

# Økonomiske incitament, nedslidning og tilbagetrækning

## Semi-parametrisk estimation af heterogenitet og aldersbetingede ønsker om tilbagetrækning

**Søren Arnberg**  
*Forsikring & Pension*

**Peter Stephensen**  
*Danish Rational Economic Agents Model, DREAM*

**DREAM Arbejdsrapport 2015:1**  
Februar 2015

### Abstract

Dette papir præsenterer en empirisk analyse for effekten af økonomiske incitament og nedslidning på ældre lønmodtageres tilbagetrækningsbeslutning. Analysen baseres på en ny model for tilbagetrækningsbeslutningen. Den estimerede model bruges til at fremskrive tilbagetrækningen i et pensionssystem, der er meget mere opsparingsbaseret end i dag. Modellen kan desuden bruges til konsekvensberegninger af politikforslag.

I papiret opstilles en empirisk model, som er inspireret af option value-modellen (jf. Stock & Wise, 1990), men adskiller sig på flere måder, bl.a. ved tillade heterogenitet i præferencerne. Modellen estimeres på registerdata for beskæftigede, der var 59 år i 2001, og modellens output er en estimeret fordeling af præferencer for fritid og en parameter for nedslidningseffekten. Præferencefordelingen estimeres ikke-parametrisk.

Estimationerne viser, at både præferencer for fritid og nedslidning påvirker seniorers tilbagetrækningsbeslutning. På baggrund af den estimerede model beregnes en reservationsløns for, at personerne er villig til at udskyde tilbagetrækning i et år. Reservationslønnen er stigende med alderen er lidt større for mænd end kvinder.

Fremskrivninger baseret på den estimerede model viser, at fremtidens seniorer generelt må forventes at trække sig tilbage tættere på folkepensionsalderen end nutidens seniorer – selvom den forventede folkepensionsalder i 2047 er 72 år mod 65 år i dag. Samtidig viser fremskrivningen, at mange må forventes at trække sig tilbage, før de kan få folkepension og leve af deres pensionsformue.

# Økonomiske incitament, nedslidning og tilbagetrækning

## Semi-parametrisk estimation af heterogenitet og aldersbetingede ønsker om tilbagetrækning

Søren Arnberg

Forsikring & Pension, mail: sarnb@fm.dk

Peter Philip Stephensen\*

DREAM, mail: psp@dreammodel.dk

### Udkast

## Sammenfatning

Dette papir præsenterer en empirisk analyse for effekten af økonomiske incitament og nedslidning på ældre lønmodtageres tilbagetrækningsbeslutning. Analysen baseres på en ny model for tilbagetrækningsbeslutningen. Den estimerede model bruges til at fremskrive tilbagetrækningen i et pensionssystem, der er meget mere opsparingsbaseret end i dag, og kan desuden bruges til konsekvensberegninger af politikforslag.

Baggrunden er, at der i de sidste to årtier er blevet gennemført en række reformer med det formål at hæve tilbagetrækningsalderen. Samtidig er arbejdsmarkedspensionerne, som i 1990'erne blev udbredt til LO/DA-området, ved at blive fuldt modnede. Konsekvensen er, at væsentligt flere af fremtidens seniorer vil have relativt store pensionsformuer, der bl.a. giver mulighed for tilbagetrækning før folkepensionsalderen.

Analyserne er baseret på registerdata for beskæftigede, der var 59 år i 2001. De 59 åriges indkomster resten af livet - herunder overførslerne fra det offentlige pensionssystem - afhænger af tilbagetrækningsalderen. Denne variation anvendes til at bestemme de 59-åriges præferencer for tilbagetrækning (også kaldet præferencer for fritid) og en parameter for betydningen af arbejdets nedslidning for tilbagetrækningen. Papiret præsenterer beskrivende empiri, der indikerer, at personerne reagerer på økonomiske incitament til at trække sig tilbage. Herefter opstilles den empiriske model, som er inspireret af option value-modellen (jf. Stock & Wise, 1990), men adskiller sig på flere måder, bl.a. ved til lade heterogenitet i præferencerne. Output er en estimeret fordeling af præferencer for fritid og en parameter for nedslidningseffekten. Præferencefordelingen estimeres ikke-parametrisk. Modellen er en videreudvikling af modellen, som er anvendt i De Økonomiske Råds Formandsskab (2013), hvor der er tilføjet nedslidning som forklaring på tilbagetrækning. Estimationerne viser, at både præferencer for fritid og nedslidning påvirker seniorers tilbagetrækningsbeslutning. På baggrund af den estimerede model beregnes en reservationsløn for, at personerne er villig til at udskyde tilbagetrækning i et år. Reservationslønnen er stigende med alderen, hvilket afspejler et tiltagende ønske om at trække sig tilbage med alderen. Reservationslønnen er lidt større for mænd end kvinder.

Fremskrivningerne - baseret på den estimerede model - viser, at fremtidens seniorer generelt må forventes at trække sig tilbage tættere på folkepensionsalderen end nutidens seniorer - selvom den forventede folkepensionsalder i 2047 er 72 år mod 65 år i dag. Samtidig viser fremskrivningen, at mange må forventes at trække sig tilbage, før de kan få folkepension, og leve af deres pensionsformuer. Fx forudsiges 53 pct. af faglærte mænd uden en efterlønsordning at trække sig tilbage mindst 2 år før folkepensionsalderen. For kvinder med en lang videregående uddannelse er det tilsvarende tal 25 pct.

Indhold:

1. **Indledning**
2. **Data og økonomiske incitamenter**
3. **Empirisk model for tilbagetrækningsbeslutning med heterogenitet og aldersbetingede ønsker om tilbagetrækning**
  - 3.1 Intuition i tilbagetrækningsmodellen
  - 3.2 Tilbagetrækningsmodel med præferencefordeling
  - 3.3 Model med aldersbetingede ønsker om tilbagetrækning
4. **Estimation og resultater: kønsopdelt model**
  - 4.1 Estimerede parametre
  - 4.2 Faktisk og forventet tilbagetrækning
  - 4.3 Fortolkning af modellens parametre
5. **Estimation og resultater: køn- og uddannelsesopdelt model**
  - 5.1 Estimerede parametre
  - 5.2 Faktisk og forventet tilbagetrækning
  - 5.3 Fortolkning af modellens parametre
6. **Fremskrivning af tilbagetrækning i 2047**

\*Tilbagetrækningsmodellen bag analyserne i dette papir er blevet udviklet i to faser. Analyser med udgangspunkt i en første version af tilbagetrækningsmodellen blev præsenteret i De Økonomiske Råd (2013) samt i Arnberg & Stephensen (2013). Dette papir præsenterer analyser med udgangspunkt i en videreudvikling af tilbagetrækningsmodellen.

Søren Arnberg er i dag ansat i Finansministeriet, men var tilknyttet De Økonomiske Råds sekretariat under projektets første fase, og Forsikring & Pension under projektets anden fase. Peter Stephensen har været tilknyttet DREAM i begge projektets faser. Data til analyserne i dette papir er venligst stillet til rådighed af De Økonomiske Råds sekretariat. Især har det været forbundet med et stort arbejde at udvikle de såkaldte effektive formuer, som Lene Back Kjærsgaard og Anne Kristine Høj især har stået for (begge fra De Økonomiske Råds sekretariat).

Vi takker endvidere Eirik Amundsen, Michael Andersen, Niels Henning Bjørn, Mogens Fosgerau, Jan V. Hansen, Mads Kieler, Claus Thustrup Kreiner, Jesper Gregers Linaa, Andreas Østergaard Nielsen, Michael Rosholm, John Smidt, Bertel Schjærning, Michael Svarer og Hans Jørgen Whitta-Jacobsen for hjælp og kommentarer undervejs i projektet. Forskellige versioner af papiret er blevet præsenteret på seminarer i Finansministeriet, Økonomisk Institut ved Københavns Universitet, på Nationaløkonomisk Forenings årsmøde samt Pensionskommissionens konference "Incitamenter, fordeling og forsikring i pensionssystemer". Vi takker deltagerne for kommentarer. Synspunkterne i dette papir er forfatterens og ikke nødvendigvis sammenfaldende med vurderinger fra De Økonomiske Råds formandskab, DREAM, Finansministeriet eller Forsikring & Pension.

## 1. Indledning

Hvor vigtige er økonomiske incitamenter for den individuelle beslutning om at trække sig tilbage? For at kunne forudsige effekten af reformer af pensionsystemet er det vigtigt at kende svaret på dette spørgsmål.

I Danmark er der de seneste år gennemført en række reformer af pensionsystemet, der har til hensigt at tilskynde ældre (fremover benævnt seniorer) til senere tilbagetrækning. Efterlønsordningen er blevet gjort mindre attraktiv, og folkepensionsalderen bliver udskudt i takt med, at vi lever længere. Samtidig er arbejdsmarkedspensionerne, der blev udbygget i midt-halvfemserne, ved at blive modnede. Konsekvensen er, at de fleste af fremtidens seniorer vil have betydelige pensionsformuer, der oftere giver mulighed for tidlig tilbagetrækning før folkepensionsalderen. En stor gruppe funktionærer og offentligt ansatte har dog allerede i dag modnede pensionsordninger. For at kunne forudsige effekten af pensionsreformer og modnede arbejdsmarkedspensioner er det vigtigt at vide, i hvilket omfang seniorer reagerer på økonomiske incitamenter, når de beslutter sig for tilbagetrækning.

I dette papir undersøges det, i hvilket omfang seniorer reagerer på økonomiske incitamenter, når de vælger tilbagetrækningsalder. Til dette formål opstilles en økonometrisk model for seniorers tilbagetrækningsbeslutning. Den har udgangspunkt i mikro-data/registerdata. I modellen estimeres seniorers præferencer for fritid på baggrund af deres observerede tilbagetrækningsalder og gevinsten af at forblive i beskæftigelse. Fritidspræferencerne angiver nytten af en pensionsindkomst i forhold til lønindkomst. Den estimerede model bruges til at fremskrive tilbagetrækningsadfærden for fremtidige seniorer med modnede arbejdsmarkedspensioner i et pensionssystem med reduceret efterløn og forhøjet folkepensionsalder. Modellen kan også bruges til konsekvensberegninger, der illustrerer betydningen af ændrede økonomiske incitamenter til tilbagetrækning. Eksempler på sådanne beregninger findes i De Økonomiske Råds formandskab (2013).

Modellen er inspireret af Stock og Wise (1990), fremover S&W, men den adskiller sig på 5 områder:

- S&W antager, at forbrugerne står overfor usikkerhed med hensyn til den fremtidige nytte af en given indkomstprofil. I dette papir antages det, at forbrugeren kender sine fremtidige præferencer.
- S&W antager implicit, at forbrugerne er kreditrationerede eller irrationelle. S&W måler nytte ved at evaluere indkomst direkte i en CRRAnyttetfunktion.<sup>1</sup> Dette må nødvendigvis fortolkes som, at det løbende forbrug er lig indkomsten og det sker kun, hvis forbrugeren er kreditrationeret eller følger en simpel tommelfingerregel. I dette papir antages, at forbrugeren står overfor et perfekt kreditmarked og maksimerer tilbagediskonteret forventet CRRAnytte. Der er endvidere taget højde for usikkerhed mht. dødstidspunktet.
- S&W definerer en parameter  $k$ , som angiver præferencer for fritid. S&W estimerer  $k$  under antagelse af, at  $k$  er ens for alle forbrugere. I dette papirs tilgang antages det, at  $k$  varierer i populationen. Vi estimerer derfor en fordeling af  $k$ 'er i populationen.
- S&W estimerer præferencer for fritid under antagelse af, at de er konstante med alderen. Dette papirs tilgang er mere generelt, idet det tillades, at ønsket om tilbagetrækning kan vokse med alderen. Fortolkningen er, at arbejde kan medføre permanent nedslidning for seniorer. Udskydelse af tilbagetrækning kan derfor medføre et permanent nytte tab. Alderskonstante præferencer er et specialtilfælde i vores tilgang.

---

<sup>1</sup> Constant Relative Risk Aversion

- Forbrugerne i S&W's model har lav relativ risikoaversion med begrænset forbrugsudglatning til følge. Dette er en konsekvens af den valgte CRRA-nyttfunktion. I dette papir benyttes en mere generel CRRA-nyttfunktion og en koefficient for relativ risiko-aversion med en højere værdi end i S&W, som der er konsensus om i litteraturen.

For at studere sammenhængen mellem økonomiske incitamenter og den faktiske tilbagetrækning præsenteres først deskriptiv statistik. Statistikken viser, at tilbagetrækningen klumper sig sammen ved de tilbagetrækningsaldrer, hvor incitamenterne til tilbagetrækning er størst. Dette mønster indikerer, at økonomiske incitamenter motiverer folk til at udskyde tilbagetrækning. Mønstret er mest udtalt for grupper med en vis pensionsformue. Disse har flere skift i de økonomiske incitamenter hen over tilbagetrækningsaldrerne. Skiftene i incitamenterne er en følge af reglerne for modregning af pensionsformue i de offentlige pensionsoverførsler. Et vigtigt eksempel er 2 års-reglen for udbetaling af efterløn: Det er muligt at undgå, at pensionsformue bliver modregnet i efterlønnen, hvis tilbagetrækning udskydes 2 år i forhold til den tidligste efterlønsalder.

Herefter udledes den empiriske model for tilbagetrækningsbeslutningen. I modellen estimeres seniorers præferencer for fritid og en nedslidningsparameter på baggrund af den faktiske tilbagetrækningsalder og skifterne i de økonomiske incitamenter hen over tilbagetrækningsaldrer. Til det formål beregnes effektive formuer for alle hypotetiske tilbagetrækningsaldrer. Disse beskriver de økonomiske incitamenter til at udskyde tilbagetrækning.<sup>2</sup> Dette muliggør at bruge den estimerede model til at forudsige effekten på tilbagetrækningen af økonomiske reformer.

Modellen tillader heterogene præferencer for fritid. Der er udviklet en ikke-parametrisk metode til at estimere heterogeniteten i præferencerne for fritid.<sup>3</sup> Det demonstreres, at man ved hjælp af en iterativ proces kan få fordelingen af præferencer for fritid til at konvergere mod den korrekte fordeling. Grundideen i metoden minder om Train (2007), selvom den faktiske implementering afviger en del fra denne. Hvor Train tager udgangspunkt i momenterne i en given teoretisk fordeling, er vores metode ikke-parametrisk. Modellens øvrige parametre estimeres parametrisk.

Tilbagetrækningsmodellen estimeres separat for 12 grupper opdelt på køn og uddannelse. Analyserne tager udgangspunkt i registerdata for alle født i 1942. De betragtede personer var 59 år i 2001 og følges frem til de blev 67 år i 2009. Vi får således 12 fordelinger af præferencer for fritid og 12 estimater af modellens øvrige parametre. Den estimerede model giver en temmelig god forudsigelse af den faktiske tilbagetrækning. Den forudsiger, at tilbagetrækningen er koncentreret omkring aldrerne 60 år og 62 år, hvilket hænger sammen med, at de fleste er medlem af efterlønsordningen (92 pct. af de 59 årige beskæftigede i 2001 var medlem af efterlønsordningen). Medlemmer af efterlønsordningen, der trækker sig tilbage før 60 år, mister retten til efterløn. Det giver et særligt incitament til at trække sig tilbage som 60-årig. Man kan desuden undgå, at ens pensionsformue bliver modregnet i efterlønnen, hvis tilbagetrækning udskydes i yderligere 2 år. Det giver et særligt incitament til at udskyde tilbagetrækning til 62 år. Estimationsresultaterne indikerer, at disse økonomiske incitamenter får folk til at trække sig tilbage som 60- og 62-årige.

---

<sup>2</sup> De effektive formuer er den tilbagediskonterede sum af alle fremtidig indkomster. De afhænger af tilbagetrækningsalderen.

<sup>3</sup> Med 'Ikke-parametrisk' menes, at fordelingen af præferencer for fritid estimeres ikke antages at følge en bestemt statistisk fordeling.

Den estimerede tilbagetrækningsmodel bruges til at forudsige tilbagetrækningen for fremtidens seniorer, givet de gennemførte reformer af pensionssystemet er fuldt implementeret, og arbejdsmarkedspensionerne er fuldt modnede. Ifølge fremskrivningerne vil fremtidens seniorer trække sig markant senere tilbage, end de ville have gjort, hvis ændringerne af pensionssystemet ikke var indført. Flere seniorer vil udskyde tilbagetrækning til efter folkepensionsalderen og væsentlig flere vil udskyde tilbagetrækning til de to sidste år inden folkepensionsalderen.

Fremskrivningerne viser også, at væsentlig flere end i dag vil trække sig tilbage og leve af deres egne midler (fx deres arbejdsmarkedspensioner) før folkepensionsalderen. Det hænger sammen med udmeldelserne af efterlønsordningen. Fremover forventes omtrent 85 pct. af de beskæftigede seniorer ikke at være medlem af efterlønsordningen.<sup>4</sup> Men mange af disse forventes ifølge fremskrivningerne at trække sig tilbage før folkepensionsalderen og dermed skulle leve for egne midler, indtil de kan få folkepension. Eksempelvis forudsiger modellen, at 53 pct. af faglærte mænd og 25 pct. af kvinder med en lang videregående uddannelse vil trække sig tilbage før folkepensionsalderen, selv om de ikke er berettigede til efterløn.

