\
? \text{ Ledige gamle per. 3} \quad ?
\end{array}$$

Vi er ikke blevet stort klogere, for disse tre fordelinger kender vi jo ikke for den fremtidige periode 3. Med hensyn til de unge kan vi ikke benytte ideerne fra foregående afsnit. Vi må, som tidligere nævnt, forlade os på en befolkningsfremskrivning for at finde det samlede antal personer i den nye generation og derudover finde på en rimelig måde at fordele disse på ledige og beskæftigede (fx svarende til den nyeste kendte fordeling for unge).

Beregningen er for de to øvrige generationer som følger:

$$\begin{array}{r}
? \text{Beskæftige midaldrende per. 3} \quad ?0,75 \quad 0,35 \quad ? \text{Beskæftigede unge per. 2} \\
? \quad ? \quad ? \quad ? \\
? \text{ Ledige midaldrende per. 3} \quad ?0,25 \quad 0,65 \quad ? \text{ Ledige unge per. 2} \quad ?
\end{array}$$

$$\begin{array}{r}
? \text{Beskæftige gamle per. 3} \quad ?0,95 \quad 0,05 \quad ? \text{Beskæftigede midaldrende per. 2} \\
? \quad ? \quad ? \quad ? \\
? \text{ Ledige gamle per. 3} \quad ?0,05 \quad 0,95 \quad ? \text{ Ledige midaldrende per. 2} \quad ?
\end{array}$$

$$\begin{array}{r}
= \quad ?0,95 \quad 0,05 \quad ?0,75 \quad 0,35 \quad ? \text{Beskæftigede unge per. 1} \\
\text{evt.} \quad ?0,05 \quad 0,95 \quad ?0,25 \quad 0,65 \quad ? \text{ Ledige unge per. 1} \quad ?
\end{array}$$

Fordelingen for de midaldrende i periode 3 benytter overgangsmatricen for de unge/midaldrende og fordelingen for de unge i foregående periode. Fordelingen for de gamle i periode 3 benytter tilsvarende overgangsmatricen for de midaldrende/gamle og fordelingen for midaldrende i periode 2. Hvis denne er kendt (fordi periode 2 er et historisk, statistikdækket år), er vi færdige. Hvis fordelingen ikke er kendt, må den beregnes ved at gå et skridt længere tilbage og tage udgangspunkt i de unge i periode 1.

Beregningen kan nu fortsætte med periode 4.

3.2. *Befolkningsfremskrivningen*

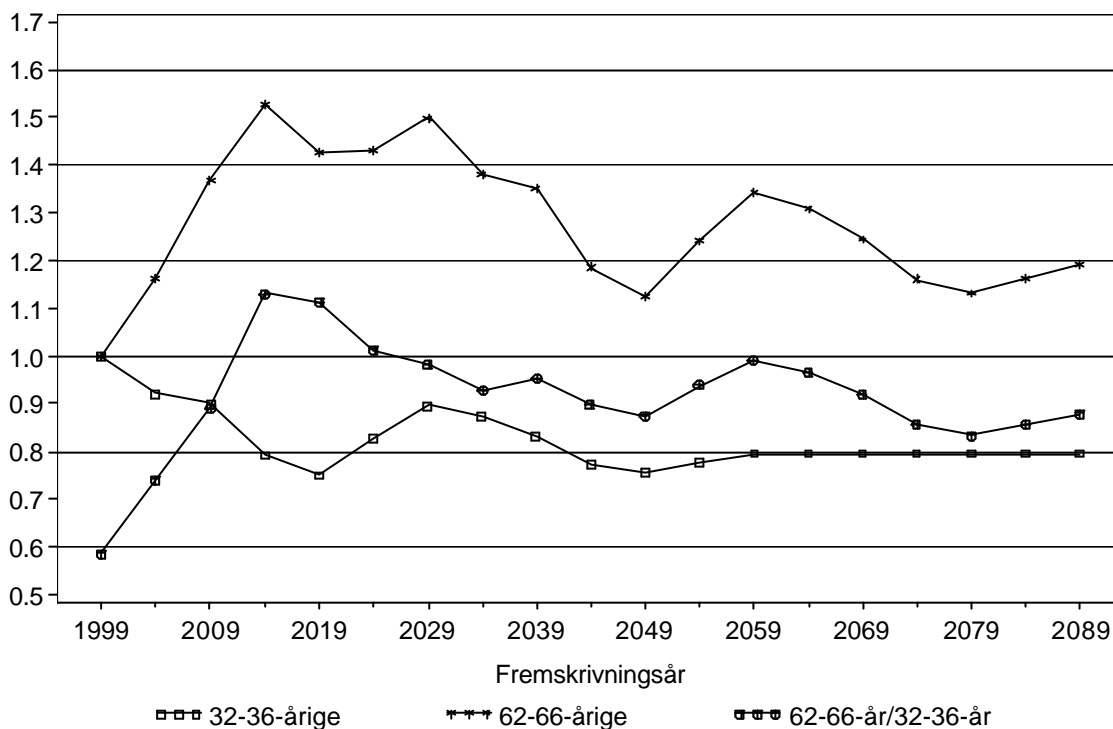
Fremskrivningen af antallet af mennesker i hver aldersklasse er baseret på Danmarks Statistiks befolkningsfremskrivning. Vi fremskriver fem år ad gangen og inddeler derfor personerne i femårs aldersklasser, nemlig 32-36-årige til 62-66-årige. Det sidste statistikdækkede år, vi bruger, er 1999 og første fremskrivningsår således 2004.¹ Til fremskrivningen har vi brug for antallet af mennesker, der er 32-36 år i 2004, i 2009 osv. Fra Danmarks Statistiks befolkningsfremskrivning kan vi umiddelbart finde tal herfor frem til 2029. Da vi fremskriver længere fremad (til 2089), må vi selv lave en simpel fremskrivning for den se-

¹ Det må indrømmes, at vi kunne have brugt år 2000 som sidste statistikdækkede år som i kapitel 2. Programmeringstekniske forenklinger er årsagen.

neste periode. Det gør vi ved at antage, at dem, der er 32-36 år i 2034, er de personer, der i 2029 er 27-31 år (osv.) – se bilag 2.4 herom.

Figur 3.1 illustrerer, hvordan befolkningssammensætningen ændres.

Figur 3.1. Udvikling i antal 32-36-årige, antal 62-66-årige (indeks, basis i 1999) og det indbyrdes størrelsesforhold



Kilde: Egne beregninger og Danmarks Statistik, se bilag 2.4.

Figuren viser, at antallet af personer i den yngste gruppe falder i de kommende 20 år til et niveau på ca. 25% under det nuværende, mens antallet i den ældste aldersklasse stiger de næste 15 år med 40-50%. Forholdet mellem de to grupper ændrer sig derfor med over 80% de næste 15 år. Efter den periode falder forholdet mellem ældre og yngre gradvist, men forbliver dog på et niveau, der er væsentligt højere end nu. Alene ud fra denne figur må man forvente væsentlige ændringer i tilstandsfordelingen fremover, og især de næste 15-20 år.

3.3. *Fremskrivning af fordeling med hensyntagen til alder*

Tabel 3.2 viser overgangsmatricer for den yngste og ældste aldersgruppe, nemlig de 32-36-årige og de 62-66-årige.

Tabel 3.2.a. Overgangsmatrice for 32-36-årige

		Tilstand periode t					
		Førtids-pension	Efterløn	Ledig	Beskæftig-else	Hjemme	Inde $t+1$, ude t
Tilstand periode $t+1$	Førtidspension	0,97189	-	0	0,00027	0,00822	0,01691
	Efterløn	-	-	-	-	-	-
	Ledig	0	-	0,76895	0,01504	0,13436	0,17321
	Beskæftigelse	0	-	0,11612	0,91823	0,22185	0,63030
	Hjemmegående	0	-	0,09206	0,05424	0,58579	0,17959
	Ude $t+1$, inde t	0,02811	-	0,02286	0,01222	0,04978	-

Tabel 3.2.b. Overgangsmatrice for 62-66-årige

		Tilstand periode t					
		Førtids-pension	Efterløn	Ledig	Beskæftig-else	Hjemme	Inde $t+1$, ude t
Tilstand periode $t+1$	Førtidspension	0,75783	0,00160	0,02027	0,00521	0,03560	0,21429
	Efterløn	0	0,76724	0,25000	0,13551	0,12025	0
	Ledig	0	0	0,51351	0,01489	0,01661	0
	Beskæftigelse	0	0	0,06081	0,67908	0,01741	0
	Hjemmegående	0	0,00639	0,07432	0,07446	0,62896	0,78571
	Ude $t+1$, inde t	0,24217	0,22478	0,08108	0,09084	0,18117	-

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2, specielt 2.3.

I overgangsmatricen for de yngste generationer er det specielt sidste søjle for de nytilkomne, der er interessant, fordi der naturligvis er mange nytilkomne i denne aldersgruppe. (Når de ikke alle er nytilkomne, er det alene, fordi vi laver gennemsnitlige matricer over forskellige aldre. Alle 32-årige er nytilkomne, og en overgangsmatrice hørende til dem, består reelt kun af sidste søjle.) Fra sidste søjle lægger man således mærke til, at to-tredjedele bliver beskæftigede. Fra resten af matricen kan bemærkes, at 1,5% af beskæftigede bliver ledige i næste periode, mens ca. 12% af de ledige bliver beskæftigede. Få bliver førtidspensionister (og ingen efterlønnere, da denne aldersklasse ikke er berettiget hertil).