Papiret er struktureret således, at næste afsnit præsenterer de anvendte data til analyserne og giver en empirisk beskrivelse af de økonomiske incitamenter til at udskyde tilbagetrækning. Tilbagetrækningsmodellen udledes i afsnit 3. Estimationsresultater for en kønsopdelt tilbagetrækningsmodel diskuteres i afsnit 4, mens estimationsresultater for en køns- og uddannelsesopdelt tilbagetrækningsmodel diskuteres i afsnit 5. I afsnit 6 præsenteres fremskrivninger af seniorers tilbagetrækning i et pensionssystem med modnede arbejdsmarkedspensioner, udskudt folkepensionsalder og begrænset efterlønsordning.

## 2. Data og økonomiske incitamenter

Analyserne tager udgangspunkt i registerdata for alle, der var født i 1942. De var 59 år i 2001. Data er forløbsdata, idet de 59-årige følges frem til de er 67 år (dvs. 2009). Specifikt anvendes der information om de 59-åriges erhvervsindkomster, fri formue (ejendomsværdi og finansielle aktiver og passiver) og offentlige overførsler. Desuden anvendes information om medlemskab af efterlønsordningen og værdier for opsparede pensionsformuer (atp, livrente, ratepension og kapitalpension).<sup>5</sup> Når de informationer kombineres, kan der beregnes et næsten komplet billede af pensionsoverførsler efter tilbagetrækning.

For at undersøge betydningen af økonomiske incitamenter på tilbagetrækningen fokuseres på de 59-årige, der er i beskæftigelse frem til tilbagetrækning.<sup>6</sup> Data til analyserne er udvalgt i flere trin, jf. tabel 2.1. Alt i alt indgår der 29.251 personer i analyserne, jf. tabel 2.1. Af disse er knap 27.000 medlem af efterlønsordningen (92 pct.).

---

<sup>4</sup> Jf. DREAMs socioøkonomiske fremskrivning, jf. Hansen & Hansen (2011)

<sup>5</sup> Disse oplysninger er leveret af Styrelsen for Fastholdelse og Rekruttering

<sup>6</sup> Denne restriktion er indført for at sikre, at personerne ikke i praksis har trukket sig tilbage før det officielle tilbagetrækningstidspunkt. Endvidere bruger vi erhvervsindkomsten op til tilbagetrækningstidspunktet som proxy for den hypotetiske fremtidige erhvervsindkomst, hvis man i stedet havde valgt at fortsætte i beskæftigelse. Når erhvervsindkomsten fremskrives efter den faktiske tilbagetrækningsalder, tages der højde for, at ældre erhvervsaktive har en svagt faldende real erhvervsindkomst med alderen (formentlig pga. aftagende arbejdsomfang og aftagende human kapital)

**Tabel 2.1: Udvalgelse af data til analyserne – årgang 1942 i 2001-9**

	I alt	Personer, der udgår
Årgang 1942, som stadig er i live i 2001 (som 59-årig)	66.176	
Er stadig i live i 2009	59.408	6.768
Erhvervsindkomst >= 90.000 kr. som 59- årig	38.220	21.188
Har ikke tidligere har været på førtidspen- sion, overgangsydelse og fleksydelse	37.153	1.067
Er ikke tjenestemænd	32.383	4.770
Erhvervsindkomst over 90.000 kr. (2001- niveau) i årene op til tilbagetrækning	29.251	3.132
I alt	29.251	36.925

Kilde: Egne beregninger på registerdata

Der er store forskelle i de opsparede pensionsformuer mellem uddannelsesgrupperne, hvor de ufaglærte og faglærte har markant lavere pensionsformuer end personer med en lang eller en mellemlang videregående uddannelse, jf. tabel 2.2. Det hænger sammen med, at arbejdsmarkedspensionerne gradvist blev udbredt til LO/DA-området i begyndelsen af 1990'erne. De fleste 59-årige faglærte og ufaglærte i 2001 havde derfor kun sparet op i få år. Omvendt har de fleste ansatte i den offentlige sektor indbetalt til en arbejdsmarkedspension i hele deres arbejdsliv. Personer med mellemlange og lange videregående uddannelser har især job i den offentlige sektor.

**Tabel 2.2: Beskrivende statistik for beskæftigede 59-årige i 2001**

	Tilbage- trækningsalder	Pensionsformue 2001 (1000kr)	Arbejdsindkomst 2001 (1000kr)	Effektiv formue 2001 (1000kr)
	Gns.	Median	Median	Median
Alle samlet	62,7	200	254	2.439
Mænd Uoplyst	63,6	186	303	2.339
Mænd Ufaglært	62,7	111	258	2.137
Mænd Faglært	62,9	153	281	2.309
Mænd KVV	63,4	378	314	2.565
Mænd MVU	63,9	1.950	392	3.336
Mænd LVU	64,9	2.974	446	3.944
Kvinder Uoplyst	62,7	264	244	2.515
Kvinder Ufaglært	61,7	108	205	2.304
Kvinder Faglært	62,1	236	221	2.480
Kvinder KVV	62,8	555	251	2.914
Kvinder MVU	62,4	1.341	267	3.007
Kvinder LVU	64,2	2.692	378	4.071

Anm. Tabellen tager udgangspunkt i de 29.262 beskæftigede, der er i estimationssamlet. Indkomster og formuer er opgjort ved 59 år. Den effektive formue er opgjort som den tilbagediskonterede sum af alle fremtidige indkomster ved en tilbagetrækningsalder på 60 år. Diskonteringsfaktoren er den nominelle rente minus PAL-skat.<sup>7</sup>

Kilde: Egne beregninger på registerdata

Tilbagetrækning er koncentreret omkring aldrene 60, 62 og 67 år eller senere, jf. tabel 2.3. Henholdsvis 30 pct. og 26 pct. af de 59-årige beskæftigede trak sig tilbage som 60- og 62-årige, mens 14 pct. endnu ikke havde trukket sig tilbage, da de var 67 år. Der er desuden en lille koncentration ved 65 år, som er den officielle tilbagetrækningsalder.

<sup>7</sup> Beregningen af de effektive formuer er nærmere beskrevet i De Økonomiske Råd (2013)



**Tabel 2.3: Tilbagetrækningsalder for beskæftigede 59-årige i 2001 i perioden 2002-9**

Tilbagetrækningsalder	Antal	Andel (pct.)	Kumuleret andel (pct.)
60	8.710	30	30
61	1.327	5	34
62	7.567	26	60
63	2.462	8	69
64	1.141	4	72
65	3.001	10	83
66	1.092	4	86
67 eller senere	3.962	14	100
<i>Total</i>	<i>29.262</i>	<i>100</i>	

Anm. En person defineres som tilbagetrukket, hvis han/hun falder ind under mindst en af de følgende kategorier: i) har en erhvervsindkomst på under 90.000 kr. i to på hinanden følgende år og ikke modtager arbejdsmarkedsrelaterede overførselsindkomster; ii) modtager arbejdsmarkedspension eller privat pension over et grænsebeløb (svarende til omtrent 68.000 kr. i 2001); iii) modtager efterløn og iv) modtager folkepension og har en erhvervsindkomst på under 90.000 kr. om året.

Kilde: Egne beregninger på registerdata.

At tilbagetrækningen klumper sig sammen om aldrene 60 og 62 år skal ses i sammenhæng med pensionssystemets indretning i 2001. 60 år er den alder, hvor man tidligst kan få efterløn. Men hvis man venter med at trække sig, til man bliver 62 år, vil anden pensionsindkomst (fx fra pensionsformuer) ikke blive modregnet i efterlønnen og efterlønsatsen er højere. 65 år er den alder, man tidligst kan få folkepension, ældrecheck og boligydelse. Hvis man har arbejdet, indtil man er fyldt 65 år, er der kraftige incitamentter til at fortsætte med at arbejde, fordi man kan opsætte folkepensionen.<sup>8</sup> Man mister således meget lidt i offentlige overførsler, når tilbagetrækningen udskydes. Personer, der ikke er medlem af efterlønsordningen og som stopper med at arbejde før det 65. år, skal leve for egne midler fx af udbetalinger fra egen pensionsformue.

Indkomsterne i resten af den 59-åriges liv afhænger af, hvornår han trækker sig tilbage. Beslutningen om, hvorvidt vedkommende skal trække sig tilbage nu eller at udskyde tilbagetrækning, indebærer en vurdering af den økonomiske gevinst af at fortsætte med at arbejde. I det følgende beskrives gevinsterne af at udskyde tilbagetrækning for de 59-årige i 2001. Til det formål beregnes hypotetiske effektive formuer med udgangspunkt i registerdata om de 59-åriges indkomstforhold. Med dette begreb forstås det samlede tilbagediskonterede forventede rådighedsbeløb for en person i resten af dennes liv. De effektive formuer består således af indtægter fra erhvervsarbejde og offentlige overførsler (efterløn, folkepensionens grundbeløb, pensionstillæg mv.) efter modregning i andre indkomster og skat samt finansiel formue og opsparet pensionsformue (efter

<sup>8</sup> Muligheden for at opsætte folkepensionen blev indført i 2005.

skat). De effektive formuer beregnes for hver hypotetisk tilbagetrækningsalder mellem 60 og 67 år uanset den 59-åriges observerede tilbagetrækningsalder.<sup>9</sup>

Figur 2.1 nedenfor viser udviklingen i de effektive formuer med tilbagetrækningsalderne for tænkte personer, der er forskellige med hensyn til erhvervsindkomst, pensionsformue og medlemskab af efterlønsordningen. Figur 2.1.a viser udviklingen i den effektive formue (opgjort i niveau) for tænkte personer, der er berettigede til efterløn, mens figur 2.1.b viser ændringen i den effektive formue, når tilbagetrækning udskydes i et år, for de samme tænkte personer. Figur 2.1.c og 2.1.d viser tilsvarende opgørelser for personer, der ikke er med i efterlønsordningen.

De effektive formuer vokser, når de 59-årige fortsætter med at arbejde og får en indkomst, der er større end efterlønnen. En 59-årig enlig boligejer, der er berettiget til efterløn, men som ikke har nogen pensionsformue, kan forvente at have en effektiv formue på knap 1,9 mio. kr., hvis vedkommende trækker sig tilbage som 60-årig. Denne består af indkomster fra efterløn, folkepension og ældrecheck fratrukket skat. Hvis vedkommende venter med at trække sig til det 61. år, vil den effektive formue stige med knap 30.000 kr. til godt 1,9 mio. kr., jf. figur 2.1.a. og figur 2.1.b. Stigningen skyldes, at personen får erhvervsindkomst. Til gengæld går personen glip af offentlige pensionsindkomster (især efterløn) i det år. For de fleste gælder det, at erhvervsindkomsten er større end de offentlige overførsler, man er berettiget til som pensionist. Derfor stiger den effektive formue, hvis man udskyder tilbagetrækning.

Pensionsformue modregnes i efterlønnen. Men modregningen kan undgås, hvis personen udskyder tilbagetrækning i 2 år og samtidig arbejder i denne periode (2-års-reglen). For medlemmer af efterlønsordningen med en vis pensionsformue er der således positive finansielle incitamenter til at udskyde tilbagetrækningen til det 62. år eller senere. Efterlønsatsen er 91 pct. af dagpengene. Hvis 2 årsreglen opfyldes, forhøjes satsen til 100 pct. af dagpengene. Dette er også et incitament til at udskyde tilbagetrækning til 62 år. I figur 2.1.a-2.1.d. kan skift i incitamenterne ses ved, at kurverne knækker. Således afspejler knækkene ved det 62. år, at gevinsten ved at udskyde tilbagetrækning fra det 61. til 62. år er større end ved at udskyde tilbagetrækning fra det 60. til 61. år.

Udbetalinger fra pensionsformue modregnes i pensionstillægget. Dette har betydning for det økonomiske incitament til at trække sig tilbage som 62-årig. Selvom 2-årsreglen giver mulighed for at undgå modregning af pensionsformue i efterlønnen, kan denne økonomiske fordel blive 'ophævet' af en hårdere modregning i pensionstillægget. For at undgå modregning af pensionsformue i efterlønnen skal man foruden at opfylde 2-års-regelen også udskyde udbetaling af pensionsformuen til, man er fyldt 65 år. For personer med livrenteopsparinger betyder det markant højere livrenteudbetalinger, især fordi livrenten udbetales over færre år. For personer med relativt små pensionsformuer medfører det en hårdere modregning i pensionstillægget. Modregningen i pensionstillægget er mildere for samlevende, fordi deres pensionstillæg er lavere. Isoleret set medfører det, at par har et større økonomisk incitament til at trække sig som 62-årige end enlige.

En tilsvarende problemstilling gælder for boligydelse. Udbetalinger fra pensionsformuer modregnes i evt. boligydelse for lejere. Hvis man opfylder 2 års-regelen

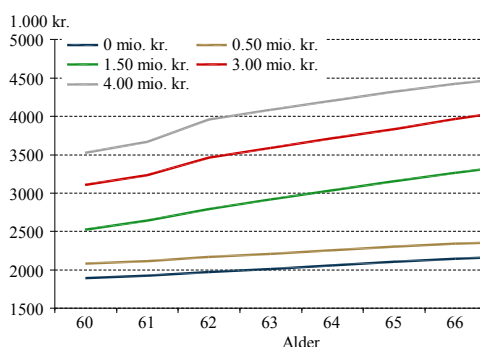
---

<sup>9</sup> Beregningen af de effektive formuer er nærmere beskrevet i Dansk Økonomi, Forår 2013

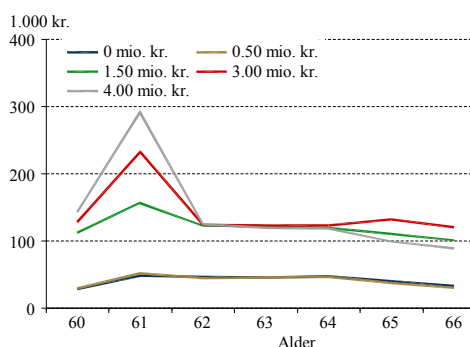
og venter med at få livrenten udbetalt til, man er 65 år, kan man undgå modregning af pensionsformue i efterlønnen. Men det medfører større livrenteudbetalinger og evt. mere modregning i boligydelsen. Dette reducerer det økonomiske incitament til at trække sig tilbage som 62-årig for lejere med en vis pensionsformue.

**Figur 2.1. Udvikling i hypotetiske effektive formuer med tilbagetrækningsalder**

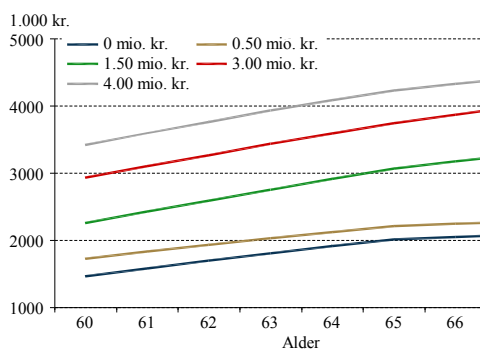
a. Efterlønsberettigede: niveau



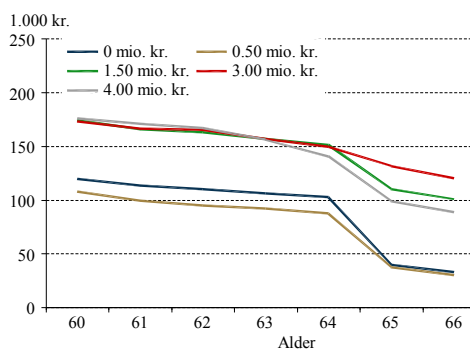
b. Efterlønsberettigede: ændring



c. Ikke-Efterlønsberettigede: niveau



d. Ikke-Efterlønsberettigede: ændring



Anm. Figur 2.1.a. og 2.1.c. viser udviklingen i den hypotetiske effektive formue for typepersoner hen over tilbagetrækningsalder. Den hypotetiske effektive formue er opgjort som den tilbagediskonterede sum af alle fremtidige indkomster. Figur 2.1.b. og 2.1.d. viser ændringen i den effektive formue, når tilbagetrækning udskydes i et år. Ændringen i den effektive formue i punktet 60 år angiver ændringen ved at udskyde tilbagetrækning fra 60 til 61 år og tilsvarende for de næste tilbagetrækningsalder. De enkelte grafer er opdelt efter størrelsen af pensionsformuen ved det 59. år. Ligeledes er der forskel på erhvervsindkomsten. Der er antaget en initial erhvervsindkomst som 59-årig på 200.000 kr. for typepersoner med pensionsformuer på 0 mio. kr. og 0,5 mio. kr. For personer med en pensionsformue på 1,5 mio. kr., 3 mio. kr. og 4 mio. kr. er det antaget, at erhvervsindkomsten er 400.000 kr. som 59-årig. De viste typepersoner er enlige boligejere.

Kilde: Egne beregninger på registerdata. (DØRS historiske effektive formuer)

Incitamentet til at trække sig tilbage som 62-årig eller senere vokser med pensionsformuen, jf. figur. 2.1.a-2.1.d.<sup>10</sup> Samtidig gælder det, at andelen, der trækker sig som 62-årige eller senere, stiger med pensionsformuen, jf. tabel 2.4. Det indikerer, at de økonomiske incitamenter har betydning for valget af tilbagetrækningsalder.