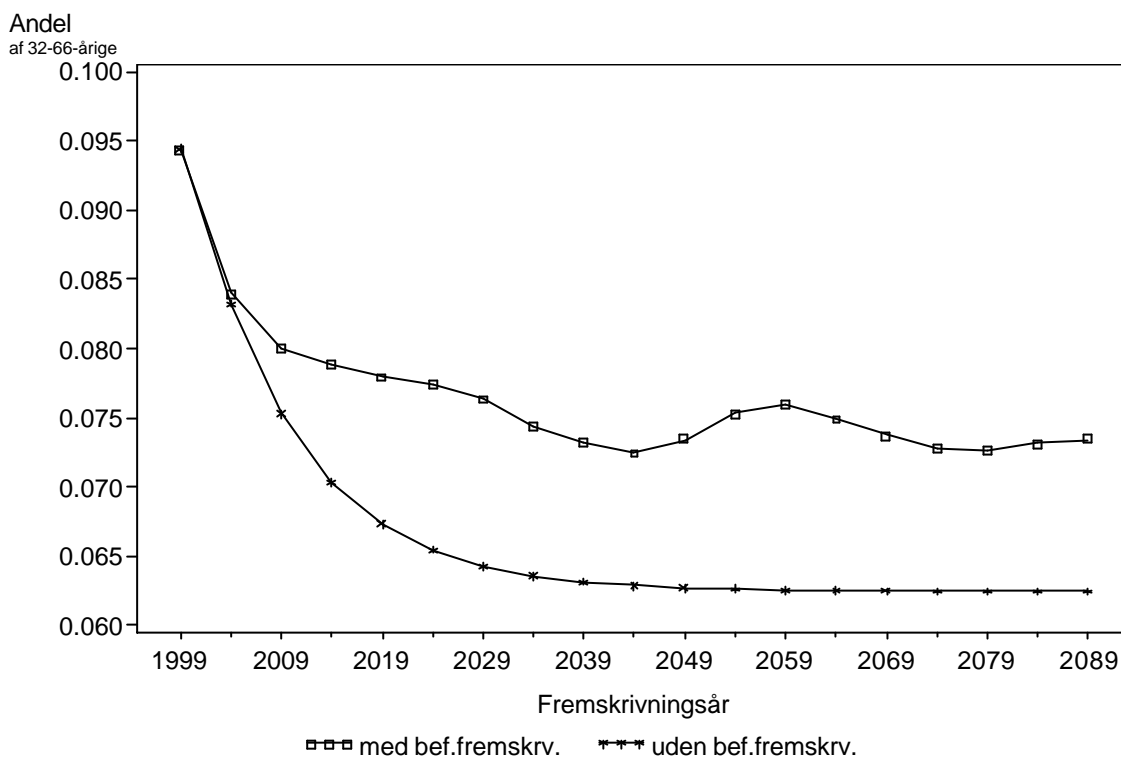
Overgangsmatricen for den ældste gruppe viser til sammenligning væsentligt større sandsynlighed for at overgå til førtidspension, uanset hvilken tilstand man er i i foregående periode. Beskæftigedes sandsynlighed for at blive ledige er 1,4%, og de lediges for at blive beskæftiget er ca. 6%. Disse tal (specielt det sidste) er mindre end for de unge, så i den forstand er de ældre mindre mobile end de unge, således som vi også forestillede os i det tænkte eksempel ovenfor.

I fremskrivningerne bruger vi ikke direkte overgangsmatricer som fx i tabel 3.3.a, men en slags gennemsnit af denne matrix og matricen for 37-41-årige. Denne gennemsnitlige matrix beskriver overgangen for 32-36-årige til 37-41-årige (se bilag 2.3). Derudover skal vi bruge en antagelse om, hvordan de nytilkomne 32-36-årige er fordelt på tilstande, og vi antager, at de er fordelt som de 32-36-årige i 1999.

Når tilstandsfordelingen i fremskrivningsårene sammenlignes med sidste statistikdækkede år (1999), ser vi effekten af to ting blandet sammen: Dels effekten af den ændrede alderssammensætning og dels de langsigtede effekter af de aktuelle overgangsmatricer (dvs. den type effekt vi beregnede i foregående kapitel). Disse to effekter kan meget vel trække i hver sin retning. Det er fx tilfældet for førtidspension, hvor vi i foregående kapitel så, at de aktuelle tildelingssandsynligheder trak (kraftigt) i retning af, at der på langt sigt ville komme færre førtidspensionister. Omvendt vil den ændrede aldersfordeling trække i retning af en større andel førtidspensionister. Hvis vi vil have et isoleret udtryk for effekten af den ændrede aldersfordeling, skal vi derfor *ikke* sammenligne tilstandsfordelingen i fx 2019 med den aktuelle (1999-)fordeling, men snarere med den fordeling, der på langt sigt ville have gjaldt, hvis vi ikke havde taget hensyn til den ændrede aldersfordeling.

Vi viser først i figur 3.2 fremskrivningen for førtidspension sammenlignet med, hvad der ville fremkomme med metoden i kapitel 2, dvs. uden hensyn til ændret aldersfordeling.

**Figur 3.2. Fremskrivning af andel førtidspensionister med hensyn-
tagen til ændret aldersfordeling og med udgangspunkt i
aktuel overgangsmatrice.**



Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2. Mht. princippet i fremskrivninger, se bilag 1.
Anm.: Kurven 'uden bef.fremskrv.' er beregnet som i figur 2.2, dog med brug af en overgangsmatrice, der er et gennemsnit for årene 1996-1999 (i modsætning til år 2000 i figur 2.2).

Figuren viser, at andelen af førtidspensionister falder over tid i fremskrivningen, men ikke til niveauet, der ville gælde uden ændret aldersfordeling. Effekten fra overgangsmatricerne trækker altså mere nedad i andelen af førtidspensionister, end aldersfordelingen trækker opad. Forskellen mellem de to kurver kan tolkes som den isolerede effekt af ændret aldersfordeling.

Det ses også, at andelen i fremskrivningen svinger en del selv mange år fremover. Det er naturligvis fordi, demografiske ændringer er noget, der slår langt og har meget langsigtede konsekvenser. Følgelig er der grund til at lave fremskrivninger 90 år frem – ikke fordi vi tror, at skønnet i år 2089 vil komme til at gælde, men fordi det er en måde at afspejle de aktuelle forhold på. (Og hvis man skulle stoppe fremskrivningerne, før alle effekter dør ud, så har man et væsentligt problem – skal man stoppe i 2044 eller 2059? De to år giver noget forskellige resultater, som figuren viser.)

Den samlede fremskrivning er vist i tabel 3.3. Sidste række viser fremskrivningen på (uendelig) langt sigt beregnet ved metoden i kapitel 2, dvs. uden hensyn til ændret aldersfordeling.

Tabel 3.3. Fremskrivning af tilstandsfordeling med hensyntagen til ændret aldersfordeling. Sammenlignet med steady state fordeling på baggrund af aktuel overgangsmatrice

År	Førtidspension	Efterløn	Ledig	Beskæftigelse	Hjemme
1999	0,0944	0,0595	0,1264	0,5955	0,1242
2004	0,0840	0,0633	0,1365	0,5951	0,1211
2009	0,0800	0,0712	0,1367	0,5894	0,1228
2014	0,0789	0,0744	0,1365	0,5867	0,1235
2019	0,0779	0,0754	0,1370	0,5871	0,1226
2024	0,0774	0,0796	0,1367	0,5821	0,1243
2029	0,0763	0,0815	0,1361	0,5792	0,1270
2034	0,0743	0,0779	0,1368	0,5847	0,1263
2039	0,0732	0,0749	0,1369	0,5892	0,1259
2044	0,0724	0,0695	0,1381	0,5969	0,1231
2049	0,0734	0,0701	0,1385	0,5962	0,1218
2054	0,0753	0,0762	0,1374	0,5876	0,1235
2059	0,0759	0,0797	0,1365	0,5823	0,1257
2064	0,0749	0,0781	0,1366	0,5845	0,1259
2069	0,0737	0,0750	0,1371	0,5888	0,1254
2074	0,0727	0,0717	0,1379	0,5934	0,1243
2079	0,0726	0,0710	0,1381	0,5945	0,1237
2084	0,0731	0,0722	0,1379	0,5928	0,1239
2089	0,0734	0,0731	0,1377	0,5915	0,1243
Steady state	0,0624	0,0739	0,1423	0,6204	0,1009

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2. Mht. princippet i fremskrivninger, se bilag 1.

Efterlønsandelen stiger kraftigt frem til 2029, dels som følge af den ændrede aldersfordeling, dels som følge af den relativt høje tilgang til ordningen sidst i 1990'erne. Fra 2029 og nogle år frem falder andelen, hvilket stemmer overens med faldet i antallet af ældre vist i figur 3.1. For beskæftigelsen fremskrives en U-formet andel med bund omkring 2029. Det er den demografiske udvikling, der betinger dette fald.

Sammenlignes fremskrivningen, der inkluderer den demografiske ændring, med 'steady state'-tilstanden (uden hensyn til de demografiske ændringer), bemærker man, at beskæftigelsen er lavere i den 'demografiske' fremskrivning i 2089 end i steady state-fremskrivningen. Forskellen kan tolkes som den isolerede effekt af de demografiske ændringer.

3.4. Ændret initialfordeling og ændret mobilitet

I beregningerne inddrages nye generationer af 32-36-årige med en konkret initial fordeling på tilstande svarende til de nuværende 32-36-åriges fordeling. Hvad nu, hvis denne fordeling (fx ved politiske indgreb) kunne ændres, således at 5%-point flere begyndte som beskæftigede og tilsvarende færre som ledige? Der vil være en tendens til, at effekten heraf opløses som de unge bliver ældre, fordi der hvert år er sandsynlighed for, at de 'ekstra' beskæftigede ender i en anden tilstand. Beregningerne illustrerer altså betydningen af udgangssituationen i forhold til dynamikken. Tabel 3.4 viser resultatet af en sådan fremskrivning set i forhold til fremskrivningen ovenfor.

**Tabel 3.4. Langsigtet effekt af ændret initialfordeling.
I alternativforløbet er 5%-point af de 32-36-årige antaget
beskæftigede i stedet for ledige.**

År	Førtidspension	Efterløn	Ledig	Beskæftigelse	Hjemme
2089	-0,0003	0	-0,0108	0,0116	-0,0004

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2. Mht. princippet i fremskrivninger, se bilag 1.

Den samlede effekt på fordelingen er langt mindre end, at 5% af befolkningen blot er flyttet fra ledighed til beskæftigelse. Selv om flere som 32-36-årige er beskæftigede forsvinder en væsentlig del af denne effekt altså, efterhånden som folk bliver ældre. Det er et tegn på, at dynamikken i økonomien er af stor betydning.

Derfor er det også relevant at lave et eksperiment, hvor vi i stedet ændrer på overgangssandsynlighederne. Vi forestiller os, at man (fx ved politisk indgreb) kan øge sandsynligheden for, at beskæftigede vedbliver at være beskæftigede med 1%-point. Den modgående effekt antages at være, at sandsynligheden for at blive ledig falder med samme 1%-point. Disse ændringer er gennemført på overgangsmatricer, der som nævnt gælder for 5 år, dvs. hvis en 40-årig er beskæftiget, har vi i eksperimentet øget hans chance for fortsat at være det som 45-årig med 1%-point. Ændringen har en multiplikativ effekt i den forstand, at 36-årige skal igennem 6 overgangsmatricer af 5 år for at blive 66 år, og i hver af disse 5-årige overgange er beskæftigelseschancen større. Resultatet på langt sigt er vist i tabel 3.5.

**Tabel 3.5. Langsigtet effekt af ændret overgangsmatrice.
I alternativforløbet er antaget, at de beskæftigedes sand-
synlighed for at vedblive i beskæftigelse 5 år senere er
øget 1% -point og sandsynligheden for at blive ledig er
modsvarende faldet.**

År	Førtidspension	Efterløn	Ledig	Beskæftigelse	Hjemme
2089	-0,0002	-0,0004	-0,008	0,0087	-0,0002

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2. Mht. princippet i fremskrivninger, se bilag 1.

Groft regnet flyttes 1% af befolkningen fra ledighed til beskæftigelse, altså cirka samme effekt som for eksperimentet med ændringen i initialfordelingen. Hvis man kan ændre 1%-point på overgangsmatricerne, er det altså lige så effektivt (mht. andelen af befolkningen, der er beskæftiget) som at ændre 5%-point på initialfordelingen.

Kan man nu forestille sig, at beregningerne er realistiske for sådanne politiktiltag (hypotetiske eksperimenter)? Svaret er 'nej', eller i det mindste 'kun under visse strenge antagelser'. I eksperimentet med ændrede initialfordelinger antages de 5%-point ekstra beskæftigede jo at opføre sig (have samme mobilitet) som de allerede beskæftigede. Men i realiteten må man forvente, at et eller andet arbejdsmarkedstiltag, der får flere unge i beskæftigelse, påvirker unge, der har lille arbejdsmarkedstilknytning sammenlignet med allerede beskæfti-

gede. Resultatet af eksperimentet er derfor snarere en øvre grænse for, hvor godt man kan forestille sig det går ved et sådant eksperiment. I bilag 4 er dette forklaret nærmere.

Der er forskel på et sådant 'hypotetisk' eksperiment, hvor vi sammenkobler en manipuleret initialfordeling på tilstande med en observeret overgangsmatrice, og et 'naturligt' eksperiment, hvor man sammenligner to år med disse års observerede overgangsmatricer og observerede initialfordelinger. Hvis betragtningerne i foregående paragraf er rigtige, vil en observeret overgangsmatrice hørende til en initialfordeling med relativt mange beskæftigede være sammenfaldende med relativt lille sandsynlighed for, at de mange beskæftigede vedbliver at være beskæftigede.²

Tilsvarende argument kan siges for eksperimentet med ændret overgangsmatrice. Eksperimenterne er alligevel interessante, fordi det ofte er let at forestille sig, at resultaterne er skæve i en bestemt retning, således at effekterne formentlig altid overdrives, så de kan tolkes som øvre grænser for effekterne.

² Indsatsen rettet mod unge ledige i sidste halvdel af 90'erne kunne være et eksempel på sådanne tiltag.

Kapitel 4. Ændret uddannelsesfordeling

Mens den fremtidige aldersfordeling peger i retning af, at forsørgerbyrden øges gennem førtidspension, så er unge relativt veluddannede og kan forventes fortsat at være det. Veluddannede har statistisk set bedre tilknytning til arbejdsmarkedet. Hvis uddannelsesfordelingen ændres yderligere, kan det bidrage til, at befolkningen gennemsnitligt set har større tilknytning til arbejdsmarkedet. Vi laver et sådant eksperiment i fremskrivningen.³

I fremskrivningen i foregående kapitel er der sådan set taget højde for, at unge er mere veluddannede end ældre. Det er der dels i initialfordelingen, der jo er gennemsnit over uddannelseskategorier, dels i de unges overgangsmatrice, der også er gennemsnit over mobilitet for folk af forskellig uddannelseskategori. Effekten af ændret uddannelsesfordeling fås derfor ikke ved at sammenligne fremskrivningerne i dette afsnit med fremskrivningerne i foregående kapitel, men ved at lave forskellige fremskrivninger med forskellige antagelser om de unges uddannelsesfordeling.

Tabel 4.1 viser uddannelsesfordelingen for forskellige aldersgrupper.

Beklageligvis er uddannelsesoplysninger ikke af bedste kvalitet, fordi der er mange uoplyste, og inddelingen er derfor temmelig grov.

Tabel 4.1. Fordeling på uddannelse særskilt på aldersgruppe

	Specialarb., uoplyst mv.	Faglært	Videregående uddannelse
32-36-årige	0,360	0,451	0,189
62-66-årige	0,563	0,329	0,108
32-66-årige	0,404	0,427	0,169

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2.

Som forventet er der flere uddannede blandt de unge.

Tabel 4.2 viser overgangsmatricer for specialarbejdere eller personer med uoplyst uddannelse og for personer med videregående uddannelse.

³ Man kunne også lave beregninger, hvor man så på ændringer i andre forhold, for eksempel andelen med erhverv med forskellig belastning.

Tabel 4.2.a. Overgangsmatrice for 42-46-årige for specialarbejdere eller personer uden uddannelsesoplysning

		Tilstand periode t					
		Førtids-pension	Efterløn	Ledig	Beskæftig-else	Hjemme	Inde $t+1$, ude t
Tilstand periode $t+1$	Førtidspension	0,98269	-	0,00358	0,00222	0,03159	0,07407
	Efterløn	-	-	-	-	-	-
	Ledig	0	-	0,83294	0,02070	0,13609	0,07407
	Beskæftigelse	0,00192	-	0,07518	0,93272	0,16039	0,03704
	Hjemmegående	0	-	0,07518	0,04030	0,64399	0,81481
	Ude $t+1$, inde t	0,01538	-	0,01313	0,00407	0,02795	-

Tabel 4.2.b. Overgangsmatrice for 42-46-årige for personer med videregående uddannelse

		Tilstand periode t					
		Førtids-pension	Efterløn	Ledig	Beskæftig-else	Hjemme	Inde $t+1$, ude t
Tilstand periode $t+1$	Førtidspension	,	-	0	0,00046	0,00810	0
	Efterløn	-	-	-	-	-	-
	Ledig	,	-	0,82090	0,00958	0,14980	0,03030
	Beskæftigelse	,	-	0,11940	0,95577	0,29555	0,57576
	Hjemmegående	,	-	0,05970	0,02645	0,52632	0,39394
	Ude $t+1$, inde t	,	-	0	0,00775	0,02024	-

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2.

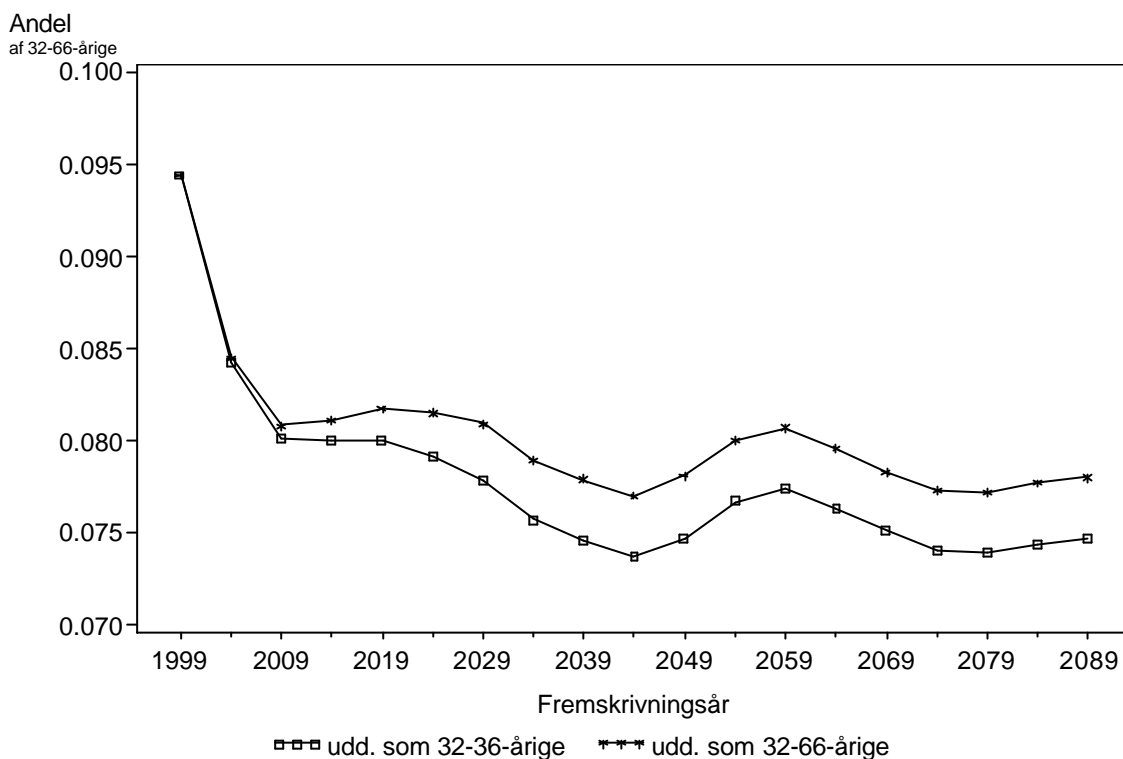
Anm.: Der er ingen førtidspensionister blandt 42-46-årige med videregående uddannelse i stikprøven.