Blandt personer med en pensionsformue på under en 250.000 kr. trækker en stor andel sig tilbage som 62-årige på trods af, at incitamentet til at udskyde tilbagetrækning til 62 år er lille, jf. tabel 2.4. Dette indikerer, at andre faktorer end de økonomiske incitamenter også har betydning for tilbagetrækningen.

**Tabel 2.4: Tilbagetrækning for 59-årige beskæftigede opdelt på samlet pensionsformue for efterlønsberettigede boligejere)**

Pensionsformue i tusinde kr.

	<50	50-250	250-500	500-1500	1.500-3.000	3.000<
60	38	38	28	30	25	21
61	6	5	4	3	4	3
62	25	28	31	32	29	30
63	7	8	9	9	10	12
64	3	4	5	4	4	5
65	7	7	9	10	10	11
66	3	3	4	3	4	4
67+	11	8	10	10	13	14
<i>antal</i>	<i>2.560</i>	<i>4.312</i>	<i>1.361</i>	<i>2.252</i>	<i>2.610</i>	<i>2.188</i>

Anm. Tabellen angiver andelen af de 59 årige, som trækker sig tilbage i en bestemt alder. Opgørelsen er opdelt på størrelsen af de 59-åriges opsparede pensionsformue.

Kilde: Egne beregninger på registerdata

### 3. Empirisk model for tilbagetrækningsbeslutningen med uobserveret heterogenitet og aldersbetingede ønsker om tilbagetrækning<sup>11</sup>

I dette afsnit præsenteres en empirisk model for tilbagetrækning, som bruger skiftene i de økonomiske incitamenter samt den faktiske tilbagetrækningsalder til at identificere de 59-åriges præferencer for fritid.<sup>12</sup> Først præsenteres intuitionen bag modellen med alderskonstante præferencer i afsnit 3.1. Sidst i afsnit-

<sup>10</sup> Det kan ses af, at knækkene er kraftigere jo større pensionsformue.

<sup>11</sup> Mogens Fosgerau og Bertel Schjerning takkes for kommentarer til afsnit 3. Vi er dog alene ansvarlige for evt. resterende fejl og mangler.

<sup>12</sup> Modellen er også udledt i Stephensen (2013), hvor der også findes beviser for theoremerne.

tet præsenteres lidt intuition bag modellen med aldersbetingede ønsker om tilbagetrækning. Den matematiske model med alderskonstante præferencer for fritid udledes i afsnit 3.2. Denne udvides med aldersbetingede ønsker om tilbagetrækning, der kan tolkes som nedslidning, i afsnit 3.3.

Udgangspunktet i modellen er en ældre beskæftiget person, der skal vælge, hvornår han vil trække sig til tilbage. For at lette fremstillingen antages det, at han er 59 år gammel. Hvis han vælger at fortsætte med at arbejde, vil han kunne tjene løn eller anden erhvervsindkomst, men han vil også blive mere nedslidt. Denne nedslidning vil give ham et permanent nytte tab. Omvendt, hvis han vælger at trække sig tilbage, vil han kunne have mere fritid og modtage offentlige pensionsoverførsler og udbetalinger fra egen pensionsformue. Som regel er indkomsten som erhvervsaktiv større end indkomsten som pensionist, jf. figur 2.1.a-2.1.d. Personens værdisætning af fritiden i forhold til den ekstra indkomst som erhvervsaktiv er med til at bestemme, hvornår personen ønsker at trække sig tilbage. Værdisætningen af fritiden i forhold til den ekstra indkomst som erhvervsaktiv benævnes 'præferencer for fritid'. I Stock & Wise' "option value" model med konstante præferencer over alderen kan præferencer for fritid fortolkes som en vægt, der angiver nytten af pensionsindkomst i forhold til erhvervsindkomst. I den mere generelle tilgang, hvor ønsket om tilbagetrækning kan stige med alderen, gælder denne fortolkning ikke, idet nytten af erhvervsindkomst i ift. nytten af pensionsindkomst afhænger også er bestemt af nedslidningsgraden.

### 3.1. Intuition i tilbagetrækningsmodellen – uden nedslidning

Dette afsnit præsenterer intuitionen bag modellen. Efter model-gennemgangen præsenteres mere intuition om nogle af modellens parametre i afsnit 3.2.5.

Den empiriske model er en model til analyse og fremskrivning af tilbagetrækningsbeslutninger, som er inspireret af "option value" modellen, men den adskiller sig på 5 områder:

- 1) S&W antager, at forbrugerne står overfor usikkerhed med hensyn til den fremtidige nytte af en given indkomstprofil. Forbrugeren kender ikke sine præferencer med sikkerhed. Denne stokastik skal inddrage uobserverede determinanter for tilbagetrækningen. S&W skriver, at de stokastiske effekter "...could reflect individual preferences for work versus leisure. Or they could reflect evolving health status. They could reflect differences among individuals in unobserved wealth and other variables that may affect retirement decisions". Denne stokastik leder frem til option value tilgangen i S&W. I dette papirs approach antages det i stedet, at forbrugeren kender sine fremtidige præferencer. Vi måler forskelle i præferencer for fritid på en anden måde (se nedenfor). Hvad angår de stokastiske skift i sundhedstilstand, antager vi, at de gratis hospitaler i Danmark gør denne effekt uvæsentlig. Forskelle i formue tages der eksplicit hensyn til i vores analyse.
- 2) S&W antager implicit, at forbrugerne er kreditrationerede eller irrationelle. De måler nytte ved at putte indkomst direkte ind i en CRRA-nyttefunktion.<sup>13</sup> Dette må nødvendigvis fortolkes som, at det løbende forbrug er lig indkomsten. Og dette sker kun, hvis forbrugeren er kreditrationeret eller følger en simpel tommelfingerregel. I dette papirs approach antages det, at forbrugeren står overfor et perfekt kreditmarked

---

<sup>13</sup> Constant Relative Risk Aversion

og maksimerer tilbagediskonteret forventet CRRA-nytte. Der er usikkerhed mht. dødstidspunktet.

- 3) Homogene versus heterogene præferencer for fritid: S&W definerer parameteren  $k \geq 1$ , som angiver præferencer for fritid. S&W estimerer  $k$  under antagelse af, at  $k$  er ens for alle forbrugere. I dette papirs approach antages det i stedet, at  $k$  varierer i populationen. Vi estimerer en fordeling af  $k$ 'er i populationen.
- 4) Alderskonstante versus aldersbetingede præferencer for fritid: S&W estimerer præferencer for fritid under antagelse af, at de er konstante med alderen. Dette papirs approach er mere generelt, idet det tillades, at ønsket om tilbagetrækning kan vokse med alderen. Fortolkningen er, at arbejde kan medføre permanent nedslidning for seniorer. Udskydelse af tilbagetrækning kan derfor medføre et permanent nyttetab. Alderskonstante præferencer er et specialtilfælde i vores approach.
- 5) Forbrugerne i S&W's model har lav relativ risikoaversion med begrænset forbrugsudglatning til følge. S&W angiver, at nyttefunktionen er en CRRA-funktion og har formen  $U(Y) = Y^\gamma$ . Parameteren  $\gamma$  estimeres til en værdi mellem 0 og 1. CRRA-nyttefunktionen angives oftest som:

$$U(Y) = \frac{Y^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (*), \text{ hvor } \rho \text{ er koefficienten for relativ risiko-aversion. Der}$$

er en vis konsensus om, at  $\rho \approx 2$ , jf. [henvisninger]. Dette svarer til en nyttefunktion  $U(Y) = -1/Y$ . Denne nyttefunktion er ikke et specialtilfælde af S&W's form. S&W udelukker således den nyttefunktion, som de fleste bruger. Resultatet at  $0 < \gamma < 1$ , svarer til, at  $0 < \rho < 1$ . Dette beskriver forbrugere med lav relativ risikoaversion og dermed begrænset forbrugsudglatning. I analysen i dette papir benyttes den fulde specifikation (\*). I estimationerne antages det, at  $\rho=2$ .

Udgangspunktet i "option value" modellen er en 59-årig person, der skal vælge tilbagetrækningsalder under hensyntagen til de økonomiske gevinster af at udskyde tilbagetrækning og vedkommendes præferencer for fritid.

I vores tilgang skelner vi imellem motiverne til at trække sig tilbage. Tilbagetrækning kan virke tiltrækkende, fordi man får mere fritid, men der kan også være faktorer, der gør at beskæftigelse bliver mindre attraktivt, fx at arbejde kan have en nedslidende effekt på helbredet for ældre arbejdere og dermed reducere nytten af forbrug.

Tankegangen i modellen er den samme som i Stock & Wise (1990) med de nævnte forskelle: Den 59-årige betragter nyttegevinsten af at fortsætte med at arbejde i et år mere. Så længe denne overstiger nyttetabet, vil personen fortsætte med at arbejde. Gevinsten af at fortsætte med at arbejde i et år er nytten af erhvervsindkomst minus skat, mens nyttetabet er mistet pensionsindkomst mv. justeret med mistet fritid i samme periode. Personen trækker sig tilbage, når den marginale gevinst ikke længere overstiger det marginale tab. I dette afsnit præsenteres modellens intuition, når der er alderskonstante præferencer for fritid, dvs. når graden af nedslidning er nul.

De effektive formuer opgør den tilbagediskonterede indkomst i resten af livet for givne tilbagetrækningsaldrer. Den økonomiske nettogevinst af at fortsætte med at arbejde i et år er forskellen mellem de effektive formuer ved tilbagetrækning henholdsvis nu og året efter. Som regel er den økonomiske nettogevinst altid positiv, fordi de fleste har større erhvervsindkomst end pensionsindkomst.

En person, der ikke forbinder den mistede fritid ved at arbejde med et nyttetab, tillægger lønindkomst og pensionsindkomst den samme nytte. Denne person vil udskyde tilbagetrækning, så længe den økonomiske nettogevinst af arbejde er positiv, hvilket normalt afspejles i en sen tilbagetrækningsalder. Dette svarer til en relativ vægtning af fritid på 1. Vægtningen anføres i det følgende med parameteren  $k$ . Specialtilfældet, hvor  $k = 1$ , er vist i figur 3.1.a. Figuren viser et tænkt eksempel på, hvordan den effektive formue kunne tænkes at udvikle sig med tilbagetrækningsalderen. Det kunne være for en person, der er medlem af efterlønsordningen, idet der er en stor gevinst ved at udskyde tilbagetrækning til 62 år er relativt stor. Desuden er der aftegnet en indifferenskurve for tilbagetrækning, hvor personen er indifferent mellem at trække sig tilbage og udskyde tilbagetrækning. Indifferenskurven er approximativt lineær i en model med alderskonstante præferencer for fritid. I det vist eksempel er indifferenskurven vandret, fordi personen er ligeglad med, om indkomsten er pensionsindkomst eller erhvervsindkomst. Indifferenskurven er bestemt ud fra personens præferencer for fritid ( $k$ ), som vi ikke kender. Den optimale tilbagetrækningsalder i modellen findes som det punkt på budget-kurven, der tangeres af indifferenskurven. I tangeringspunktet er nytten maksimeret. Hvis den effektive formue stiger med tilbagetrækningsalderen, vil det optimale tilbagetrækningstidspunkt være den seneste mulige tilbagetrækningsalder – som her antages at være 67 år.

Hvis personen forbinder den mistede fritid ved arbejde med et nyttetab, vil han have større nytte af pensionsindkomst end af lønindkomst. Han vil fortsætte med at arbejde, så længe nyttegevinsten af arbejde overstiger nyttetabet. Tilbagetrækning vil da kunne ske, selv om den økonomiske nettogevinst af arbejde stadig er positiv. Dette tilfælde svarer til  $k > 1$ . Hvis  $k \rightarrow \infty$  afspejles det i en meget stejl indifferenskurve for tilbagetrækning, jf. figur 3.1.b. Personer, der har uendelig store præferencer for fritid, vil trække sig tilbage så tidligt som muligt, uanset størrelsen af den finansielle nettogevinst af at fortsætte med at arbejde. I modellen er den tidligste tilbagetrækningsalder 60 år.

Figur 3.1.c viser indifferenskurven for en person, der har  $1 < k < \infty$ . Indifferenskurven har positiv hældning. I eksemplet i figur 3.1.c er den optimale tilbagetrækningsalder hverken i modellens start- eller slut-år. Det fremgår desuden, at større præferencer for fritid (dvs. større  $k$ 'er og stejlere indifferenskurver) trækker i retning af tidligere tilbagetrækning, og at mindre  $k$ 'er (fladere indifferenskurver) trækker i retning af senere tilbagetrækning, jf. figur 3.1.d.

Vi kender ikke de 59-åriges  $k$ 'er. Det er dem, vi ønsker at estimere. Det antages, at den 59-årige kender de fremtidige indkomster for hver hypotetisk tilbagetrækningsalder, dvs. de effektive formuer. Med udgangspunkt i denne information samt viden om den 59-åriges faktiske tilbagetrækningsalder er det muligt at finde værdier af  $k$ -parameteren, der er konsistente med den faktiske tilbagetrækningsalder. Figur 3.1.e viser indifferenskurver med  $k$ 'er, der er konsistente med den faktiske tilbagetrækningsalder. Indifferenskurverne tangerer effektive formue-kurven i punktet for den faktiske tilbagetrækningsalder.

Det fremgår af figur 3.1.e., at der godt kan være flere  $k$ 'er, der er konsistente med den faktiske tilbagetrækningsalder for en person. Dette ses af, at flere forskellige hældninger på indifferens-kurven – og dermed forskellige  $k$ -værdier – er konsistente med den faktiske tilbagetrækningsalder.

Det antages, at tilbagetrækningsbeslutningen også er bestemt af ikke-økonomiske incitamenter, som er kendt af den 59-årige, men ikke af os. De ikke-økonomiske incitamenter karakteriseres som uobserveret heterogenitet, der

er tilfældig fordelt. Tilstedeværelsen af uobserveret heterogenitet gør det muligt at estimere entydige  $k$ 'er for hver person ved hjælp af økonomiske metoder. Dette beskrives i det følgende.

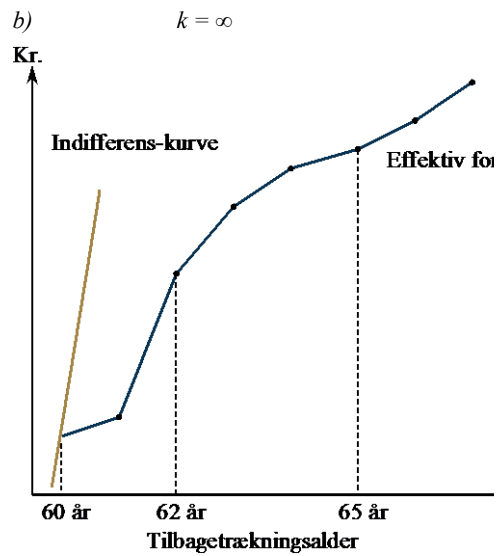
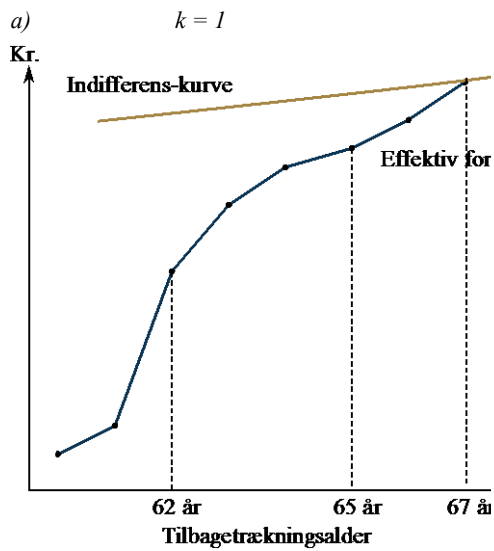
Antag, at økonomikeren kender den 59-åriges økonomiske forhold (de effektive formuer). Antag desuden – for et øjeblik – at økonomikeren kender den 59-åriges sande præferencer for fritid. Da vil han kunne udregne sandsynligheden for tilbagetrækning i hver af de hypotetiske tilbagetrækningsaldrer. F.eks. hvis  $k=1,5$  vil økonomikeren kunne udregne sandsynligheden for tilbagetrækning i hver af de hypotetiske tilbagetrækningsaldrer. Tilsvarende vil han kunne udregne tilbagetrækningssandsynlighederne, hvis  $k=1,1$  osv. For alle mulige  $k$ 'er beregnes tilbagetrækningssandsynlighederne. Disse sandsynligheder angiver sandsynligheden for tilbagetrækning i hver hypotetisk tilbagetrækningsalder givet  $k$  og skrives som  $P(r|k)$ , hvor  $r$  angiver tilbagetrækningsalderen.  $P(r|k)$  afspejler nytten af at trække sig tilbage i hver alder. Hypotetiske tilbagetrækningsaldrer, der har relativ stor nytte, har også stor sandsynlighed for tilbagetrækning, og den alder, der har størst nytte, har også den største sandsynlighed.

Det antages desuden, at  $k$ 'erne i befolkningen er trukket fra en statistisk fordeling. Økonomikeren kender ikke de 59-åriges  $k$ 'er. Det er jo dem, vi ønsker at estimere. Men han kender de 59-åriges tilbagetrækningsaldrer. Da kan  $P(r|k)$  'vendes om', således at sandsynlighederne for hvert  $k$  givet den faktiske tilbagetrækningsalder beregnes. Disse benævnes  $P(k|r)$ . Konkret anvendes Bayes' regel til at udlede  $P(k|r)$ . Bayes' regel udnytter følgende viden: Hvis en person trækker sig tilbage sent, er det et tegn på lille  $k$ , og hvis han trækker sig tidligt, er det et tegn på et stort.