Uanset tidligere tilstand, er der for specialarbejdere eller personer uden oplyst uddannelse større sandsynlighed for at blive førtidspensionister og mindre sandsynlighed for at blive beskæftiget end sammenlignet med personer med videregående uddannelse. Det skal også nævnes, at langt flere med videregående uddannelse er beskæftigede som 32-36-årige, når de trækkes ind i analysen.

Teknisk set foregår fremskrivningerne nøjagtigt som i foregående kapitel, blot med den modifikation, at der foretages en fremskrivning for hver uddannelseskategori. Fremskrivningerne for de tre kategorier lægges slutteligt sammen for at få fordelingen på tilstande for hele befolkningen.

Vi laver nu to fremskrivninger til illustration af uddannelsens betydning. I den første fremskrives under den antagelse, at fremtidige unge generationer har samme uddannelsesfordeling som de unge i tabel 4.1 – dvs. fremtidens unge ligner uddannelsesmæssigt de nuværende unge. I den anden fremskrivning antages, at de fremtidige unge har den uddannelsesfordeling, som folk i alle aldre har, og som er vist i sidste række i tabel 4.1. (Det er jo oplagt ikke noget realistisk bud på fremtiden, at fremtidens unge således skulle være mindre uddannede end de nuværende unge, men fremskrivningen er da heller ikke lavet som en prognose, men som en måde at illustrere uddannelsens betydning.) De to fremskrivninger trækkes fra hinanden. Resultatet over tid for førtidspensionister er vist i figur 4.1 og for hele befolkningen på langt sigt i tabel 4.3.

Figur 4.1. Andel førtidspensionister i fremskrivning, hvor fremtidens unge er fordelt på uddannelse som fordelingen er nu for 32-66-årige eller som fordelingen er nu for 32-36-årige



Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2. Mht. princippet i fremskrivninger, se bilag 1.

Figuren viser, at forskellen på andelen af førtidspensionister i de to fremskrivninger gradvist vokser, efterhånden som de to uddannelsesfordelinger for de unge slår igennem på alle aldersgrupper. Efter 40 år og fremefter er der 0,4% færre førtidspensionister, hvis de unge fremover har samme uddannelsesfordeling som de nuværende unge i stedet for 'kun' at være uddannet som alle mellem 32 og 66 år er nu.

Tabel 4.3 viser effekten på alle tilstande på langt sigt.

Tabel 4.3. Effekt af uddannelse på tilstandsfordeling i fremskrivningen: Fremskrivning hvor fremtidens unge er fordelt på uddannelse som fordelingen er nu for 32-66-årige minus fremskrivning som fordelingen er nu for 32-36-årige

	Førtidspension	Efterløn	Ledig	Beskæftigelse	Hjemme
2089	0,0033	0,0010	0,0043	-0,0118	0,0030

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2. Mht. princippet i fremskrivninger, se bilag 1.

Tabellen viser, at hvis uddannelsesfordelingen vitterligt skulle ændres tilbage til, hvad der gælder nu for alle aldre, vil der på langt sigt blive færre beskæftigede (ca. 1%).

Disse skøn lider af samme type systematiske fejl som effektberegningerne i foregående kapitel. Hvis man vitterligt foretog et tiltag, så færre fik en lang videregående uddannelse, fx ved at gøre det sværere at komme på universitet, så ville det formentlig ikke være tilfældigt (set i forhold til beskæftigelsesmuligheder), hvem der ikke længere fik uddannelse. Man må forestille sig, at de, der ikke længere får videregående uddannelse også af andre årsager vil have mindre sandsynlighed for beskæftigelse end de, der fortsat får uddannelse. Men i fremskrivningerne kan vi ikke se forskel på disse to grupper. Konsekvensen er, at tallene i fx tabel 4.3 overvurderer effekten af ændret uddannelse.

Denne type metode er vidt udbredt i mange forskellige sammenhænge, så meningen med dette kapitel er kun at give et par (danske) eksempler, der på ingen måde kan tages som repræsentative.

Nærliggende er at nævne, at befolkningsfremskrivninger anvender denne type metode. Simple befolkningsfremskrivninger indeholder måske kun en tilstand, nemlig levende, men død og fødsel svarer dog til den slags 'bevægelser', der i vores papir svarer til, at personer ryger ud og ind af analysens aldersgruppe. I Danmarks Statistiks og DREAM-gruppens befolkningsfremskrivninger er desuden beregnet sandsynligheder for indvandreres og efterkommeres overgange til gruppen af 'øvrige' ('oprindelige' danskere), (Danmarks Statistik (2002), Stephensen (2001)). Ved befolkningsfremskrivninger gøres ofte en del ud af at vurdere fremtidig fertilitet og ikke blot videreføre den aktuelle fertilitet. Det er fx relevant for indvandrerkvinder, hvor der kan ventes et gradvist fald. Dødsandsynligheder kan være midlertidig høje fx pga. influenzaepidemi. Danmarks Statistiks befolkningsfremskrivning foretages også på amtsniveau (og kommuniveau). Fremskrivningen foretages hvert amt for sig, med til- og fraflytningsandsynligheder og ikke med en samlet overgangsmatrice mellem alle amter i landet.

I debatten om ældrebyrdeproblemer er der dels brug for befolkningsfremskrivninger og dels brug for beregninger af pensionsopsparing. Det sidste afhænger i høj grad af livsindkomst og karriere på arbejdsmarkedet. I analyser af Det økonomiske Råd og Regeringen er livsindkomster beregnet med udgangspunkt i, at folk (inden for en bestemt gruppe) har en fast placering i indkomstfordelingen. Man ser derfor bort fra (i hvert fald nogle) bevægelser i indkomstfordelingen, hvilket formentlig trækker i retning af at overvurdere indkomstspredningen (Regeringen (2000), bilag 4.1, Det økonomiske Råd (1998), afsnit II.7). Omvendt er det vanskeligere at bruge metoden for kontinuerte størrelser som indkomst end for diskrete størrelser som tilstand. Endelig korrigeres indkomster for beskæftigelsesomfang. Dette beregnes på baggrund af historiske erfaringer dels i det sidste statistikdækkede år, dels tilbage i tiden. Metoden er altså ikke som i dette papir (i hvert fald hvad angår Det økonomiske Råd (1998), mens Regeringen (2000) taler om at *blive* ledig, s. 93).

Det økonomiske Råds beregninger af livsindkomster til brug for beregning af omfordeling via offentlige ydelser (Det økonomiske Råd (2001), Jørgensen (2001)) er ikke ment som fremskrivninger, men livsindkomstberegningerne kan alligevel sammenlignes med metoden i dette papir. På baggrund af 8 års statistik sammenkædes personer med forskellig alder til hele livsforløb ud fra samme karakteristika. Disse livsforløb afspejler fx de overgange mellem beskæftigelse og ledighed, der rent faktisk har fundet sted gennem de 8 år. Betragtes metoden som fremskrivning, kan den derfor måske minde om vores fremskrivninger, hvis vi så på overgangsmatricer baseret på 8 års erfaringer.

Metoden bruges i Undervisningsministeriets fremskrivninger af personers bevægelser mellem forskellige uddannelser og mellem at være i uddannelse eller ej (Undervisningsministeriet (2000)). Metoden er også brugt inden for landbrugsområdet til analyser af, hvilke typer brug der fremover findes (Ministeriet for Fødevarer, Landbrug og Fiskeri (1998)).

Endelig, og måske mest relevant i sammenhængen, findes metoden som byggestene i økonomiske modeller. For eksempel i SofiS (Liebing m.fl. (1999)), hvor personer bevæger sig mellem ledighed og beskæftigelse og mellem områder, hvor de søger arbejde. Modellen fokuserer dog kun på steady state-løsninger (som i kapitel 2 ovenfor) og ikke på dynamikken (som i kapitel 2, 3 og 4 ovenfor). Sigtet er i sådanne modeller mere ambitiøst, fordi man også (og især) vil søge forklaringer på bevægelser.

Kapitel 6. Sammenfatning

Vi har i papiret illustreret en metode til at fremskrive befolkningens fordeling på sociale tilstande ud fra den aktuelle mobilitet.

Som konkret anvendelse har vi i særlig grad fokuseret på førtidspension. Vi har undersøgt, om den ventede fremtidige ændring i aldersfordelingen med relativt flere ældre vil betyde, at en større andel bliver førtidspensionister. Vi finder, at der er en sådan effekt, men finder også, at de langsigtede konsekvenser af de seneste års relativt få tildelinger af førtidspension trækker så kraftigt i modsat retning, at andelen af førtidspensionister fremskrives til at falde (kapitel 3).

Det væsentligste forbehold man må tage over for et sådant resultat – og metoden generelt – er nok, at den aktuelle mobilitet ofte kan tænkes at dække over midlertidige fænomener. For eksempel kunne det tænkes, at de få tildelinger af førtidspension dækker over udskudte tildelinger, fordi alle andre muligheder søges afprøvet. Endelig er det værd at huske på, at få førtidspensionister ikke nødvendigvis er lig flere beskæftigede – det opnås nemlig ikke i fremskrivningen i kapitel 3. Det viser, at det er værd at have 'alle' tilstande med i analysen og ikke kun lave en analyse for førtidspension eller ikke-førtidspension.

Vi foretager en række hypotetiske eksperimenter i papiret, nemlig en ændret initialfordeling for unge (nytilkomne i analysens aldersgruppe), således at flere begynder som beskæftigede (kapitel 3), en ændret mobilitet, så der er større sandsynlighed for at vedblive at være beskæftiget (kapitel 3), og en ændret uddannelsesfordeling (kapitel 4). Med hensyn til initialfordeling kontra mobilitet synes effekten af ændret mobilitet relativt stor.

Vi argumenterer for, at den type hypotetiske eksperimenter snarere angiver øvre grænser for effekternes størrelse end middelrette skøn. Alligevel kan de have værdi, netop fordi det synes rimeligt at angive, den retning skønnene er skæve.

Litteratur

Danmarks Statistik (2002): "Statistiske Efterretninger. Befolkning og valg, 2002:11".

Den sociale Ankestyrelse (2002): "Hovedtendenser på førtidspensionsområdet 2002:2", www.dsa.dk.

Det økonomiske Råd (1998): "Dansk økonomi. Efterår 1998".

Det økonomiske Råd (2001): "Dansk økonomi. Efterår 2001".

Jørgensen, Steen (2001): "Analyser af indkomstfordelingen", Det økonomiske Råds Sekretariat, www.dors.dk.

Liebing, Christian S., Lars Pico Geerdsen, Mikkel B. Munksgaard, Lisbeth Pedersen (1999): "Sofis – en strukturmodel", Socialforskningsinstituttet rapport nr. 99:7.

Ministeriet for Fødevarer, Landbrug og Fiskeri (1998): "Landbrugets strukturudvikling", betænkning 1351. www.dffe.dk.

Regeringen (2000): "Et bæredygtigt pensionssystem".

Stephensen, Peter (2001): "DREAMs disaggreerede befolkningsfremskrivning til år 2100", www.dreammodel.dk.

Undervisningsministeriet (2000): "De videregående uddannelser i tal", www.uvm.dk.

I afsnittet gennemgås fremskrivningsmetoderne på en mere teknisk facon, end tilfældet hidtil har været. Til gengæld er der færre verbale forklaringer i afsnittet.

BI.1. Fremskrivning uden hensyntagen til alders- og uddannelsesfordeling

Lad A være en overgangsmatrice som vist i tabel 2.1. Matricen A beskriver altså i komprimeret form, hvordan populationen statistisk set bevæger sig fra den ene periode til den anden. Et enkelt element i matricen betegnes a_{ij} , der angiver sandsynligheden for, at en person i tilstand j i næste periode er i tilstand i .

Vi kan nu bruge fordelingen P_t i udgangssituationen kombineret med overgangsmatricen til at fremskrive fordelingen en periode frem. Det sker ved

$$P_{t+1} = AP_t$$

Og sådan kan vi fortsætte i det uendelige. Fremskrives to år gives

$$P_{t+2} = AP_{t+1} = A^2P_t$$

og n år

$$P_{t+n} = A^n P_t$$

Desto længere vi fremskriver (dvs. desto større n), desto mindre ændres fordelingen ved at fremskrive yderligere et år. I en 'steady state' tilstand sker der ingen ændring fra år til år. Steady state fordelingen P findes ved at løse ligningen

$$P = AP$$

for P .

Man kan tage hensyn til, at nogle personer hvert år forsvinder ud af de fem tilstande ved at udvide matricen, således som tabel 2.1 er udvidet til tabel 2.3.

Bemærk, at ved denne type beregninger af tilstande i steady state, foretages implicit en fremskrivning af befolkningsstørrelser. Teknisk set ses det ved, at der i matricen A 's sidste søjle og række beskrives, hvor mange, der ryger henholdsvis ind og ud af analysen (dvs. ind og ud af aldersgruppen 32-66 år). I steady state svarer størrelsen af disse to gruppe til hinanden, dvs. der bliver 'født' lige så mange som der 'dør' – i god overensstemmelse med begrebet

steady state, hvor der ikke er kræfter, der trækker i retning af at ændre fordelingen på tilstande. Man kunne tænke sig at undgå denne kunstige befolkningsprognose ved alene at se på mobiliteten af personer, der i alle de statistikdækkede år er med i analysen. Det vil imidlertid give meget skæve resultater for specielt førtidspension og efterløn, fordi det er tilstande, som man kan komme ind i fra beskæftigelse, men (statistisk set næsten) kun komme ud af ved at fylde 67 år. Derfor ville en analyse uden denne kunstige ind- og udgang af gruppen på 32-66 år kun rumme tilgang til fx førtidspension, og ville derfor fremskrive for store andele førtidspensionister i steady state.

B1.2. Fremskrivning med hensyntagen til aldersfordeling

Lad A^a være en overgangsmatrice specifik for alder a , og lad P_t^a være fordelingen af populationen med alder a på tidspunkt t . Som tiden går bliver både t og a naturligvis større. Fremskrivningen af en bestemt generations fordeling foregår som i beregningerne i afsnittet ovenfor. Fordelingen af alle generationer på et givet tidspunkt fås som summen af fremskrivningerne for de forskellige generationer. På tidspunkt t består den samlede befolkning P_t således af summen af P_t^a over a . Hvert af leddene P_t^a skal beregnes. Alder løber fra $a = 1$ til $a = s$. Beregningen i fremskrivningsårene bliver som følger:

For den yngste alderskategori skal som diskuteret antages, hvor stort antallet af personer er, og hvordan de er fordelt på tilstande, dvs.

P_t^1 er givet

Idet $a = 1$ er yngste alderskategori. For næstnyngste alderskategori benyttes overgangsmatricen for yngste alderskategori og den netop viste fordeling, dvs.

$$P_t^2 = A^1 P_{t-1}^1$$

Og for tredje yngste aldersklasse bliver fremskrivningen

$$P_t^3 = A^2 P_{t-1}^2 = A^2 A^1 P_{t-2}^1$$

hvor vi altså har fremskrevet den samme generation i to perioder og derfor brugt overgangsmatricerne, der gælder for næstnyngste og yngste generation, A^2 og A^1 . Hvis vi kun skriver en periode frem fra sidste statistikdækkede år, tager vi naturligvis udgangspunkt i den kendte fordeling på tilstande for generationen i foregående periode, således at beregningen alene bliver

$$P_t^3 = A^2 P_{t-1}^2.$$

Fremskrives $a \geq 1$ perioder frem fås

$$P_t^a = A^{a-1} A^{a-2} \dots A^{a-(a-1)} P_{t-(a-1)}^1$$

Fordelingen på tilstande i alle generationer findes ved summation

$$P_t = \sum_{a=1}^s P_t^a = \sum_{a=1}^s \sum_{h=1}^{a-1} A^h P_{t-(a-1)}^1$$

(A^0 er enhedsmatricen).

B1.3. Fremskrivning med hensyntagen til alders- og uddannelsesfordeling

Fordelt på alder og uddannelse er beregningerne af samme type, men mere omfattende at skrive op. Udgangspunktet er nu alders- og uddannelsesspecifikke overgangsmatricer $A^{e,a}$ og fordelingen $P_t^{e,a}$ på tidspunkt t af befolkningen af alder a og uddannelse e . Uddannelsesindeks løber fra $e = 1$ til $e = v$. Initialfordelingen $P_t^{e,1}$ må antages for alle e, t . Beregningerne kører præcist som ovenfor, dog udledt for hver enkelt uddannelseskategori. Slutteligt lægges alle uddannelseskategorier sammen.

For fuldkommenhedens skyld skrives fremskrivningen første, andet, tredje og sidste år. Som ovenfor skal gøres antagelser om de nye generationers størrelser, og der skal gøres antagelser om fordeling på uddannelse og uddannelsesbetingede tilstande.

$P_t^{e,1}$ er antaget

$$P_t^{e,2} = A^{e,1} P_{t-1}^{e,1}$$

$$P_t^{e,3} = A^{e,2} P_{t-1}^{e,2} = A^{e,2} A^{e,1} P_{t-2}^{e,1}$$

□

$$P_t^{e,a} = A^{e,a-1} A^{e,a-2} \dots A^{e,a-(a-1)} P_{t-(a-1)}^{e,1}$$

På tidspunkt t bliver den samlede fordeling på tilstande for uddannelseskategori e

$$P_t^e = \sum_{a=1}^s P_t^{e,a} = \sum_{a=1}^s \sum_{h=1}^{a-1} A^{e,h} P_{t-(a-1)}^{e,1}$$

og endelig findes den samlede fordeling i hele populationen ved summering over alle uddannelsesgrupper

$$P_t \stackrel{v}{\sim} P_t^e$$

B2.1. Kilder

Næsten alle data er fra Danmarks Statistiks registre, hvorfra der til 'Dataprojektet' (se afsnittet 'Om undersøgelsen') er foretaget en række udtræk. Disse udtræk omfatter knap 1% af befolkningen i årene 1994-2000. De af Danmarks Statistiks registre vi særligt bruger, er indkomststatistikregistret, den sammenhængende socialstatistik, forløbsregistret for arbejdsmarkedsforanstaltninger og IDA-registret.

I analysen belyser vi årene 1995-2000 og personer mellem 32 og 66 år, der ikke er i gang med en uddannelse. Når vi ser på denne aldersgruppe, er det, fordi vi gerne vil afslutte analysen ved alderen for alderspension, og gerne vil ser på aldersgrupper af fem år. Der er således seks aldersgrupper af fem år mellem 32 og 66 år (32-36 til 62-66).