Nogle tilbagetrækningsaldrer er svære at finde løsninger for. Hvis de økonomiske incitamenter til tilbagetrækning er meget små, er det ikke altid muligt at finde  $k$ 'er, der er konsistente med den faktiske tilbagetrækningsalder. Dette er vist i eksemplet i figur 3.1.f. Det ses, at de økonomiske incitamenter til at trække sig tilbage som 65-årig er meget små for den pågældende person. Effektive formuegrafen er konveks i dette punkt. Det er således ikke muligt at finde en indifferenskurve, der tangerer effektiv-formue-grafen i 65 år. Hvis der ikke tages højde for uobserveret heterogenitet, betyder det, at der ikke eksisterer et  $k$ , der er konsistent med, at personen trækker sig tilbage som 65-årig. I modellen med uobserveret heterogenitet er det derimod muligt at beregne sandsynligheden for alle  $k$ 'er, givet tilbagetrækningsalderen 65 år, idet sandsynligheden for den faktiske tilbagetrækningsalder også er bestemt af de ikke økonomiske incitamenter – foruden de økonomiske incitamenter.

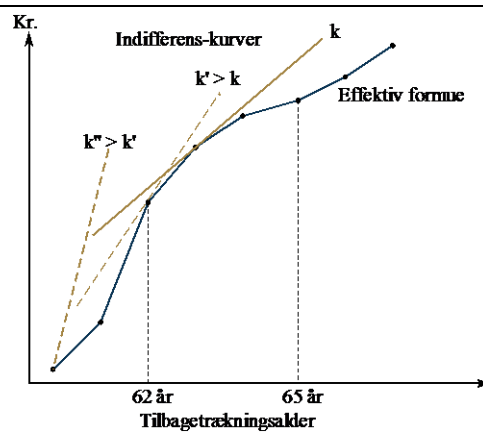
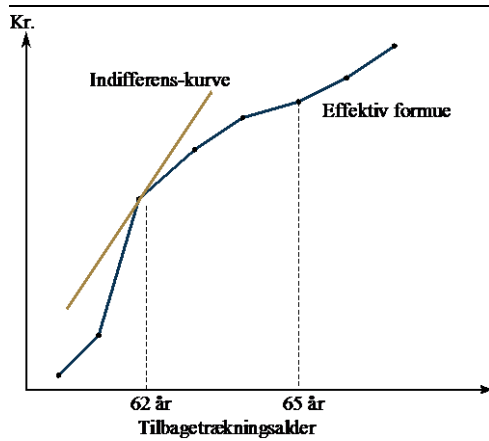
Figur 3.1: Optimal tilbagetrækningsalder i en model med alderskonstante præferencer





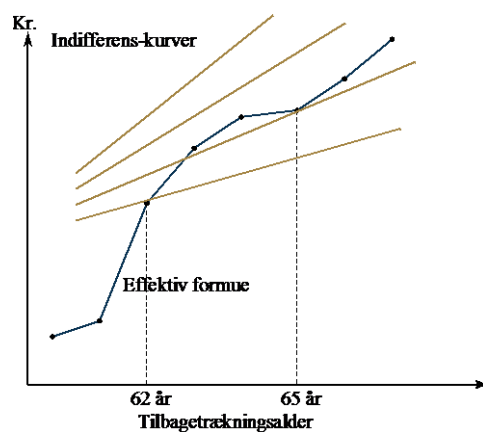
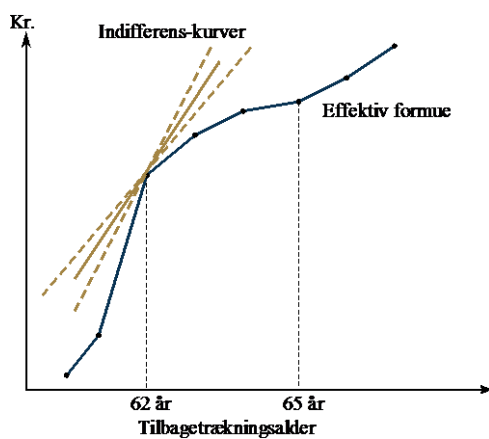
c)  $k > 1$

d) *Stigning i k medfører tidligere tilbage-  
trækning*



e) *Interval af konsistente  
k'er*

*Ingen løsning i deterministisk  
model*



En persons initiale finansielle nettoformue er givet af den samlede pensionsformue, aktier, obligationer, indestående på bankkonti, ejendomsværdier mv. samt gæld. En stor initial finansiell nettoformue implicerer også en stor initial effektiv formue. Hvis denne er stor relativt til nettogevinsten af at forblive på arbejdsmarkedet, trækker det i retning af tidlig tilbagetrækning, jf. figur 3.2.a. F.eks. er en nettogevinst af at udskyde tilbagetrækning i ét år på fx 100.000 kr. relativt lille, hvis den initiale effektive formue er 10 mio. kr., men relativt stor, hvis den initiale effektive formue er 100.000 kr. Det økonomiske incitament til at udskyde tilbagetrækning afhænger således af størrelsen på den initiale formue. Tilsvarende trækker relative store nettogevinster af at udskyde tilbagetrækning i retning af senere tilbagetrækning.

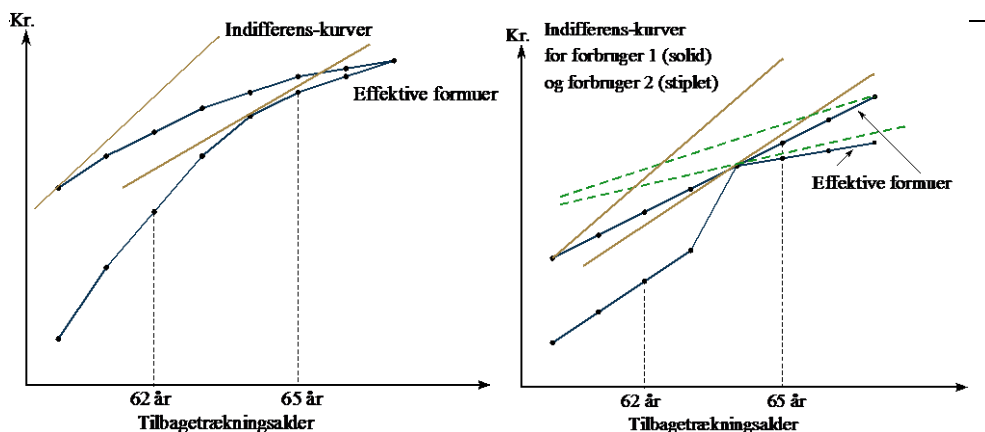
Skift i de økonomiske incitament er opstået, hvis den økonomiske nettogevinst af at udskyde tilbagetrækning er særligt stor for en bestemt tilbagetrækningsalder. Dette kan ses ved, at effektiv formue-kurven knækker i dette punkt, jf. figur 3.2.b. Modellen vil da forudsige, at tilbagetrækningen er koncentreret omkring alderen med særligt store økonomiske incitament. Dette kan ses ved, at indifferenskurver med flere forskellige hældninger tangerer effektiv formue-kurven i den alder, hvor incitamentene skifter. Både forbruger 1 og forbruger 2 vælger at trække sig tilbage ved 64 år i det tilfælde, hvor de økonomiske incitament til at trække sig tilbage i den alder er store. Men hvis der ikke er specielle incitament til at trække sig ved 64-årsalderen, vil de trække sig tilbagetidligere eller senere. I figuren er det illustreret ved effektiv formue kurven uden knæk. Her vil forbruger vælge at trække sig tilbage som 60-årig og forbruger 2 som 67-årig.

Skift i de økonomiske incitament hen over tilbagetrækningsalder kan dog også skyldes, at den økonomiske nettogevinst af at udskyde tilbagetrækning til en bestemt alder er særligt lille. Effektiv formue-kurven er konveks i den alder og det er næsten umuligt at finde en indifferenskurve, der tangerer, jf. figur 3.2.c. Da vil modellen implicere en meget lille sandsynlighed for at trække sig tilbage ved den pågældende alder.

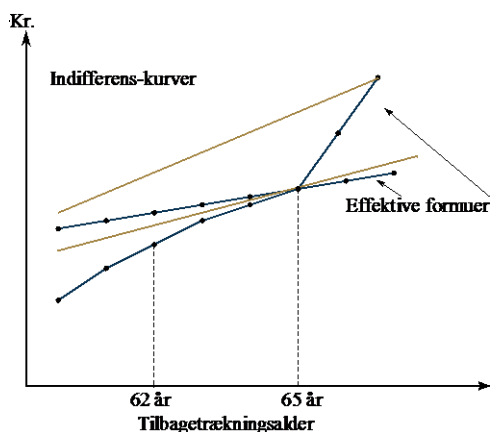
Det bemærkes, at den optimale tilbagetrækningsalder er uændret, hvis erhvervsindkomsterne og den effektive formue stiger med lige mange procent. Dette implicerer, at tilbagetrækningsalderen ikke påvirkes af, at samfundet som helhed bliver rigere (alle indkomster bliver lige meget større). Således antages det, at tilbagetrækningen er homogen af 0. grad

Figur 3.2: Optimal tilbagetrækningsalder i en model med aldersbetingede ønsker om tilbagetrækning

- a) *Stor initialformue medfører tidlig tilbagetrækning*      b) *Skift i de finansielle incitamenter ved en given tilbagetrækningsalder*



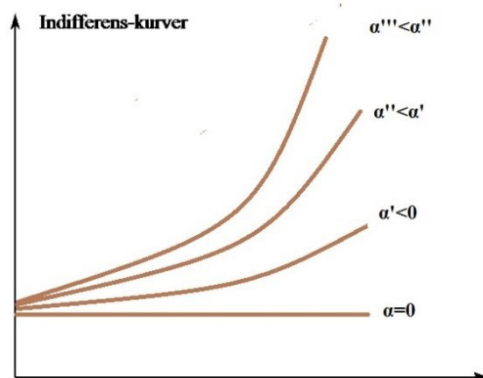
- c) *Skift i de økonomiske incitamenter ved en given tilbagetrækningsalder*



### Intuition i tilbagetrækningsmodellen – med nedslidning

Graden af nedslidning benævnes  $\alpha$ . Denne bestemmer indifferenskurvenes krumning. Jo større nedslidningsgrad jo større er indifferens-kurvenes krumning, jf. figur 3.2.d.

Figur 3.3: Mere nedslidning betyder mere krumme indifferenskurver



### 3.2. Matematisk tilbagetrækningsmodel med præferencefordeling – uden nedslidning

Dette afsnit præsenterer den matematiske model for tilbagetrækningsbeslutningen (uden nedslidning). Efter modelgennemgangen præsenteres intuition om nogle af modellens parametre i afsnit 3.2.5. Dette afsnit kan læses uafhængigt af modelgennemgangen.

En person skal beslutte sig for sin tilbagetrækningsalder. Det antages, at personen kender sine fremtidige økonomiske forhold (lønnindkomst, rente, pensioner, offentlige overførsler osv.), men at der er usikkerhed med hensyn til levealder. Der antages perfekte kapitalmarkeder, så personen er ikke kreditrestrikeret. Den maksimale levealder er  $T$ . Beslutningen om tilbagetrækningsalder skal tages ved alder 0 (alder 0 svarer til 59 år) med udgangspunkt i personens kendskab til sine fremtidige økonomiske forhold. Informationerne om de fremtidige økonomiske forhold opdateres ikke efter alder 0, hvilket medfører, at valget af tilbagetrækningsalder ligger fast efter alder 0.

Der skal vælges en tilbagetrækningsalder i intervallet  $1 \leq r \leq T_p$ . I perioden  $T_p$

til  $T$  vil personen med sikkerhed være pensioneret. Nyttens som 0-årig, givet tilbagetrækningsalderen  $r$ , antages at være:

$$U_0(r) = \phi V_0(r) + \varepsilon_r \quad (1)$$

hvor  $V_0(r)$  er den tilbagediskonterede forventede nytte af forbrug og fritid og  $\varepsilon_r$  er uobserverbar heterogenitet (den 59-årige kender  $\varepsilon_r$  - det gør økonometrikeren ikke). Parameteren  $\phi$  angiver den vægt, der tillægges den deterministiske del af nyttefunktionen.  $1/\phi$  kan også fortolkes som et udtryk for varians i det stokastiske led.

Der antages en standard CES-nyttefunktion. Den forventede nytte  $V_0$  af at forbruge i alle fremtidige perioder er givet ved

$$V_0(r) = \sum_{s=1}^T \frac{(\gamma_s(r; k) c_s)^{1-\rho}}{1-\rho} \beta_s \quad (2)$$

hvor

$$\gamma_s(r; k) = \begin{cases} 1 & \text{for } s < r \\ k > 1 & \text{for } s \geq r \end{cases}$$

Parameteren  $k$  angiver den positive nytteeffekt af at trække sig tilbage, dvs. præferencer for fritid. Parameteren  $\beta_s$  er defineret ved:

$$\beta_t \equiv \prod_{s=0}^t \frac{1 - \mu_s}{1 + \theta}$$

hvor  $\mu_s$  er dødssandsynligheden ved alder  $s$ , og  $\theta$  er den subjektive tidspræferencerate. Det antages at  $\mu_T = 1$ .

Parameteren  $\rho$  angiver præferencer for forbrugsudjævning over tid. Når  $\rho = 0$  er nytten den samme uanset tidspunktet for forbrug – det svarer til additiv nytte. Generelt angiver  $\rho < 1$  meget lave præferencer for forbrugsudjævning. Når  $\rho = 2$  betyder det, at forbrugeren har størst nytte af et jævnt forbrug over tid.  $\rho = \infty$  angiver Leontief-præferencer – dvs. at forbrugeren kun opnår nytte af et intertemporalt forbrug i et fast forhold. I estimationerne antages, at  $\rho = 2$ . Afsnit 3.2.5 indeholder en mere detaljeret redegørelse for  $\rho$ 's betydning i modellen.

Forbrugeren står over for den intertemporale budgetrestriktionen

$$A_s = (1 + r_{s-1})A_{s-1} + y_s - c_s; \quad A_T = 0; \quad 0 < s < T \quad (3)$$

hvor  $A_s$  er finansiel formue,  $y_s$  er løbende indkomst,  $c_s$  er forbrug og  $r_s$  er rente på finansielle aktiver. Den løbende indkomst er givet ved:

$$y_s = y_s(r) = \begin{cases} Y_s & \text{for } s < r \\ B_s(r) & \text{for } s \geq r \end{cases}$$

hvor  $Y_s$  er erhvervsindkomst og  $B_s(r)$  er pensionsudbetalinger givet tilbage-trækningstidspunktet  $r$ .

**Lemma 1.** En forbruger, der maksimerer nyttefunktionen (1) under budgetrestriktionen (3) og som har den initiale formue  $A_0$  ved alder 0, vil have den indirekte nyttefunktion:

$$U_0(r; k) = \phi \frac{\hat{V}_0(r; k)^{1-\rho}}{1-\rho} + \varepsilon_r \quad (4)$$

hvor

$$\hat{V}_0(r; k) = \frac{A_0 + H_0(r)}{P_0(r; k)} \quad (5)$$

$H_0(r)$  og  $P_0(r; k)$  er defineret ved

$$H_0(r) \equiv \sum_{s=1}^T y_s(r) R_s$$

$$P_0(r; k) \equiv \left[ \sum_{s=1}^T \gamma_s(r; k)^{\frac{1-\rho}{\rho}} \beta_s^{\frac{1}{\rho}} R_s^{\frac{\rho-1}{\rho}} \right]^{\frac{\rho}{\rho-1}}$$

Tilbagediskonteringsfaktoren  $R_s$  er defineret ved

$$R_s = \prod_{v=0}^s \frac{1}{1+i_v}$$

$$= \prod_{v=0}^s \frac{1-\mu_v}{1+i}$$

Bevis. Se appendiks i Stephensen (2012)

Variablen  $H_0(r)$  er indkomststrømmen tilbagediskonteret til alder 0, givet tilbagetrækningsalderen  $r$ .  $H_0(r)$  svarer til de effektive formuer minus den initiale finansielle formue. Bemærk at tilbagediskonteringen sker med renten (dvs. uden inddragelse af dødssandsynligheder).  $P_0(r; k)$  er et CES-prisindeks.

Det er muligt at estimere en strukturel model givet ved (4). For givne antagelser om fordelingen på  $\varepsilon_r$  kan  $k$  og  $\phi$  og  $\rho$  estimeres. Antages  $\varepsilon_r$  at være extreme-value-fordelt beskriver (4) en logit-model. Hvis  $\varepsilon_r$  er normalfordelt fås en probit-model. Vi antager i det følgende at restledene er extreme-value-fordelte. Sandsynligheden for tilbagetrækning ved alder  $r$  er da givet ved logit-specifikationen:

$$P(r | k, \phi) = \frac{\exp\left(\phi \frac{\hat{V}_0(r; k)^{1-\rho}}{1-\rho}\right)}{\sum_{s=1}^{T_p} \exp\left(\phi \frac{\hat{V}_0(s; k)^{1-\rho}}{1-\rho}\right)} \quad (6)$$

Bemærk at

$$P(r | k, 0) = \frac{1}{T_p}$$

og at

$$\lim_{\phi \rightarrow \infty} P(r^* | k, \phi) = 1$$

hvor

$$r^* = \arg \max_{r \leq T_p} \frac{V_0(r; k)^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (7)$$

Hvis  $\phi = 0$  er valget af tilbagetrækningsår helt tilfældigt. Hvis omvendt  $\phi = \infty$  er valget af tilbagetrækningsår helt deterministisk: det år vælges, der maksimerer den indirekte nyttefunktion.

Bemærk desuden, at

$$P(r | 1, \phi) = \frac{\exp\left(\frac{\phi}{1-\rho} \left(\frac{A_0 + H_0(r)}{P_0}\right)^{1-\rho}\right)}{\sum_{s=1}^{T_p} \exp\left(\frac{\phi}{1-\rho} \left(\frac{A_0 + H_0(s)}{P_0}\right)^{1-\rho}\right)} \quad (8)$$

og at

$$\lim_{k \rightarrow \infty} P(1 | k, \phi) = 1$$

Hvis  $k = 1$  (svarende til at nyttefunktionen er upåvirket af tilbagetrækningstidspunktet) er der en positiv sandsynlighed for alle tilbagetrækningsaldrer. Antages det, at  $H_0(r)$  er voksende i  $r$  (hvilket typisk vil være tilfældet), vil der være relativ lav sandsynlighed for tidlig tilbagetrækning, og relativ høj sandsynlighed for sen tilbagetrækning. Hvis omvendt  $k = \infty$  (svarende til at tilbagetrækning giver et uendeligt stort hop i nyttefunktionen) ville alle trække sig så hurtigt som muligt - dvs. ved alder 1.

### 3.2.1 Det deterministiske tilfælde

Når  $\phi = \infty$  er der ingen uobserveret heterogenitet. Den optimale tilbagetrækningsalder kan da findes ved at løse ligning (7) for givne værdier af  $k$ . Herefter findes de værdier for  $k$ , der er konsistente med den faktiske tilbagetrækningsalder.

### 3.2.2 Estimation af præference-fordeling

Antag nu, at der er  $n$  forbrugere. Lad os antage, at vi i vores dataset har  $d_j = (A_0^j, H_0^j(1), \dots, H_0^j(T_p), r_j)$ , dvs. hypotetiske effektive formuer for hver tilbagetrækningsalder for hver forbruger, samt den faktiske tilbagetrækningsalder,

$r_j \in \{1, \dots, T_p\}$ . Sandsynligheden til tidspunkt 0 for at den  $j$ 'te forbruger trækker

sig tilbage ved alderen  $r$  antages at være givet ved:

$$P_j(r | k, \phi) = \frac{\exp\left(\phi \frac{\hat{V}_0^j(r; k)^{1-\rho}}{1-\rho}\right)}{\sum_{s=1}^{T_p} \exp\left(\phi \frac{\hat{V}_0^j(s; k)^{1-\rho}}{1-\rho}\right)} \quad (9)$$

hvor

$$\hat{V}_0^j(r; k) = \frac{A_0^j + H_0^j(r)}{P_0(r; k)}$$

Forbruger  $j$ 's (den 59-årige) hypotetiske effektive formuer for hver tilbagetrækningsalder er givet ved  $x_j$ :

$$x_j = (A_0^j + H_0^j(1), \dots, A_0^j + H_0^j(T_p))$$

Det ses, at (9) kan skrives som:

$$P_j(r | k) = \pi(r | k; \phi, x_j) \quad (10)$$

Vi antager nu, at  $x_j$  er trukket fra en fordeling, hvis tæthedsfunktion er  $f(x)$ ,  $x \in X$ . På samme måde antages  $k_j$  at være trukket fra en fordeling, hvis tæthedsfunktion er givet ved  $p(k)$ ,  $k \geq 1$ . Vi antager altså, at  $x_j$  og  $k_j$  er uafhængige. Og vi antager, at forbrugerne kan have forskellige værdier af  $k$ -parameteren (dvs. at forbrugerne har forskellig direkte nytte-effekt af at trække sig tilbage). Hvor  $x_j$  er en observerbar parameter bestemt af objektive økonomiske forhold, er  $k_j$  en ikke-observerbar nytteparameter. Det skal vises at vi for gi-

vet datasæt  $(d_j)_{j=1, \dots, n}$  og parameter  $\phi$  kan udføre en ikke-parameterisk esti-

mation af fordelingen  $p(k)$ .

Ifølge Bayes regel gælder det, at

$$P_j(k | r_j) = \frac{\pi(r_j | k; \phi, x_j) p(k)}{P(r_j; \phi, x_j)} \quad (11)$$



hvor

$$P(r_j; \phi, x_j) \equiv \int_1^{\infty} \pi(r_j | k; \phi, x_j) p(k) dk$$

Størrelsen  $P_j(k|r_j)$  udnytter informationen om, hvad den  $j$ 'te forbruger faktisk gjorde ( $r = r_j$ ) for at beregne en sandsynlighedsfordeling for, hvad hans  $k_j$  var.  $p(k)$  er den gennemsnitlige populationsfordeling, mens  $P_j(k|r_j)$  er den betingede individuelle fordeling. Førstnævnte er fordelingen af præferencer i befolkningen, mens sidstnævnte angiver sandsynligheden for, at forbruger  $j$  har et givet  $k$  betinget af hans faktiske tilbagetrækningsalder. Hvis en forbruger trækker sig sent, kan det være et tegn på, at han har et lille  $k_j$ , og hvis han trækker sig tidligt, kan det være tegn på, at han har et højt  $k_j$ . Denne intuition gøres præcis via det Bayesianske approach beskrevet ved (11).

Hvis  $P_j(k|r_j)$  kan bruges til at skønne over den enkeltes forbrugers  $k$ , kan gennemsnittet over alle forbrugeres  $P_j(k|r_j)$  mon så ikke give et skøn over  $k$ 's fordeling i den relevante population? Det kan det faktisk:

**Theorem 2.** Der er  $n$  forbrugere. Den  $j$ 'te forbrugers sandsynlighed for at trække sig tilbage ved alder  $r$  er givet ved (11). Vi antager, at i)  $x_j$  er trukket fra en fordeling, hvis tæthedsfunktion er  $f(x)$ ,  $x \in X$ , ii)  $k$  er trukket fra en fordeling hvis tæthedsfunktion er givet ved  $p(k)$ ,  $k \geq 1$ . Det gælder da, at

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n P_j(k | r_j) = p(k)$$

hvor  $P_j(k|r_j)$  er defineret ved (11), hvis og kun hvis  $P_j(k|r_j)$  er beregnet ud fra den korrekte populationsfordeling  $p(k)$ .

Bevis: se Stephensen (2013)

Umiddelbart ser theorem 2 lovende ud: vi kan beregne  $k$ 's fordeling  $p(k)$  givet vores data og logit-antagelsen. Der er imidlertid et problem. Ifølge (11) skal vi kende  $p(k)$  for at beregne  $P_j(k|r_j)$ . Theorem 2 kan derfor ikke bruges til at udpege  $p(k)$  direkte, men kun til at opstille et fix-punkts problem, der har  $p(k)$  som løsning. Det fremgår af theorem 2, at hvis man vælger en forkert populationsfordeling  $\hat{P}(k) \neq p(k)$  i sin beregning af den betingede individuelle fordeling  $P_j(k|r_j)$ , da vil det gælde at

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n P_j(k | r_j) \neq \hat{p}(k) \tag{12}$$

### 3.2.3 Forecasting inden for estimationssamplet

Antag, vi ændrer de individuelle finansielle karakteristika fra  $x_j$  til  $x'_j$  for alle  $j$ . Vi ønsker at beregne effekten af dette på tilbagetrækningsaldrene. For det enkelte

individ er den betingede fordeling (11) det bedste bud, vi har på den enkeltes  $k$ . Sandsynligheden for, at det enkelte individ trækker sig som  $r$ -årig er derfor

$$\begin{aligned} \text{prob}(r | x'_j) &= \int_1^\infty \pi(r | k; \phi, x'_j) P_j(k | r_j) dk \\ &= \int_1^\infty \pi(r | k; \phi, x'_j) \frac{\pi(r_j | k; \phi, x_j) p(k)}{P(r_j; \phi, x_j)} dk \end{aligned} \quad (13)$$

Det samlede antal tilbagetrukne ved alder  $r$  er givet ved:

$$N_r = \sum_{j=1}^n \text{prob}(r | x'_j) \quad (14)$$

### 3.2.4 Likelihood-funktion

Ved estimation af  $\phi$  (og evt.  $\rho$ ) er det nødvendig med en likelihood-funktion. Jf. forrige afsnit kan vi beregne sandsynligheden for, at en person har den adfærd, han faktisk udviste

$$\text{prob}(r_j | x_j; \phi) = \int_1^\infty \pi(r_j | k; \phi, x_j) p_j(k; \phi) dk$$

Bemærk, at vi skriver den betingede fordeling som  $p_j(k; \phi | r_j)$ . Dette skyldes, at vores estimat af den betingede fordeling er for givent  $\phi$ . Sandsynligheden for det givne data-sæt er

$$L = \prod_{j=1}^n \text{prob}(r_j | x_j; \phi)$$

Således, at vi får en log-likelihood-funktion:

$$LL = \sum_{j=1}^n \log \left( \int_1^\infty \pi(r_j | k; \phi, x_j) p_j(k; \phi) dk \right) \quad (15)$$

Parameteren  $\phi$  skal vælges således, at denne funktion maksimeres.

### 3.2.5 Modegenskaber og mere modelintuition

I dette afsnit diskuteres intuitionen bag nogle af modellens centrale parametre, dvs. der gives en introduktion til, hvordan modellens centrale parametre virker.

Nyttefunktionen i tilbagetrækningsmodellen er en standard CES-nyttefunktion, som har konstant relative risikoaversion (CRRA). Parameteren  $\rho$  er koefficienten for den relative risikoaversion, og  $1/\rho$  angiver den intertemporale substitutionselastisitet (IES). Når  $\rho = 0$ , er forbrugerens nyttefunktion additiv. Forbruge-

ren har derfor ingen problemer med at give afkald på forbrug på kort sigt, bare der sker en kompensation senere. Lidt populært kan man sige, at forbrugeren har mottoet: "hvis jeg ikke får mad i dag, kan jeg jo bare spise lidt mere imorgen". Hvis omvendt  $\rho = \infty$ , da er nyttefunktionen limitationel. I dette tilfælde vil forbrugeren ikke acceptere nogen som helst variation i forbruget. Forbrugeren optimerer ved at vælge det konstante forbrugsniveau, der er muligt givet den fremtidige indkomst-strøm, og man kan sige at forbrugeren udfører fuldstændig forbrugsudjævning.

Generelt angiver  $\rho < 1$  lave præferencer for forbrugsudjævning, mens  $\rho > 1$  angiver høje præferencer for forbrugsudjævning. Som tidligere nævnt er der konsensus for værdien  $\rho = 2$ , dvs. for at forbrugere har en vis præference for forbrugsudjævning.

Når personen ikke tillægger timingen af sit forbrug stor vægt, hvilket svarer til en værdi af  $\rho$  tæt på 0, indebærer det, at forbrugeren er mere tilbøjelig til at udskyde sin tilbagetrækning for også at kunne opnå et højt forbrugsniveau i fremtiden, end en person der tillægger fremtidigt forbrug relativt lidt nytte. Denne forbruger vægter fremtidige stigninger i forbruget højere end en forbruger med høje præferencer for forbrugsudjævning (stor værdi af  $\rho$ ). Fremtidige finansielle nettogevinster af at udskyde tilbagetrækning vægter derfor højere for forbrugeren med additiv nytte. Isoleret set implicerer det, at forbrugeren med additiv nytte opnår en større nyttegevinst af at udskyde tilbagetrækning end forbrugeren med høje præferencer for forbrugsudjævning.<sup>14</sup>

Størrelsen på  $\rho$  har betydning for, hvilke kombinationer af præferencer for fritid og nedslidningsgrader ( $k$  og  $\alpha$ ), der er konsistente med den faktiske tilbagetrækningsalder. Med andre ord størrelsen på  $\rho$  har betydning for estimaterne af  $k$  og  $\alpha$ . F.eks. antag at både forbrugeren med additiv nytte og forbrugeren med stærke præferencer for forbrugsudjævning trækker sig tilbage på samme tidlige tidspunkt. Eftersom forbrugeren med additiv nytte i forvejen forbinder nettogevinsten af at udskyde tilbagetrækning med større nytte end forbrugeren med høje præferencer for forbrugsudjævning, vil det kræve et større  $k$  for forbrugeren med additiv nytte, for at få det til at være konsistent med den tidlige tilbagetrækning, end for forbrugeren med høje præferencer for forbrugsudjævning.

Det antages, at der er uobserveret heterogenitet i modellen. Den uobserverede heterogenitet beskriver ikke-økonomiske incitamenter, der påvirker tilbagetrækningsbeslutningen. Den uobserverede heterogenitet er kendt af den 59-årige, men ikke af økonometrikeren. Den uobserverede heterogenitet kan opfattes som støj i modellen. Parameteren  $\phi$  er en vægt for betydningen af de økonomiske incitamenter for valget af tilbagetrækningsalder ift. de ikke-økonomiske incitamenter.

En meget lille værdi af  $\phi$  angiver, at de uobserverede ikke-økonomiske incitamenter har stor betydning for tilbagetrækningsbeslutningen. Det implicerer, at den forventede tilbagetrækning er lige fordelt i alle tilbagetrækningsår. Omvendt hvis  $\phi$  er meget stor, betyder det, at tilbagetrækningen i stor grad kan forklares af de økonomiske incitamenter.

---

14 Der antages perfekte kapitalmarkeder i modellen, så det er muligt at forbrugsudjævne. Diskonteringen af de fremtidige indkomster gør dog, at der er omkostninger forbundet med at fremrykke fremtidigt forbrug til nutiden.

Politikker, der påvirker de økonomiske incitamenter til at udskyde tilbagetrækningen, har lille effekt, hvis tilbagetrækningen i høj grad er bestemt af ikke-økonomiske incitamenter. Jo større betydning de økonomiske incitamenter har for tilbagetrækningsbeslutningen, jo større effekt vil de økonomiske politikker have.

$\phi$  er ikke normeret. Skalaen  $\phi$  skal vurderes på, afhænger af modellens øvrige parametre. En værdi af  $\phi$  på f.eks. 1 mill betyder relativt meget støj, hvis  $\rho = 2$  og ekstremt lidt støj, når  $\rho$  er lig 1,5.

Når modellen estimeres identificeres en sandsynlighedsfordeling for  $k$  for hver person ( $P(k | r, \alpha)$ ). Denne bestemmes ikke-parametrisk. Modellens øvrige parametre antages at være ens hen over personer – herunder nedslidningsgraden  $\alpha$  - og estimeres ved maximum likelihood. Modellen er derfor semiparametrisk.

### 3.3 Aldersbetingede ønsker om tilbagetrækning

Inden for forskningen i motiver til tilbagetrækning, har det siden midten af 90'erne været kutyme at skelne mellem push- og pull-faktorer (Feldman, 1994; Hanisch, 1994; Hardy & Quadagno, 1995; Shultz et al., 1998; Taylor & Shore, 1995)<sup>15</sup>. Med push-faktorer menes negative faktorer der skubber lønmodtageren ud af arbejdsmarkedet. Dette kan være helbred, stress, lav løn, pres fra omgivelserne mm. Pull-faktorerne er derimod positive faktorer så som mere fritid, mere tid med familien, realisering af ikke-arbejdsrelaterede sider af personligheden mm. Vi har søgt at introducere disse faktorer i en nytte-teoretisk kontekst ved at udvide "option value" tilgangen, således at push-faktorer også forklarer tilbagetrækning foruden pull-faktoren præferencer for fritid. Dette er gjort ved at redefinere  $\gamma_s(r; k)$ -funktionen i ligning (2). Nyttens af forbrug i en periode fås ved at korrigerer forbruget  $c_s$  med faktoren  $\gamma_s(r; k)$ . Nyttens af at forbruge i alle fremtidige perioder er givet ved:

$$V_0(r) = \sum_{s=1}^T \frac{(\gamma_s(r; k)c_s)^{1-\rho}}{1-\rho} \beta_s \quad (2B)$$

hvor

$$\gamma_s(r; k) = \begin{cases} \exp[\alpha s^2] & \text{for } s < r; \alpha \leq 0 \\ \exp[\ln(k) + \alpha r^2] & \text{for } s \geq r; \alpha \leq 0 \text{ og } k > 0 \end{cases}$$

Parameteren  $\alpha$  er push-faktoren, og parameteren  $k$  er pull-faktoren. I vores specifikation modelleres push-aspektet ved permanent helbredsmæssig nedslidning. Så længe forbrugeren bliver på arbejdsmarkedet, falder hans nytte som udtryk for gradvist stigende nedslidning ( $\alpha < 0$ ). Tiltaget i nedslidningen ophører først, når han trækker sig tilbage. Han kan derfor kun standse den tiltagende nedslidning ved at trække sig fra arbejdsmarkedet. Han vil være påvirket resten af livet af det nedslidningsniveau, han havde, da han trak sig tilbage. Han trækker sig tilbage for at stoppe nedslidningen.