B2.2. Definition af tilstande

I papiret har vi grupperet hvert individ hvert år i en af fem kategorier. Vi beskriver nu, hvordan denne gruppering er foretaget. Det vanskelige ved en sådan gruppering er, at alle skal placeres i netop en gruppe. Der er derfor ikke umiddelbart nok at finde på en 'primær' definition (hvormed vi mener en isoleret set fornuftig definition) af at være beskæftiget, ledig eller en hvilken som helst anden kategori. For uvægerligt vil der være nogle personer, der bliver placeret mere end et sted, og nogle der slet intet sted bliver placeret.

Grupperingen er derfor lavet ved en primær definition kombineret med en rangordning af grupperne, der givet en endelig fordeling. En nærmere beskrivelse af de primære definitioner følger efter tabellen.

Tabel B2.1. Primær definition og endelig fordeling

Rangordning	Primær definition	Endelig fordeling
1. Førtidspension	Modtager førtidspension på mindst 10.000 kr.	Opfylder egen primære definition.
2. Efterløn	Modtager efterløn på mindst 10.000 kr.	Opfylder egen primære definition, men ikke den primære definition for 1.
3. Ledig	Modtager ledighedsunderstøttelse i bred forstand i mere end halvdelen af året	Opfylder egen primære definition, men ikke den primære definition for 1 eller 2.
4. Beskæftiget	Arbejder mindst en fjerdedel af året, eller tjener mindst 150.000 kr. ved selvstændig virksomhed	Opfylder egen primære definition, men ikke den primære definition for 1-3.
5. Hjemmegående	Ingen	Opfylder ingen af de primære definitioner for 1-4.

De primære definitioner er som følger:

Førtidspension

En person er førtidspensionist i et år, hvis hun modtager over et vist minimum (10.000 kr.) i førtidspension. Disse beløb findes hos Danmarks Statistik. Definitionen er næppe så problematisk. Da førtidspensionister sjældent går tilbage på arbejdsmarkedet, afgør definitionen, hvilket år der skal være det første år som førtidspensionist.

Efterløn

Definitionen og data er som for førtidspension, naturligvis blot med efterlønsmodtagelse som afgørende faktor.

Ledighed

'Ledighed' omfatter i papiret personer, som modtager en bred kategori af ydelser, der omfatter de fleste former for aktiveringsordninger, revalidering samt andre, der er registreret ledige. Ledighed omfatter ikke personer i orlovsordninger, i fleks- og skånejob og heller ikke personer på kontanthjælp, der ikke er registreret ledige.

Hvis en person er i en af disse tilstande over halvdelen af årets dage, er hun 'ledig'. Optællingen af dage er baseret på Danmarks Statistisk forløbsregister, der angiver start- og slutdato for hver 'sag'.

Beskæftigelse

Definitionen er vanskeligere end de foregående, fordi der ikke fra Danmarks Statistik findes direkte oplysninger om antal dage et individ er beskæftiget, ligesom der skal tages højde for, at folk kan være deltidsbeskæftigede og selvstændige.

I første trin definerer vi antallet af dage, hvor individet er beskæftiget fuld tid. Der findes fra Danmarks Statistiks oplysninger om årlig lønsum, timeløn og ud

fra en antagelse om, at en arbejdsdag er 8 timer på fuld tid, kan antallet af dage, hvor en person er beskæftiget, findes som

Lønsum

Timeløn · 8

Hvis dette tal er større end $0.25 \cdot 360$, er individet defineret som beskæftiget. Hun er også defineret som beskæftiget, hvis indkomsten fra egen virksomhed er større end 150.000 kr.

Ifølge denne primære definition af beskæftigelse vil personer med ønske om fuldtidsarbejde, der kun opnår dette i $0.25 \cdot 360 \cdot 1 \cdot 91$ dage blive betragtet som beskæftigede. Men i den endelige gruppering vil en sådan person jo modtage ledighedsunderstøttelse i en stor del af året og på grund af rangordningen blive klassificeret som ledig frem for beskæftiget (jf. tabel B2.1). Omvendt vil en deltidsbeskæftiget uden eller med begrænset ledighed blive klassificeret som beskæftiget.

Der er som nævnt ingen primær klassifikation for den sidste gruppe, der i den endelige opgørelse blot er defineret residualt som dem, der ikke hører til andet sted. Men vi har jo benævnt gruppen 'hjemmegående' og vil gerne have, at personer derfra ligner dem, man i daglig tale kunne mene var hjemmegående, altså fx personer karakteriseret ved lille indkomst, få dage i beskæftigelse, få dage på ledighedsunderstøttelse og lignende. En kontrol af den faktiske fordeling vil derfor være at sammenligne forskellige mål (fx indkomst) for hjemmegående og de øvrige tilstande. En kontrol af de primære definitioner vil være at se, hvor mange personer, der er klassificeret i mere end en af de fire tilstande med en primær definition. De næste tabeller viser dette.

Tabel B2.2. Sammenligning af tilstande for gennemsnit og varians af forskellige mål

		Lønsum, 1000 kr. pr. år	Beskæftigelse dage pr. år	Ledighed dage pr. år	Sygedagpenge 1000 kr. pr. år	Alder
Førtidspension	Gns.	5	88	117	2	55
	Std.afv.	24	148	85	11	9
Efterløn	Gns.	13	125	149	0	62
	Std.afv.	38	65	94	3	4
Ledighed	Gns.	50	107	300	3	45
	Std.afv.	60	120	61	10	9
Beskæftigelse	Gns.	242	201	73	6	45
	Std.afv.	131	199	50	14	8
Hjemmegående	Gns.	44	55	103	12	46
	Std.afv.	80	24	50	32	10

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik.

Hjemmegående har lille lønsum og mindre beskæftigelse end ledige. De er ydermere i høj grad syge. De er mere ledige end de beskæftigede, men har samlet set mindre arbejdsmarkedstilknytning end både ledige og beskæftigede.

Tabellen viser desværre også, at fx efterlønnere og førtidspensionister får registreret relativt mange dage i ledighed eller beskæftigelse. Desuden er det samlede antal dage for ledige i ledighed og beskæftigelse over 365. Forklaringen er, at nogle på aktiveringsordningerne får registreret indkomsten som løn, der således regnes med i beskæftigelse. Nogle efterlønneres indkomst kan muligvis være fejlregistreret, som andet end efterløn og/eller de kan have deltidbeskæftigelse. Generelt skyldes problemet nok, at ledighedsdefinitionen bygger på mangeartede 'sager', der også kan vedrøre personer vi ikke opfatter som ledige.

Tabellen viser også, at de 'ledige' vitterligt er hårdt ramt af ledighed.

Tabel B2.3 viser den andel af populationen, der er omfattet af to primære definitioner.

Tabel B2.3. Andel af population omfattet af to primære definitioner, i procent.

	Førtidspension	Efterløn	Ledighed	Beskæftigelse
Førtidspension	-			
Efterløn	0.02	-		
Ledighed	0.01	0.07	-	
Beskæftigelse	0.25	0.04	2.13	-

Anm.: Tabellen er symmetrisk og diagonalcellerne giver ikke mening.

Tabellen viser, at temmelig få er med i mere end en tilstand og peger altså derfor på en god side ved grupperingen. Dog er 2,13% grupperet som både beskæftigede og ledige.

B2.3. *Overgangsmatricerne*

Estimationen er ganske simpel. I en tabel som 2.2.a, men med antal personer i hver celle, divideres hver søjle igennem med søjlesummen. Der er altså ikke tale om et forsøg på statistisk forklaring af sandsynligheden for bestemte overgange. Man *kunne* forestille sig, at fx overgangen fra beskæftiget til ledig var søgt statistisk forklaret som funktion af fx alder, uddannelse, køn, civilstand, løn, understøttelse, regler for lediges aktivering osv. Det er dog uden for papirets sigte. (Bortset fra, at vi jo i papiret har diskuteret effekter af alder og uddannelse, ved at kontrollere særskilt for disse.) Mange andre analyser beskæftiger sig hermed. Den måde, de to typer analyser kan spille sammen på, er, at hvis en anden analyse viser effekterne af fx understøttelse på overgange, så kan metoden i dette papir bruges til at beregne de fulde langsigtede effekter af ændringer i understøttelse.

I beregningerne med egentlige befolkningsfremskrivninger (kapitel 3 og 4) er der foretaget nogle forenklinger.

For det første er overgangsmatricerne beregnet som et gennemsnit af de fem årlige overgangsmatricer fra 1995 til 1999. Der giver en slags gennemsnitlig mobilitet fra et år til det næste (skønt årene ikke er veldefinerede for dette gennemsnit).⁴ For det andet er personer grupperet i femårs-intervaller og fremskrivningerne foretages følgelig for hvert femte år. Hvis en årlig overgangsmatrice er A er den tilhørende femårige overgangsmatrice A^5 . Overgangen fra personer mellem 32-36 år til mellem 37-41 år er beregnet som et simpelt gennemsnit af de overgange, der gælder for de to aldersgrupper, dvs. som

$$0.5 \left(A_{32-35}^5 + A_{37-41}^5 \right)$$

B2.4. *Befolkningsfremskrivningen*

Vi har i kapitel 3 og 4 brug for et skøn over antallet af personer på 32-36 år i årene 2004, 2009, ..., 2089.

For årene 2004-2029 kan et sådant skøn findes i Danmarks Statistiks befolkningsfremskrivninger i den elektroniske statistikbank (hentet i 'Amtvis befolkningsfremskrivning' 18/10-2002). For et givet år senere end 2029 findes antallet af 32-36-årige, som de personer, der er med i Danmarks Statistiks fremskrivning år 2029 og som ville være 32-36 år, det pågældende år. Vi ser hermed bort fra, at nogle dør inden da. Vi ser også bort fra migration. For år 2064-2089 er antallet af 32-36-årige konstant lig antallet i 2029. Det betyder, at der ikke kommer flere impulser fra demografien efter år 2029.

⁴ Og yderligere er der for enkeltheds skyld snydt en lille smule: I beregning af dem, der forlader analysen, burde man have set på dem, der er med for sidste gang i 1995-1998, men i stedet er set på dem, der med for sidste gang i 1996-1999.

Med hensyn til indeksene figur 3.1: For 32-36-årige er kurven baseret på ovennævnte prognose (samt folketallet for 32-36-årige i 1999, også fra statistikbanken). For kurven for 62-66-årige er beregnet, hvor mange af de yngre generationer, der overlever til de er 62-66-årige. Således er antallet af 57-61-årige i 1999 omregnet til 62-66-årige i 2004. Dertil er brugt en dødelighedstabel fra Danmarks Statistik (Statistisk Årbog, 1999).

Bilag 3. Tabeller

Tabel B3.1. Stikprøvestørrelsen. Antal 32-66-årige, der ikke er i gang med uddannelse

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Antal	19.047	20.166	21.183	21.437	21.879	22.448	22.406

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2.

Tabel B3.2. Fordeling på tilstande 1998, alle personer i stikprøven

	Førtidspension	Efterløn	Ledighed	Beskæftigelse	Hjemme	I alt
Antal	2.173	1.494	2.722	12.836	2.654	21.879

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2.

Tabel B3.3. Fordeling på tilstande 1998, særskilt for aldersklasser

Antal	Førtidspension	Efterløn	Ledighed	Beskæftigelse	Hjemme	I alt
32-36-årige	81	.	560	2.484	607	3.732
37-41-årige	146	.	532	2.283	427	3.388
42-46-årige	202	.	457	2.270	395	3.324
47-51-årige	299	.	412	2.411	318	3.440
52-56-årige	356	162	427	2.008	334	3.287
57-61-årige	489	415	298	1.114	299	2.615
62-66-årige	600	917	36	266	274	2.093
I alt	2.173	1.494	2.722	12.836	2.654	21.879

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2.

Tabel B3.4. Fordeling på tilstande 1998, særskilt for uddannelse

Antal	Førtidspension	Efterløn	Ledighed	Beskæftigelse	Hjemme	I alt
Specialarbejdere og personer uden udd.-oplysninger	1.484	813	1.378	3.759	1.268	8.702
Faglærte	566	580	1.077	6.206	1.017	9.446
Videregående	123	101	267	2.871	369	3.730
I alt	2.173	1.494	2.722	12.836	2.654	21.879

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2.

Tabel B3.5. (tabel 2.3 og figur 2.2) Fordeling på tilstande i fremskrivning baseret på overgangsmatricen 1999/2000

Andele	Førtidspension	Efterløn	Ledighed	Beskæftigelse	Hjemme
1999	0,09073	0,06775	0,12215	0,60578	0,11359
2004	0,07629	0,06691	0,11328	0,63727	0,10625
2009	0,06727	0,06662	0,11005	0,65074	0,10533
2014	0,06181	0,06663	0,10909	0,65728	0,10519
2019	0,05854	0,06674	0,10885	0,66069	0,10519
2024	0,05658	0,06687	0,10880	0,66254	0,10520
2029	0,05541	0,06699	0,10881	0,66357	0,10522
2034	0,05471	0,06707	0,10883	0,66416	0,10523
2039	0,05430	0,06713	0,10884	0,66450	0,10523
2044	0,05405	0,06717	0,10885	0,66469	0,10524
2049	0,05390	0,06720	0,10886	0,66481	0,10524
2054	0,05381	0,06721	0,10886	0,66487	0,10524
2059	0,05376	0,06722	0,10886	0,66491	0,10524
2064	0,05373	0,06723	0,10886	0,66494	0,10524
2069	0,05371	0,06723	0,10886	0,66495	0,10524
2074	0,05370	0,06724	0,10886	0,66496	0,10524
2079	0,05369	0,06724	0,10886	0,66496	0,10524
2084	0,05369	0,06724	0,10886	0,66497	0,10524
2089	0,05369	0,06724	0,10886	0,66497	0,10524

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2. Mht. fremskrivningsmetode, se bilag 1.

Tabel B3.6. (figur 3.1) **Udvikling i antal 32-36-årige, antal 62-66-årige. Det indbyrdes størrelsesforhold mellem de to grupper.**

	32-36-årige		62-66-årige		62-66-årige i forhold til 32-36-årige
	Antal	Indeks	Antal	indeks	
1999	20836	1,000	12212	1,000	0,586
2004	19200	0,921	14210	1,164	0,740
2009	18773	0,901	16714	1,369	0,890
2014	16487	0,791	18657	1,528	1,132
2019	15636	0,750	17421	1,427	1,114
2024	17253	0,828	17476	1,431	1,013
2029	18667	0,896	18313	1,500	0,981
2034	18186	0,873	16875	1,382	0,928
2039	17300	0,830	16500	1,351	0,954
2044	16134	0,774	14490	1,187	0,898
2049	15728	0,755	13743	1,125	0,874
2054	16152	0,775	15164	1,242	0,939
2059	16575	0,795	16407	1,344	0,990
2064	16575	0,795	15984	1,309	0,964
2069	16575	0,795	15206	1,245	0,917
2074	16575	0,795	14181	1,161	0,856
2079	16575	0,795	13824	1,132	0,834
2084	16575	0,795	14197	1,163	0,857
2089	16575	0,795	14568	1,193	0,879

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2.

Tabel B3.7. (figur 4.1) **Fordeling på tilstande i fremskrivning hvor der er taget hensyn til uddannelseskategorier.**

Andele	Førtidspension	Efterløn	Ledighed	Beskæftigelse	Hjemme
1999	0,0944	0,0595	0,1264	0,5955	0,1242
2004	0,0842	0,0619	0,1377	0,6003	0,1159
2009	0,0801	0,0684	0,1385	0,5978	0,1152
2014	0,0800	0,0707	0,1386	0,5969	0,1138
2019	0,0800	0,0717	0,1387	0,5961	0,1135
2024	0,0791	0,0760	0,1383	0,5916	0,1150
2029	0,0778	0,0776	0,1380	0,5902	0,1164
2034	0,0757	0,0741	0,1386	0,5951	0,1165
2039	0,0746	0,0712	0,1387	0,5993	0,1162
2044	0,0737	0,0661	0,1398	0,6059	0,1145
2049	0,0747	0,0668	0,1401	0,6049	0,1135
2054	0,0767	0,0725	0,1392	0,5973	0,1143
2059	0,0774	0,0759	0,1383	0,5929	0,1156
2064	0,0763	0,0744	0,1385	0,5949	0,1159
2069	0,0751	0,0713	0,1389	0,5988	0,1159
2074	0,0740	0,0682	0,1396	0,6028	0,1154
2079	0,0739	0,0675	0,1398	0,6037	0,1151
2084	0,0744	0,0687	0,1396	0,6022	0,1151
2089	0,0747	0,0696	0,1394	0,6011	0,1153

Kilde: Egne beregninger på registre fra Danmarks Statistik, se bilag 2. Mht. fremskrivningsmetode, se bilag 1.

Bilag 4. Eksperimenter

I bilaget forklares teknisk, hvorfor hypotetiske eksperimenter kan give skæve skøn i modellen.

Vi forestiller os, at man kan være i to tilstande, beskæftiget (B) eller ledig (U). Vi forestiller os også, at hver person desuden er karakteriseret ved en tredje variabel, X , der enten kan have værdien høj (H), middel (M) eller lav (L). Man kan tænke på denne variabel som fx produktivitet eller glæde ved at være på arbejdsmarkedet, således at desto højere X er, desto større chance er der alt andet lige for, at man er på beskæftiget. Variablen X er et tænkt eksempel på en af de mange variabler, der ikke med i vores fremskrivninger, som de er foretaget ovenfor, men ikke desto mindre er af betydning.

Vores metode beregner beskæftigede i periode t som:

$$P(B_t) = P(B_t | B_{t-1}) \cdot P(B_{t-1}) + P(B_t | U_{t-1}) \cdot P(U_{t-1})$$

og tilsvarende for ledighed. Overgangssandsynlighederne, fx $P(B_t | B_{t-1})$, er ganske enkelt beregnet som den andel af de beskæftigede i periode $t-1$, der også er beskæftigede i periode t . Denne kan også skrives som

$$P(B_t | B_{t-1}) = \sum_{X \in \{H, M, L\}} P(B_t | B_{t-1}, X) \cdot P(X | B_{t-1}) \quad (\text{B4.1})$$

og analogt for de øvrige overgangssandsynligheder.

Problemet med vores såkaldte hypotetiske eksperimenter i papiret er, at vi blot flytter på initialfordelingen (fordelingen på $\{B_{t-1}, U_{t-1}\}$) uden at foretage genberegning af overgangssandsynlighederne ved formel B4.1. Det er et problem, hvis der er sammenhæng mellem variabelen X og beskæftigelsesandsynligheden på tidspunkt $t-1$.

Vi illustrerer det nedenfor ved at beregne beskæftigelsesandsynligheden på tidspunkt t . Vi forestiller os det eksperiment, at flere kan begynde deres karriere som beskæftigede. Det er imidlertid ikke tilfældigt, hvem, der tænkes at begynde karrieren som beskæftiget i stedet for ledig, men afhænger af X .

Som grundlæggende, uændret element i eksemplet er sandsynligheden for at blive beskæftiget i periode t givet ved tabel B4.1.