<sup>15</sup> Artiklerne er udgivet i ikke-økonomiske tidsskrifter

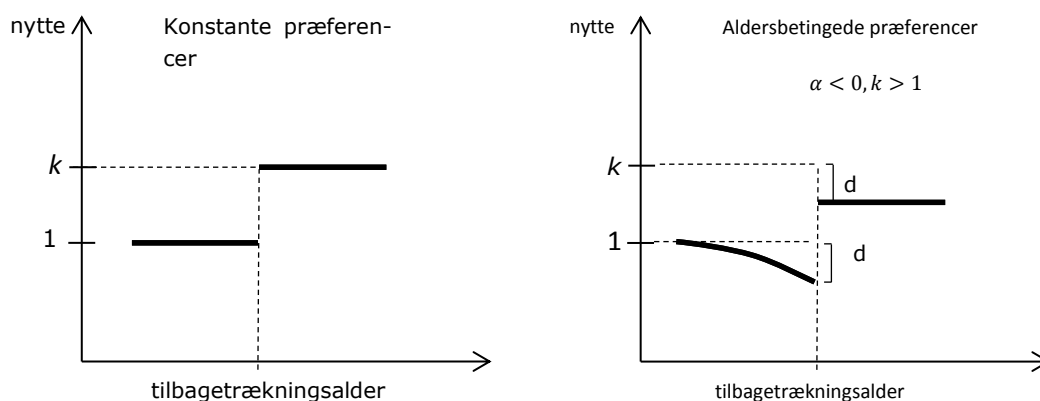
Pull-faktoren beskrives ved parameteren  $k$ . Hvis  $k > 1$  får forbrugeren en permanent nytte-gevinst ved at trække sig tilbage. Det kan forklares med, at erhvervsindkomst medfører tab af fritid, mens pensionsindkomst opnås uden tab af fritid. Bemærk imidlertid, at vi ikke begrænser  $k$  til at være større end 1. I estimationen antages det blot, at  $k > 0$ . Vi åbner derfor mulighed for at pull-faktoren faktisk er negativ. Hvis  $k < 1$  oplever forbrugeren et permanent nytte-tab ved at trække sig tilbage. Dette kan forklares af identitetstab eller tab af sociale relationer. Hvis  $k > 1$  vil både push- og pull-faktorerne trække i retning af tilbagetrækning. Hvis  $k < 1$  er de derimod modsatrettede: det gør ondt på forbrugeren at forlade arbejdsmarkedet, men den stigende nedslidning gør det nødvendigt i sidste ende at trække sig tilbage. Foruden  $k$  og  $\alpha$  estimeres følgende parametre:  $\theta$ , som er den subjektive tidspræferencerate, samt  $\varphi$ , som er vægtningen af støjledet (uobserveret heterogenitet).

Det bemærkes, at hvis  $\alpha = 0$ , svarer det til setup'et med alderskonstante præferencer for fritid (jf. ligning 2):

$$\gamma_s(r; k) = \begin{cases} 1 & \text{for } s < r, \text{ når } \alpha = 0 \\ k > 0 & \text{for } s \geq r, \text{ når } \alpha = 0 \end{cases}$$

Figur 3.4 viser de to funktionelle former med henholdsvis alderskonstante og aldersbetingede ønsker om tilbagetrækning. Det ses, at  $\alpha = 0$ , svarer til modellen med alderskonstante præferencer. I modellen med  $\alpha < 0$  falder nytten af forbrug, så længe personen fortsætter med at arbejde. Tiltaget i nedslidningen stoppes ved tilbagetrækning, men niveauet for nedslidningen og dermed nytte-tabet er herefter permanent. Hvis personen har  $k=1$ , vil han have samme nytte af forbrug som i det sidste arbejdsår. Hvis  $k < 1$ , vil tilbagetrækning medføre et yderligere nyttetab. Hvis  $k > 1$  vil tilbagetrækning medføre et nytteløft.

Figur 3.4: Konstante og Aldersbetingede præferencer for fritid



## 4. Estimation og resultater

I dette afsnit præsenteres resultaterne for estimation af modellen med aldersbetingede præferencer. Foruden at tillade aldersbetingede ønsker om tilbagetrækning er den empiriske model ændret på to måder ift. De Økonomiske Råds formandskab (2013) og Arnberg & Stephensen (2013). For det første tillades  $k$  at være mindre end 1. For det andet estimeres værdien for den subjektive tidspræferencerate  $\theta$  nedenfor. I De økonomiske råds formandskab (2013) og Arnberg & Stephensen (2013) blev det antaget, at  $\theta = 0,01$ , hvilket svarer til, at forbrugeren vægter forbrug i fremtiden næsten lige så højt som forbrug i dag.<sup>16</sup>

### 4.1. Estimerede parametre

I dette afsnit vises resultater fra estimationerne af tilbagetrækningsmodellen opdelt på køn. Dvs. der er estimeret separate parametersæt og sandsynlighedsfordelinger for  $k$  for henholdsvis mænd og kvinder. Estimationerne tager udgangspunkt i registerdata for kohorten af 59-årige i 2001. Disse personer er født i 1942. Modellen er estimeret med og uden restriktioner på den subjektive tidspræferencerate ( $\theta$ ). Tabel 4.1 viser parameterestimererne, mens figur 4.1 viser de estimerede populationsfordelinger for  $k$  (se ligning 11).

Når modellen estimeres uden restriktioner på  $\theta$ , er medianen af  $k$  0,9 for mænd og 1,1 kvinder, mens 1. kvartilen er 0,5 for mænd og 1 for kvinder, jf. tabel 4.1. Halvdelen af mændene oplever dermed umiddelbart et lille eller stort nytte tab af at trække sig tilbage. Det ses desuden, at  $\alpha = -0,016$  for mændene og  $\alpha = -0,011$  for kvinderne. Begge køn oplever, at arbejde medfører nedslidning, men nedslidningen er størst for mændene. Det hænger formentlig sammen med, at mændene har lavere restlevetid end kvinderne.

De estimerede  $k$ 'er er noget mindre end i modellen i De Økonomiske Råds Formandskab (2013) og Arnberg & Stephensen (2013). Det skyldes to forhold: For det første har vi jo ophævet restriktionen, at  $k$ 'erne er nedadtil begrænsede til 1. For det andet viser estimationerne, at nedslidning påvirker tilbagetrækningen. Hvis nedslidning har betydning, implicerer det mindre estimerede  $k$ 'er ift. en model uden nedslidning. Nedslidningen tilskynder i sig selv til tidlig tilbagetrækning. Det betyder, at de  $k$ 'er, der er konsistente med senere tilbagetrækning, er mindre ift. en model, der ikke kontrollerer for nedslidning. Den samlede betydning af de estimerede  $k$ 'er og  $\alpha$ 'er diskuteres i afsnit 4.3.

Når den subjektive tidspræferencerate ( $\theta$ ) estimeres frit, er estimatet for mænd 0,25 og 0,36 for kvinder. Direkte fortolket betyder disse estimater en ekstremt høj utålmodighed. Det indikerer, at kun forbrug inden for de nærmeste perioder giver nytte. Det er ikke unormalt at få høje tidspræferencerater i option value modeller. Stock & Wise (1990) præsenterer tidspræferencerater på mellem 0,22 og 0,27 og argumenterer derefter for, at deres estimerede tidspræferencerater ikke bør fortolkes som de betragtede personers sande tidspræferencerater, der er uafhængig af økonomiske beslutninger. Det er mere realistisk at fortolke dem som en slags vægte, der er specifikt knyttet til den anvendte tilba-

---

<sup>16</sup> Desuden anvender vi en bedre metode til at løse de numeriske problemer, der er omtalt i Arnberg & Stephensen, 2013 (side 31), således at vi nu kan udregne sandsynligheden for tilbagetrækning for alle personer og alle  $k$ -værdier - uden at skulle lave yderligere antagelser.

getrækningsmodel. De præsenterer desuden modelestimationer, hvor tidspræference-raten er restrikeret til 0,1, jf. Stock & Wise (1990), side 1167-1168.<sup>17</sup>

Tabel 4.1 og figur 4.1. præsenterer parameterestimer og populationsfordelinger for  $k$ , når  $\theta$  restrikeres til 0,15. I den restrikerede model er  $\alpha$ -estimerne mindre negative ( $\alpha = -0,013$  for mænd og  $\alpha = -0,007$  for kvinder), og  $k$ -værdierne er lidt større. Log Likelihood-værdierne for de restrikerede modeller er tætte på værdierne for de ikke-restrikerede modeller, men likelihood-ratio test afviser, at  $\theta = 0,15$ , jf. tabel 4,1.

Tabel 4.1: Parameterestimer i køns-opdelt model

	Mænd		Kvinder	
	$\theta$ ikke restrikeret	$\theta = 0,15$	$\theta$ ikke restrikeret	$\theta = 0,15$
P[k]				
1.kvartil	0,53	0,52	0,95	1,00
Median	0,93	0,95	1,08	1,15
3.kvartil	1,15	1,20	1,23	1,39
nedslidningsgrad ( $\alpha$ )	-0,016	-0,013	-0,011	-0,007
Tidspræferencerate ( $\theta$ )	0,25	0,15	0,36	0,15
Vægt af uobs heterogenitet ( $\phi$ )	5384646	3311186	12099589	4675561
Log LR	-3052	-3055	-2074	-2077
LR-test: $\theta = 0,15^a$		0.987		0.970
Obs	1633	1633	1292	1292

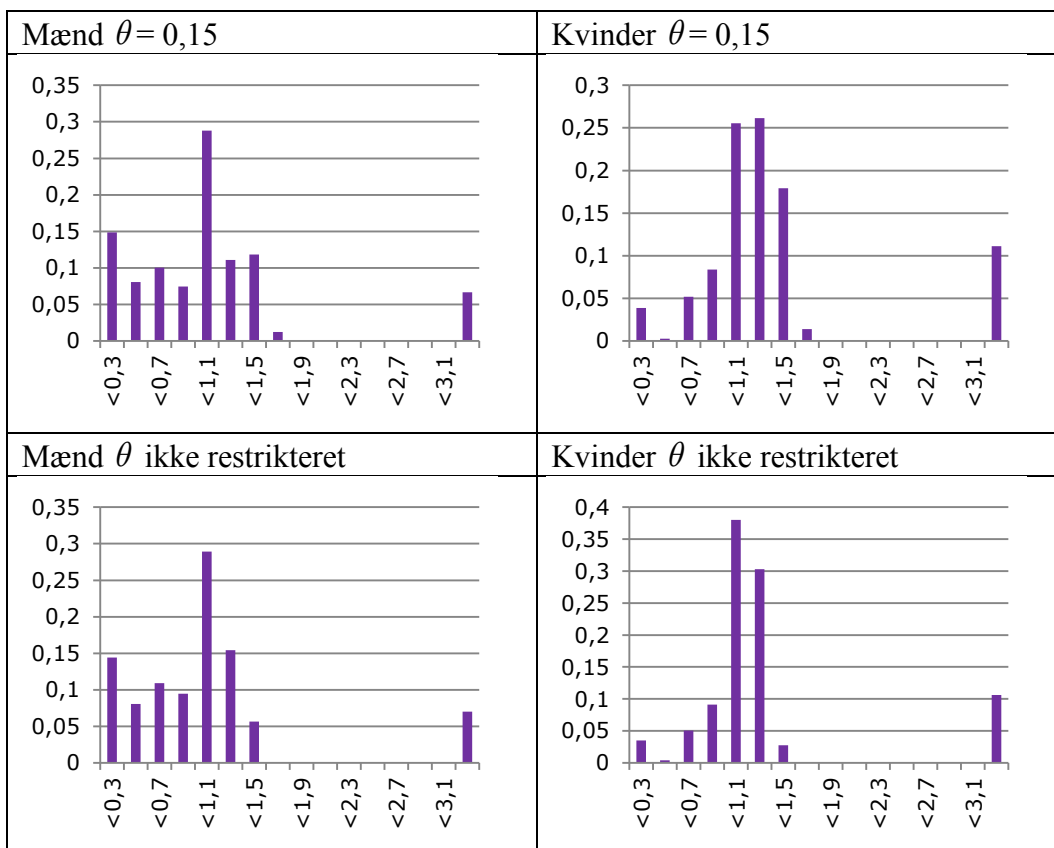
Anm. Tabellen viser estimationsresultater ved estimation af ligning (15). Modellen er estimeret ved brug af en 10 pct. stikprøve blandt beskæftigede 59-årige i 2001. Koefficienten for den relative risikoaversion ( $\sigma$ ) er restrikeret til at være lig 2.

<sup>a)</sup> Nulhypotesen at  $\theta = 0,15$  testes ved et likelihood ratio-test. Nulhypotesen forkastes i et 95 pct. konfidensinterval.

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' historiske effektive formuer)

<sup>17</sup> Andersen, Harrison, Lau og Ruthström (2008) har udledt subjektive tidspræferencerater med udgangspunkt i et eksperimentelt design, hvor godt 250 danskere har deltaget. De estimerede tidspræferencerater er på mellem 0,1 og 0,2

Figur 4.1: Populationsfordeling for  $k$ :



Anm. Figuren viser de estimerede populationsfordelinger for  $k$  med udgangspunkt i theorem 2 og ved estimation af ligning (15). Modellen er estimeret ved brug af en 10 pct. stikprøve blandt beskæftigede 59-årige i 2001. Koefficienten for den relative risikoaversion ( $\sigma$ ) er restrikeret til at være lig 2. Skalaen på x-aksen skal læses som følger: "<0,3" betyder  $k < 0,3$ . "0,7" betyder  $0,5 \leq k < 0,7$  osv. Figuren giver det forkerte indtryk, at der er en ophobning af  $k$ 'er ved 3,5. Det skyldes dog, at X-aksen er trunkeret ved 3,5. Så "<3,5" betyder  $3,3 \leq k < 26,7$ , hvor 26,7 er det antagede maksimum for  $k$  i estimationerne.

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' historiske effektive formuer)

#### 4.2. Faktisk og forventet tilbagetrækning

Tabel 4.2 og 4.3 viser den faktiske og forventede tilbagetrækning for henholdsvis mænd og kvinder. Modellens fit er særdeles godt. Den forudsiger, at størstedelen af tilbagetrækningen klumper sig sammen ved aldrene 60 og 62 år, hvor de økonomiske incitamenter til tilbagetrækning er store. Modellen undervurderer mænds og kvinders tilbagetrækning ved 62. Omvendt overvurderer den tilbagetrækningen ved 61 og 63 år. Det dækker formentlig over, at en del personer med lille pensionsformue trækker sig ved 62-årsalderen, selv om der for disse ikke er særlige økonomiske incitamenter til at trække sig som 62 årige. I stedet forudsiger modellen at de trækker sig som 61-årige eller 63-årige.

Tilsvarende undervurderer modellen tilbagetrækningen ved 65 år, men overvurderer tilbagetrækningen ved 64 og 66 år. For boligejere er der et særligt økonomisk incitament til at trække sig som 65-årige, idet de mister boligydelse, hvis tilbagetrækning udskydes til efter 65 år. Boligejere har ikke dette incitament. Alligevel trækker mange boligejere sig som 65-årige.



**Tabel 4.2: Faktisk og forventet tilbagetrækning for mænd**

Tilbagetrækningsalder	Faktisk	Forventet tilbagetrækning	
	tilbage- trækning	$\theta$ ikke restrikeret	$\theta = 0,15$
60	22,2	21,0	20,9
61	3,5	9,5	9,8
62	28,0	20,0	19,5
63	9,1	11,8	12,0
64	4,2	7,0	7,2
65	11,6	8,0	7,9
66	4,8	6,7	6,7
67	16,7	16,0	16,0

Anm.: Tabellen viser den faktiske og forventede tilbagetrækning blandt de beskæftigede 59-årige, når koefficienten for den relative risikoaversion  $\sigma$  er restrikeret til at være lig 2. Den forventede tilbagetrækning er beregnet vha. ligning (14)

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' historiske effektive formuer)

Modellen giver et væsentligt bedre fit end modellen med alderskonstante præferencer for fritid i Arnberg og Stephensen (2013), se evt. side 31-36. Især er modellen bedre til at forudsige den store tilbagetrækningsandel ved 62 år.

**Tabel 4.3: Faktisk og forventet tilbagetrækning for kvinder**

Tilbagetrækningsalder	Faktisk tilbage-	Forventet tilbagetrækning	
	trækning	$\theta$ ikke restrikeret	$\theta = 0,15$
60	41,3	40,3	40,7
61	4,4	8,1	7,8
62	23,1	18,0	17,3
63	7,7	9,9	10,3
64	3,2	5,8	6,1
65	9,1	5,4	5,5
66	2,4	4,0	3,9
67	8,9	8,5	8,4

Anm.: Se anmærkning til tabel 4.2

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' historiske effektive formuer)

### 4.3. Fortolkning af modellens parametre

Fortolkningen af  $\alpha$  og  $k$  er blevet diskuteret i af afsnit 3. Man kan dog stille sig det spørgsmål, om  $k < 0$ , betyder, at senioren er villig til at arbejde til en løn, der er mindre end pensionen. Svaret er, at det afhænger af  $\alpha$ 's størrelse.  $\alpha = 0$  og  $k < 0$  implicerer, at senioren er villig til at arbejde til en lavere løn end pensionen. Mens  $\alpha < 0$  og  $k < 0$  godt kan implicere, at denne 'reservationsløn' er større end de årlige pensionsudbetalinger efter tilbagetrækning. Reservationslønnen vokser med tilbagetrækningsalderen, hvis arbejde medfører nedslidning (dvs. hvis  $\alpha < 0$ ). Nedslidningen betyder, at senioren skal kompenseres stadigt mere, idet nedslidningen tiltager, jo flere år forbrugeren arbejder. Generel implicerer de estimerede parameterverdier, at reservationslønnen i året inden tilbagetrækning er væsentlig højere end et års pensionsudbetalinger. Det diskuteres nærmere nedenfor.