Tabel B4.1. Sandsynlighed for at blive beskæftiget afhængigt af udgangssituation og X, $P(B_t | B_{t-1}, X)$

		Værdi af X		
		H	M	L
Udgangssituation	B_{t-1}	1	0,8	0
	U_{t-1}	1	0,5	0

Hvis $X=L$ vil man under ingen omstændigheder blive beskæftiget i dette eksempel, mens alle med $X=H$ bliver beskæftigede. Hvis $X=M$ er sandsynligheden størst for dem, der allerede er beskæftigede.

Før eksperimentet forestiller vi os, at befolkningens fordeling på udgangssituation og X er som i tabel B4.2.

Tabel B4.2. Fordeling på udgangssituation og værdi af X, $P(B_{t-1}, X)$

		Værdi af X			Marginalfordeling
		H	M	L	
Udgangssituation	B_{t-1}	4/12	2/12	0	1/2
	U_{t-1}	0	3/12	3/12	1/2

Denne fordeling giver anledning til, at vi efter metoden i papiret beregner overgangssandsynligheder som

$$P(B_t | B_{t-1}) = 1 \cdot \frac{2}{3} + 0,8 \cdot \frac{1}{3} = 0,933 \quad (\text{B4.2})$$

$$P(B_t | U_{t-1}) = 1 \cdot 0 + 0,5 \cdot \frac{1}{2} = 0,250$$

og fremskriver andelen af beskæftigede som

$$P(B_t) = 0,933 \cdot 0,5 + 0,250 \cdot 0,5 = 0,5915$$

Vi foretager nu eksperimentet. Alle der i udgangspunktet er ledige og har $X=M$ antages i stedet at være beskæftigede. Det giver den alternative initialfordeling i tabel B4.3.

Tabel B4.3. Alternativ fordeling på udgangssituation og værdi af X, $P(B_{t-1}, X)$

		Værdi af X			Marginalfordeling
		H	M	L	
Udgangssituation	B_{t-1}	4/12	5/12	0	9/12
	U_{t-1}	0	0	3/12	3/12

Med baggrund i denne nye fordeling ville vi efter metoden i papiret beregne effekten af det hypotetiske eksperiment på baggrund af overgangssandsynligheder i formel (B4.2) og marginalfordeling som i tabel B4.3, dvs. som

$$P(B_{t+1}) = 0,933 \cdot \frac{9}{12} + 0,250 \cdot \frac{3}{12} = 0,7623$$

Effekten beregnes altså til $0,7623 - 0,5915 = 0,1708$. Imidlertid har vi også flyttet på fordelingen af X givet udgangssituationen, og burde derfor ideelt set have genberegnet overgangssandsynlighederne. Den sande beskæftigelsesandel bliver

$$P(B_t) = \frac{1}{2} \cdot \frac{4}{9} + 0,8 \cdot \frac{5}{9} + 0 \cdot \frac{9}{12} = \frac{1}{2} \cdot 0,444 + 0,50 \cdot 0,556 = 0,889 \cdot \frac{9}{12} + 0 \cdot \frac{3}{12} = 0,6667 \quad (\text{B4.3})$$

Effekten bliver nu kun $0,7623 - 0,6667 = 0,0956$. I (B4.3) er overgangssandsynlighederne genberegnet. Overgangssandsynligheden for beskæftigelse til beskæftigelse bliver 0,889 i stedet for 0,933 og for ledighed 0 i stedet for 0,250.

Hvis det var et såkaldt naturligt eksperiment, vi lavede, ville vi beregne fordelingen rigtigt som i formel (B4.3). Det vi kalder et naturligt eksperiment er jo en beregning, hvor vi sammenligner effekten af to forskellige sæt observerede overgangssandsynligheder kombineret med to forskellige observerede udgangsfordelinger (dvs. overgangssandsynligheder i formel B4.2 og B4.3 kombineret med marginalfordelinger i hhv. tabel B4.2 og B4.3).

Arbejdspapirer publiceret af Socialforskningsinstituttet

Siden 1.1.2001. Se www.sfi.dk

- 1:2001
- 2:2001 Graversen, B.K. & Weise, H.: Effekter af aktiveringsindsatsen over for kontanthjælpsmodtagere
- 3:2001 Carøe, C. Christiansen: TV-Nyheder fra hjemlandet – integration eller ghettoisering? Om transnationalisme og nyhedsforbrug
- 4:2001 Weatherall, J.: Vejen til førtidspension
- 5:2001 Bach, H.B. & Harsløf, I. : Kontanthjælpsmodtageres forhold – aktivering og arbejdsudbud
- 6:2001 Boll, J.L. & Christensen, T.Q.: Ledige kontanthjælpsmodtagere på Vestegnen
- 7:2001 Anker, J.; Munk, A.; Koch-Nielsen, I. & Raun M.: De sociale puljer
- 8:2001 Clausen, T.: Hørehandicappedes tilknytning og vilkår i forhold til arbejde og uddannelse
- 9:2001 Christoffersen, M.N. : Risikofaktorer for selvmordsforsøg blandt børn og unge
- 10:2001 Axelsen, I.: Litteraturstudie om forebyggende foranstaltninger for børn og unge
- 11:2001 Graversen, B.K. & Nielsen, J.: Oversigt over databaser med relevans for overvågning, udredning og forskning på det sociale område
- 12:2001 Kamp, A.: Virksomheder under modernisering – socialt ansvar under forandring. Human Ressource Management og socialt ansvar på danske virksomheder.
- 13:2001 Storm, J.: Revalidering – en spørgeskemaundersøgelse blandt revalidender
- 14:2001 Filges, T.: Revalidering – en registerundersøgelse
- 15:2001 Rosdahl, A., Harsløf, I. & Møller, S.N.: Virksomhedsrevalidering som vejen (tilbage) til arbejdsmarkedet
- 16:2001 Mehlsen, S.: Sammenhængen mellem boligform og ledighedens længde
- 1:2002 Kamp, A. & Hagedorn-Rasmussen, P.: Mangfoldighedsledelse. Et litteraturstudie om koncept, teori og praksis
- 2:2002 Christensen, T. Qvortrup: Cost-effect-analyser på den aktive socialpolitik
- 3:2002 Egelund T.: Metodeanvendelse i kommunernes forebyggende arbejde med børn og unge.
2. delrapport i *Evaluering af den forebyggende indsats over for børn og unge*.
- 4:2002 Larsen, M.: Hvordan fastholdes ældre på arbejdsmarkedet?
- 5:2002 Harsløf, I., Møller, S.N. & Kruhøffer, A.: Metoder og metodeudvikling i virksomhedsrevalideringen – set fra projekternes perspektiv.
- 6:2002 Steenstrup, J.: Familie-erfaringer. En kvalitativ undersøgelse af 12 familiers erfaringer med at

modtage forebyggende hjælp efter Servicelovens § 40, stk. 2.

3. delrapport i Evaluering af den forebyggende indsats over for børn og unge.

- 7:2002 Bjørn, N.H. & Dohlmann, C.: Ringe vilje til at være mobil blandt ledige kvinder – Et eksempel fra Sønderjylland.
- 8:2002 Olsen, B.M.: Den kommunale organisering af det forebyggende arbejde med børn og unge.
4. delrapport i Evaluering af den forebyggende indsats over for børn og unge.
- 9:2002 Christoffersen, Mogens Nygaard. Social støtte til børn. En undersøgelse af børn, der modtog forebyggende hjælp i henhold til Serviceloven for første gang i 1998. 5. delrapport i evaluering af den forebyggende indsats over for børn og unge
- 10:2002 Boll, J. & Møller, S.N.: Psykologisk testning af kontanthjælpsmodtagere. Evaluering af indførelsen af VIH-Match i Virksomheden Holbæk.
- 11:2002 Olsen, H.: Dansk kvalitativ interviewforskning. Kvalitet eller kvaler?
- 12:2002 Anker, J., Christensen, I., Romose, T.S. & Stax, T.B.: Kommunal boliganvisning. – En analyse af praksis og politik i fire kommuner.
- 13:2002 Olsen, H.: Folkepension, levekår og lavindkomst i Skandinavien. Et litteraturstudie om forsknings- og udredningstendenser.
- 14:2002 Christensen, I & Stax, T.B.: Kommunal boliganvisning. En analyse af praksis og politik i Københavns Kommune.
- 15:2002 Harsløf, I. Møller, S.N. & Ellegaard Hansen, A. Virksomhedsrevalidering som vendepunkt – en kvalitativ undersøgelse blandt deltagere i virksomhedsrevalidering
- 16:2002 Rasmussen, M.: Salg af almene boliger og boligsituationen for lav-indkomstgrupper. Statistisk karakteristik af indflyttere i almene boliger
- 17:2002 Mik-Meyer, N: At gøre noget kvalitativt målbart: Kvalitative subjektbundne oplysninger omsat i et screeningsværktøj.
- 18:2002 Hestbæk, A. & Nygaard Christoffersen, C.: Effekter af dagpasning – en redegørelse for nationale og internationale forskningsresultater
- 19:2002 Munk, M. D.: Køn, marginalisering og social eksklusion. Baggrundspapir til konference 26.-27. september 2002
- 20:2002 Munk, M. D.: Livschancer og mobilitet – forskellige generationers vilkår
- 21:2002 Rasmussen, M.: Forsørgerbyrde og førtidspension – et eksempel på anvendelse af en simpel fremskrivningsmodel
- Ledig
- 23:2002 Weatherall, Cecilie D: Marginaliserede på det danske arbejdsmarked
- 24:2002 Anker, J., Christensen, I., Romose, Skovgaard T. & Stax, Børner T: Kommunal boliganvisning til almene familieboliger
- 25:2002 Rasmussen, M.: Har salget af Københavns kommunes boliger forringet mulighederne for lav-indkomstgrupper? Statistisk karakteristik af indflyttere i ”TOR-boliger”.