I det følgende præsenteres beregninger af reservationslønnen. Reservationslønnen defineres som den krævede mindsteløn for, at forbrugeren er villig til at udskyde tilbagetrækning til en bestemt alder. Reservationslønnen for tilbagetrækningsalderen  $r^*$  defineres som den mindste erhvervsindkomst, for hvilken det gælder, at nytten af tilbagetrækning ved alderen  $r^*$  er større end for de øvrige mulige tilbagetrækningsaldrer.

I beregningerne af reservationslønnen nedenfor antages et 'pay as you go'-pensionssystem, hvor forbrugeren får erhvervsindkomsten  $Y$ , hvis han er i beskæftigelse og pensionsindkomsten  $B$  fra offentlige overførsler, når han har trukket sig tilbage. Forbrugeren mister årets pensionsudbetalinger, hvis han udskyder tilbagetrækning i et år. Det antages desuden, at forbrugeren har en likvid formue, der svarer til 2 års pensionsudbetalinger, men ikke har nogen pensionsformue.

Det er muligt at udregne reservationslønningerne for alle tilbagetrækningsaldrer. Tabel 4.4 viser et eksempel, hvor reservationslønnen er udregnet, når 64 år er

den optimale tilbagetrækningsalder. Det ses, at reservationslønnen - udregnet ved medianen af  $k$  - er 2,5 for mænd og 2,1 for kvinder, når der tages udgangspunkt i den ikke-restrikterede model.<sup>18</sup> Mænd og kvinder skal således - hvert år frem til 64 år - have en løn, der er mere end dobbelt så stor som de årlige pensionsudbetalinger for at udskyde tilbagetrækning til 64 år. At reservationslønnen for tilbagetrækningsalderen 64 år er stor, stemmer godt overens med, at godt 66 pct. af mændene 76 pct. af kvinderne har trukket sig tilbage inden 64-årsalderen, jf. tabel 4.3.

**Tabel 4.4: Reservationsløn for at udskyde tilbagetrækning til 64 år ved 1., 2. og 3. kvartil af  $k$**

	MÆND			KVINDER		
	P[ $k$ ]	P[ $k$ ]	P[ $k$ ]	P[ $k$ ]	P[ $k$ ]	P[ $k$ ]
	1.kvartil	median	3.kvartil	1.kvartil	median	3.kvartil
$\theta$ ikke restrikeret	1,35	2,49	3,09	1,79	2,09	2,47
$\theta = 0,15$	1,38	2,40	2,95	1,77	2,03	2,46

Anm.: Tabellen viser reservationslønnen for en 59-årig, hvor 64 år er den optimale tilbagetrækningsalder. Reservationslønnen er normeret ift. 1. års pensionsudbetalinger. En reservationsløn på 2 betyder derfor, at den krævede erhvervsindkomst for at udskyde tilbagetrækning er dobbelt så stor som et års pensionsudbetalinger. Den krævede erhvervsindkomst er 2 gange pensionsindkomsten i hvert år frem til 64 år. Reservationsløningerne er beregnet på baggrund af parameterestimerne i tabel 4.1 "1. kvartil.", "Median" og "3. kvartil" angiver, at reservationslønnen er udregnet med udgangspunkt i henholdsvis 1. kvartil, median og 3. kvartil af  $k$ , hvor der er taget udgangspunkt i de estimerede populationsfordelinger.

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' historiske effektive formuer)

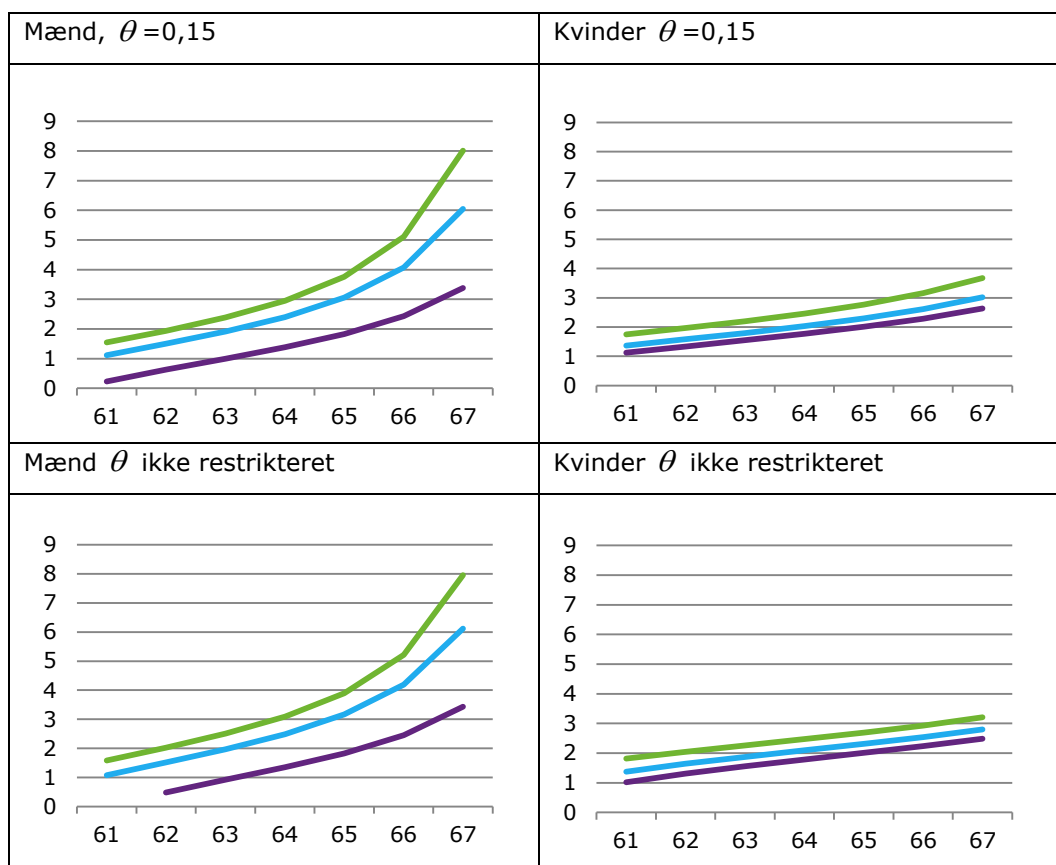
Figur 4.2 viser reservationslønnen for de forskellige tilbagetrækningsaldrer for mænd og kvinder, hvor der er anvendt parameterestimer fra de ikke-restrikterede modeller og fra de restrikerede modeller. Figuren skal læses således (der tages udgangspunkt i den restrikerede model, hvor  $\theta = 0,15$ ): En mand, der har præferencer for fritid ( $k$ ) svarende til medianen ( $k=0,95$ ) for mænd, vil foretrække at udskyde tilbagetrækning til 61 år, hvis han får godt 1,1 gange så meget i erhvervsindkomst som pensionsindkomst. Hvis forholdet mellem erhvervsindkomst og pensionsindkomst som 60- og 61-årig er 1,5, vil han udskyde tilbagetrækning til 62 år. Tilsvarende, hvis erhvervsindkomsten er 3,06 gange så stor som pensionsindkomsten, vil han udskyde tilbagetrækning til 65 år. Det fremgår, at reservationslønnen er stigende i alle tilbagetrækningsaldrer for både mænd og kvinder. For mænd med præferencer for fritid svarende til 1. kvartilen af  $k$ -fordelingen ( $k=0,52$ ) er reservationslønnen mindre end pensionsindkomsten for tilbagetrækningsaldrerne 61 og 62 år, jf. figur 4.2. For denne gruppe er værdien af at gå på arbejde så stor, at de er villige til at arbejde som 60- og 61-årige, selvom de kunne opnå en større indkomst som pensionist. Denne gruppe har da også en høj tilbagetrækningsalder. Den gennemsnitlige tilbagetrækningsalder for mænd med et forventet  $k \leq 0,52$  er omtrent 66 år. Kvin-

<sup>18</sup> Den restrikerede model giver nogenlunde samme resultater.

der har generelt lavere median-reservationsløn end mænd, og spredningen i kvindernes reservationsløn er mindre (mindre afstand mellem graferne), jf. figur 4.2.

Figur 4.2 viser også reservationslønnen for den ikke-restrikterede model. Det ses, at den restikterede og ikke-restrikterede model giver nogenlunde samme reservationsløn.

**Figur 4.2: Reservationsløn for tilbagetrækningsaldrer - 1., 2. og 3. kvartil af  $k$**



— 1. Kvartil — 2. Kvartil — 3. Kvartil

Anm.: Figuren viser reservationslønnen for en 59-årig, hvor henholdsvis 61,62,...,67 år er de optimale tilbagetrækningsaldrer. Reservationslønnen er normeret ift. 1. års pensionsudbetalinger. En reservationsløn på 2 betyder derfor, at den krævede erhvervsindkomst for at udskyde tilbagetrækning er dobbelt så stor som et års pensionsudbetalinger. Den krævede erhvervsindkomst er 2 gange pensionsindkomsten i hvert år frem til den betragtede tilbagetrækningsalder. Reservationslønningerne er beregnet på baggrund af parameterestimerne i tabel 4.1 "1. kvartil.", "2. kvartil" og "3. kvartil" angiver, at reservationslønnen er udregnet med udgangspunkt i henholdsvis 1. kvartil, median og 3. kvartil af  $k$ , hvor der er taget udgangspunkt i de estimerede populationsfordelinger.

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' historiske effektive formuer)

## 5. Estimation og resultater: køn- og uddannelsesopdelt model

I dette afsnit præsenteres resultater for estimation af tilbagetrækningsmodellen opdelt på køn og uddannelse. Konkret er modellen blevet estimeret separat for 12 grupper.

### 5.1. Estimerede parametre i køns- og uddannelsesopdelt model

Tabel 5.1a viser kvartiler for  $k$  beregnet ud fra de estimerede sandsynlighedsfordelinger i den ikke-restrikterede model, mens de tilsvarende kvartiler for  $k$  i den restriktede model med  $\theta = 0,15$  er vist i tabel 5.1b. De tilhørende populationsfordelinger for  $k$  for faglærte mænd og kvinder med en lang videregående uddannelse er vist i figur 5.1, mens populationsfordelingerne for de øvrige uddannelsesgrupper er vist i appendiks A.

Det fremgår af tabel 5.1a og 5.1b, at de estimerede fordelinger af  $k$  varierer en del hen over køn og uddannelse. Generelt har kvinder højere  $k$ 'er end mænd, og spredningen i  $k$ 'erne er mindre for kvinder end for mænd. Blandt mændene falder  $k$  med uddannelseslængden. Mænd med en høj uddannelse har dermed mindre præferencer for fritid end mænd med en lav uddannelse. Eksempelvis er medianen af  $k$  i den ikke-restrikterede model knap 0,87 for faglærte mænd og 0,48 for mænd med en lang videregående uddannelse, jf. tabel 5,1a. De estimerede  $k$ 'er er generelt lidt lavere i den ikke-restrikterede model sammenlignet med den restriktede model, jf. tabel 5,1a og 5,1b.

Tabel 5.1a: Kvartiler fra  $k$ -fordeling, Populationsfordeling i ikke-restrikteret model

	Mænd:			Obs	Kvinder:			Obs
	K (25 pct.)	K (50 pct.)	K (75 pct.)		K (25 pct.)	K (50 pct.)	K (75 pct.)	
Ukendt	0,42	0,83	1,06	277	1,00	1,08	1,18	188
Ufaglært	0,54	0,93	1,19	4934	0,95	1,08	1,26	5250
Faglært	0,50	0,87	1,11	7365	0,82	0,99	1,29	5222
KVU	0,53	0,93	1,05	592	0,71	1,03	1,17	500
MVU	0,39	0,74	1,00	1685	0,61	0,86	1,16	1635
LVU	0,18	0,48	0,93	1174	0,72	1,03	1,16	410

Anm. Tabellen viser estimationsresultater ved estimation af ligning (15). Modellen er estimeret ved brug alle beskæftigede 59-årige i 2001. Koefficienten for den relative risikoaversion ( $\sigma$ ) er restriktet til at være lig 2.

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' historiske effektive formuer)

Tabel 5.1b: Kvartiler fra k-fordeling, Populationsfordeling i restrikeret model (theta= 0,15)

	Mænd:			Obs	Kvinder:			Obs
	K (25 pct.)	K (50 pct.)	K (75 pct.)		K (25 pct.)	K (50 pct.)	K (75 pct.)	
Ukendt	0,62	0,98	1,20	277	1,04	1,16	1,31	188
Ufaglært	0,56	0,97	1,26	4934	1,01	1,15	1,43	5250
Faglært	0,58	0,97	1,19	7365	0,81	1,00	1,34	5222
KVU	0,48	1,00	1,09	592	0,64	1,05	1,19	500
MVU	0,40	0,79	1,12	1685	0,65	0,97	1,40	1635
LVU	0,18	0,52	0,96	1174	0,72	1,06	1,22	410

Anm. Se anmærkning til tabel 5.1b

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' historiske effektive formuer)

Estimaterne af nedslidningsgraden ( $\alpha$ ) er numerisk større for mænd end for kvinder i såvel den ikke-restrikterede og den restrikerede model, jf. tabel 5.2a og 5.2b. Den er mellem -0,024 og -0,014 for mænd og mellem -0,026 og -0,008 for kvinder afhængig af uddannelsesgruppe i den ikke-restrikterede model. At nedslidningsgraden er mindre for kvinder end for mænd skal formentlig ses i lyset af, at kvinderne har længere restlevetid. Den ikke-restrikterede model giver mere negative estimater af nedslidningsgraden end den restrikerede model, jf. tabel 5.2a og 5.2b.

Når den subjektive tidspræference-rate ( $\theta$ ) estimeres frit, fås urealistisk høje estimater (mellem 0,2 og 0,5), jf. tabel 5,2a. Selvom log likelihood-værdierne for de restrikerede modeller er tætte på værdierne for de ikke-restrikterede modeller for mange uddannelsesgrupper, afviser likelihood-ratio tests, at  $\theta = 0,15$  for de fleste uddannelsesgrupper. Testet accepteres kun for uddannelsesgrupperne: mænd og kvinder med en lang videregående uddannelse samt kvinder med en kort videregående uddannelse, jf. tabel 5,2b. Estimationerne af den kønsopdelte model gav også høje estimerede tidspræferencerater og der henvises til diskussionen af dette i afsnit 4.1.

**Tabel 5.2a: Parameter estimater i ikke-restrikeret model, opdelt på køn og uddannelse**

	Mænd				Kvinder			
	$\alpha$	$\theta$	$\phi$ (mio.)	Log LR	$\alpha$	$\theta$	$\phi$ (mio.)	Log LR
Ukendt	-0,015	0,22	7,83	-495	-0,010	0,41	13,68	-307
Ufaglært	-0,017	0,27	4,47	-9093	-0,012	0,35	13,60	-7921
Faglært	-0,024	0,44	12,10	-13646	-0,012	0,21	6,79	-8700
KVU	-0,018	0,35	9,19	-1099	-0,013	0,31	7,88	-909
MVU	-0,020	0,36	8,60	-3201	-0,026	0,52	18,42	-2869
LVU	-0,014	0,21	3,23	-2036	-0,008	0,22	4,68	-743

Anm. Se anmærkning til tabel 4.1

$\alpha$  er nedslidningsgraden.  $\theta$  er tidspræferenceraten og  $\phi$  er vægten af den uobs heterogenitet.

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' historiske effektive formuer)

**Tabel 5.2b: Parameter estimater i restrikeret model ( $\theta = 0,15$ ), opdelt på køn og uddannelse**

	Mænd					Kvinder				
	$\alpha$	$\theta$	$\phi$ (mio.)	Log LR	LR-test	$\alpha$	$\theta$	$\phi$ (mio.)	Log LR	LR-test
Ukendt	-0,010	0,15	5,31	-496	0,90*	-0,006	0,15	5,16	-308	0,84*
Ufaglært	-0,013	0,15	2,37	-9102	1,00	-0,008	0,15	5,03	-7939	1,00
Faglært	-0,013	0,15	4,06	-13692	1,00	-0,011	0,15	5,08	-8703	0,99
KVU	-0,012	0,15	3,37	-1102	0,97	-0,010	0,15	3,62	-910	0,67*
MVU	-0,013	0,15	3,62	-3204	0,99	-0,012	0,15	4,74	-2883	1,00
LVU	-0,012	0,15	2,34	-2037	0,72*	-0,007	0,15	3,19	-743	0,62*

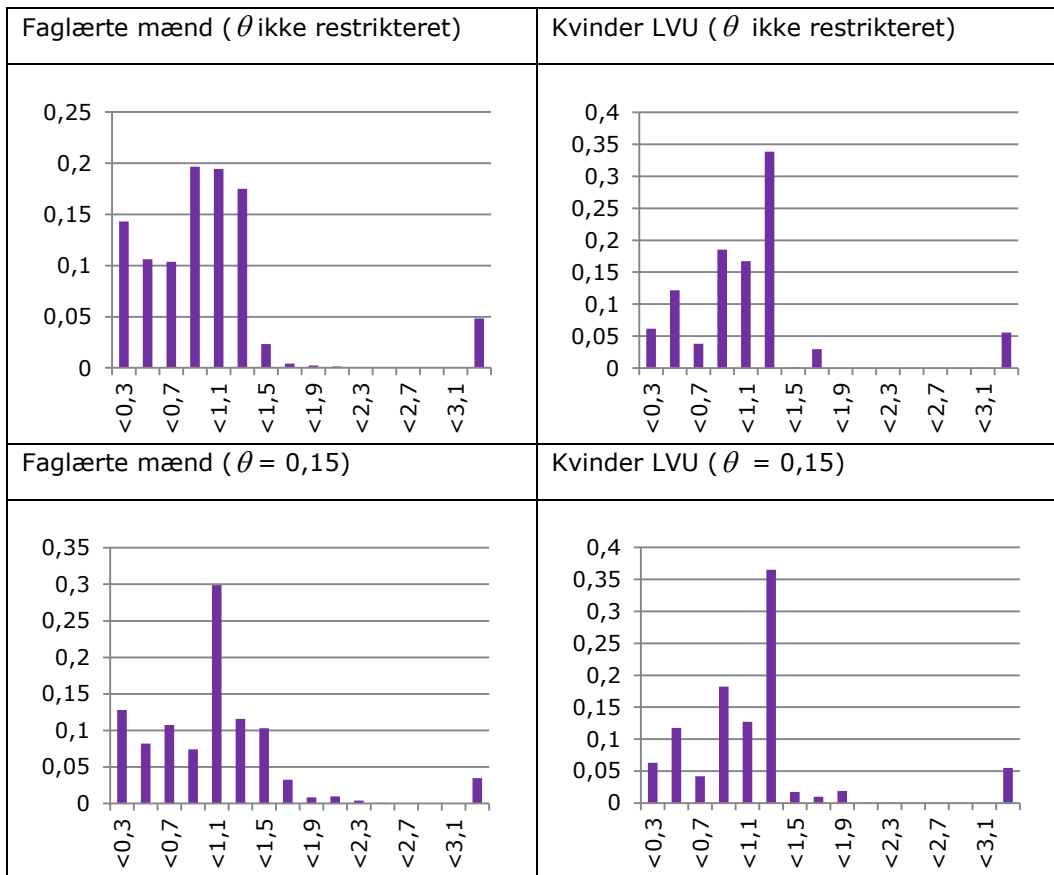
Anm. Se anmærkning til tabel 4.1

$\alpha$  er nedslidningsgraden.  $\theta$  er tidspræferenceraten og  $\phi$  er vægten af den uobs heterogenitet.

<sup>a)</sup> Nulhypotesen at  $\theta=0,15$  testes ved et likelihood ratio-test. \* angiver at nulhypotesen accepteres i et 95 pct. konfidensinterval.

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' historiske effektive formuer)

**Figur 5.1: Populationsfordeling for k:**



Anm. Figuren viser gennemsnitsfordelingen af præferencer for fritid for de 59-årige beskæftigede (populationsfordeling for  $k$ ).

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS historiske effektive formuer)

## 5.2. Faktisk og forventet tilbagetrækning

Tabel 5.3 og 5.4 viser den faktiske og forventede tilbagetrækning for henholdsvis faglærte mænd og kvinder med en lang videregående uddannelse, mens tilsvarende tal for de øvrige uddannelsesgrupper er vist i appendiks C. Modellen giver et godt fit for alle uddannelsesgrupper – både for den ikke-restrikerede model og for den restrikerede model. Den forudsiger, at størstedelen af tilbagetrækningen klumper sig sammen ved alderen 60 og 62 år, hvor de økonomiske incitamenter til tilbagetrækning er store.

Ligesom for model, hvor der ikke skelnes mellem uddannelsesgrupper, undervurderer den uddannelsesopdelte model tilbagetrækningen ved 62 år. Omvendt overvurderer den tilbagetrækningen ved 61 og 63 år. Det gælder i højere grad for uddannelsesgrupper med små pensionsformuer (fx ufaglærte og faglærte). Det hænger formentlig sammen med, at en del personer med lille pensionsformue trækker sig ved 62-årsalderen, selv om der for disse ikke er særlige økonomiske incitamenter til at trække sig som 62-årige. Modellen har svært ved at forudsige denne tilbagetrækning præcist, fordi den ikke kan forklares ud fra



økonomiske incitament. I stedet forudsiger modellen at de trækker sig som 61-årige eller 63-årige.

Tilsvarende undervurderer modellen tilbagetrækningen ved 65 år, men overvurderer tilbagetrækningen ved 64 og 66 år. For boligejere er der et særligt økonomisk incitament til at trække sig som 65-årige, idet de mister boligydelse, hvis tilbagetrækning udskydes til efter 65 år. Boligejere har ikke dette incitament. Alligevel trækker mange boligejere sig som 65-årige.

**Tabel 5.3: Faktisk og forventet tilbagetrækning for faglærte mænd**

Tilbagetræknings- alder	Faktisk tilbagetrækning	Forventet tilbagetrækning		
		$\theta$ ikke restrikeret	$\theta=0,15$	
60	22,5	21,6	21,6	
61	4,3	9,1	9,9	
62	30,8	24,2	22,4	
63	9,1	11,2	12,1	
64	4,1	6,5	7,0	
65	10,8	8,1	7,7	
66	4,6	5,9	5,9	
67	13,8	13,5	13,5	

Anm.: Se anmærkning til tabel 4.2

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' historiske effektive formuer)

**Tabel 5.4: Faktisk og forventet tilbagetrækning for kvinder med lang videreg. udd**

Tilbagetræknings- alder	Faktisk tilbagetrækning	Forventet tilbagetrækning	
		$\theta$ ikke restrikeret	$\theta=0,15$
60	12,4	12,1	12,1
61	1,7	5,0	5,1
62	16,3	13,4	13,3
63	10,5	10,8	10,8
64	8,0	9,4	9,5
65	13,7	9,8	9,8
66	6,8	10,0	9,9
67	30,5	29,4	29,5

Anm.: Se anmærkning til tabel 4.2

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' historiske effektive formuer)

### 5.3. Fortolkning af parametre

Tabel 5.5a og 5.5b viser reservationslønnen (opdelt på uddannelsesgrupper), hvor den optimale tilbagetrækningsalder er 64 år i henholdsvis den ikke restrikerede model og den restrikerede model med  $\theta = 0,15$ . Blandt mændene er reservationslønnen faldende med uddannelseslængden. Eksempelvis er median-reservationslønnen 2,6 for ufaglærte mænd og 1,2 for mænd med en lang videregående uddannelse i den ikke-restrikerede model, jf. tabel 5.5a. For kvinderne er der ikke en entydig sammenhæng mellem uddannelseslængde og reservationsløn.

Reservationslønnen er lidt højere for mænd end for kvinder, når der sammenlignes inden for uddannelsesgrupperne ufaglærte, faglærte og kort videregående uddannelse. F.eks. har ufaglærte kvinder en median reservationsløn på 2,1, mens den er 2,4 for ufaglærte mænd, mens kvinder med mellemlange og lange videregående uddannelser har højere reservationslønnings end mænd med samme det samme uddannelsesnivea. Det gælder i såvel den ikke-restrikerede og den restrikerede model, jf. tabel 5.5a og 5.5b.

Reservationslønningserne i den kønsopdelte model er på samme niveau som for ufaglærte og faglærte i den kønsopdelte model, jf. tabel 4.4, 5.5a og 5.5b. Det hænger sammen med, at ufaglærte og faglærte udgør størstedelen af de data, den kønsopdelte model er estimeret på.

**Tabel 5.5A: Reservationsløn for at udskyde tilbagetrækning til 64 år ved 1., 2. og 3. kvartil af  $k$  ( $\theta$  er ikke restrikeret)**

Udd	Mænd			Kvinder		
	1. kvartil	2. kvartil	3. kvartil	1. kvartil	2. kvartil	3. kvartil
Ukendt	0,99	2,12	2,71	1,74	1,93	2,16
Ufaglært	1,44	2,59	3,31	1,86	2,18	2,62
Faglært	1,36	2,67	3,46	1,87	2,27	2,96
KVU	1,17	2,40	2,75	1,38	2,19	2,52
MVU	0,85	2,05	2,85	1,69	2,59	3,58
LVU	0,19	1,19	2,36	1,12	1,79	2,07

Anm.: Tabellen viser reservationslønnen, hvor 64 år er den optimale tilbagetrækningsalder. Reservationslønnene er beregnet på baggrund af parameterestimaterne i tabel 5.1 og 5.2 "1. kvartil.", "Median" og "3. kvartil" angiver, at reservationslønnen er udregnet med udgangspunkt i henholdsvis 1. kvartil, median og 3. kvartil af  $k$ , hvor der er taget udgangspunkt i de estimerede populationsfordelinger.

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' historiske effektive formuer)

**Tabel 5.5B: Reservationsløn for at udskyde tilbagetrækning til 64 år ved 1., 2. og 3. kvartil af  $k$  ( $\theta = 0,15$ )**

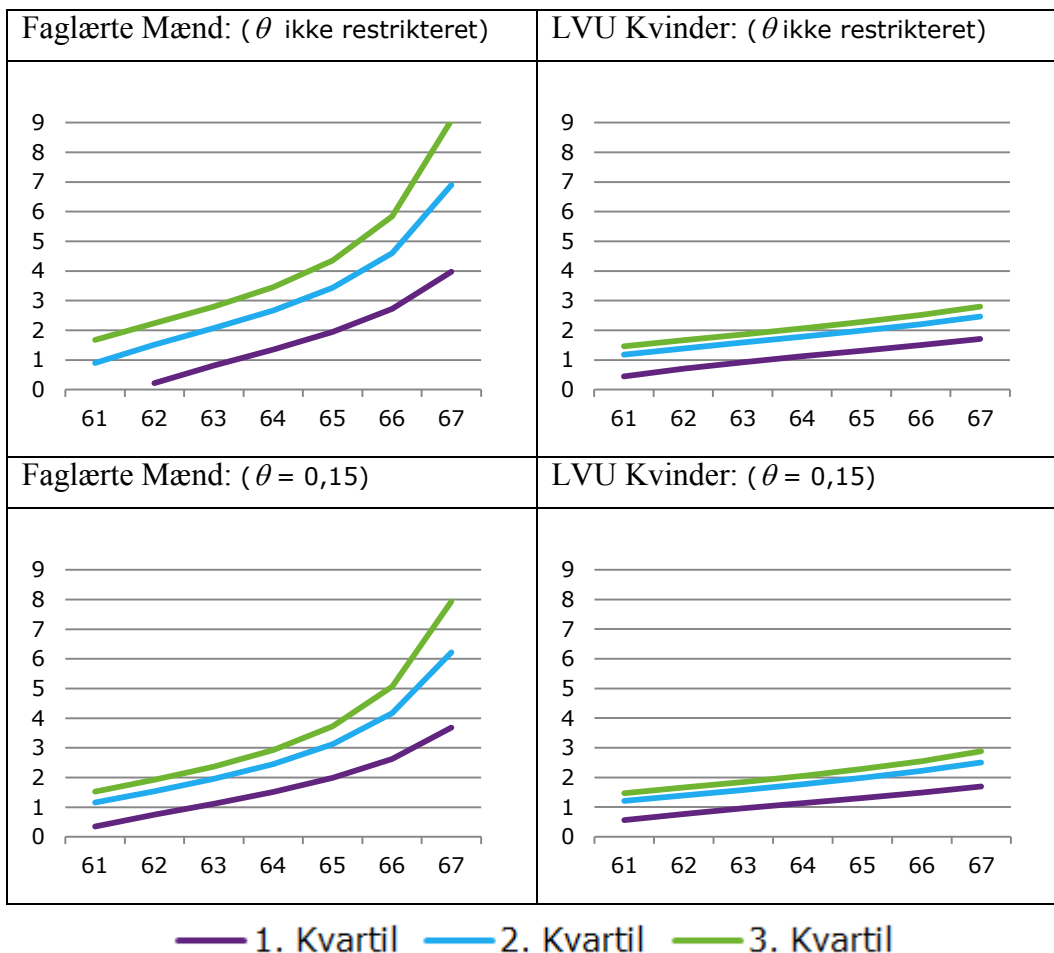
Udd	Mænd			Kvinder		
	1. kvartil	2. kvartil	3. kvartil	1. kvartil	2. kvartil	3. kvartil
Ukendt	1,26	2,01	2,45	1,65	1,85	2,12
Ufaglært	1,48	2,44	3,06	1,82	2,09	2,60
Faglært	1,51	2,45	2,93	1,87	2,26	2,96
KVU	1,21	2,41	2,60	1,35	2,21	2,49
MVU	1,02	1,99	2,73	1,64	2,36	3,22
LVU	0,30	1,26	2,28	1,13	1,77	2,05

Anm.: Se anmærkning til tabel 5,5A

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' historiske effektive formuer)

Figur 5.2 viser reservationslønnen for de forskellige tilbagetrækningsaldrer for faglærte mænd og kvinder med lang videregående uddannelse. Tilsvarende figurer for de øvrige uddannelsesgrupper er vist i appendiks C. De faglærte mænd har højere reservationsløn for alle tilbagetrækningsaldrer end kvinder med en lang videregående uddannelse. Det er en konsekvens af, at faglærte mænd har en højere estimeret nedslidningsgrad end kvinder med en lang videregående uddannelse, mens deres  $k$ 'er er på nogenlunde samme niveau, jf. tabel 5.1 og 5.2. Kvinder med en lang videregående uddannelse og med  $k$ 'er mindre end 1. kvartilen ( $k < 0,72$ ) er meget glade for at arbejde. Deres reservationsløn for tilbagetrækningsaldrerne 61 til 62 år er mindre end et års pensionsudbetalinger. Deres gennemsnitlige tilbagetrækningsalder for denne gruppe er da også 67 år.

**Figur 5.2: Reservationsløn for tilbagetrækningsaldrer - 1., 2. og 3. kvartil af  $k$ .**



Anm.: Se anm. Til figur 4.2

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' historiske effektive formuer)

## 6. Fremskrivning af tilbagetrækning

I dette afsnit vises et eksempel på anvendelse af den estimerede tilbagetrækningsmodel til at forudsige tilbagetrækningen i fremtidens pensionssystem. Der tages udgangspunkt i modellen med nedslidning og med aldersbetingede ønsker om tilbagetrækning. I sagens natur er det meget vanskeligt at spå om, hvornår fremtidens seniorer vil trække sig tilbage. I stedet prøver vi at besvare spørgsmålet: Hvordan vil tilbagetrækningen se ud i fremtiden, hvis følgende forudsætninger gælder? i) Fremtidens seniorer har samme præferencer for fritid som de 59-årige i 2001; ii) Arbejdsmarkedspensionerne bliver modnede, så de fleste af fremtidens seniorer vil have sparet op i et helt liv; iii) De vedtagne reformer af pensionssystemet er fuldt indfasede. Konkret fremskriver vi tilbagetrækning for personer, der er 66 år i 2047. For disse personer forventes folkepensionsalderen at være 72 år ifølge DREAMs befolkningsfremskrivning, jf. Hansen & Hansen (2011); og iv) Nedslidningens betydning for tilbagetrækningen "rykker med folkepensionsalderen op". Det svarer til en antagelse om fuldstændig "healthy ageing".

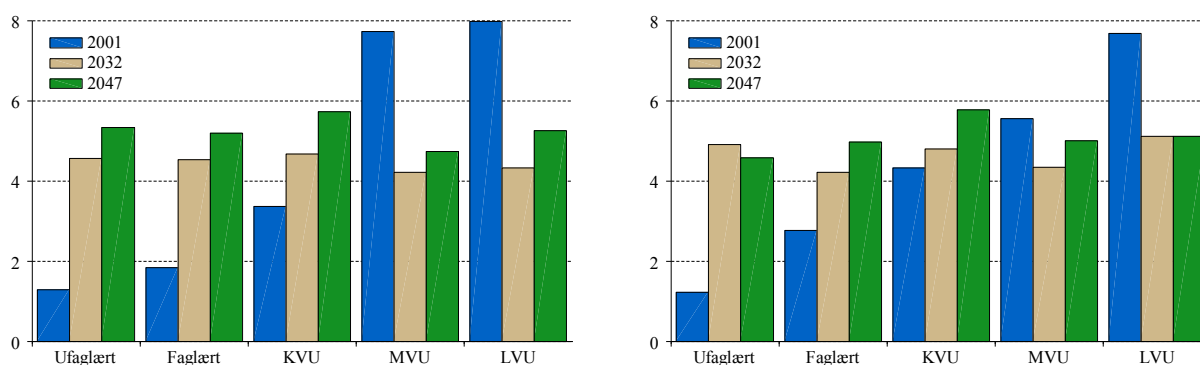
Baggrunden for at undersøge den fremtidige tilbagetrækning er, at der i de sidste 2 årtier er blevet gennemført en række reformer af pensionssystemet med det formål at hæve tilbagetrækningsalderen. Velfærdsaftalen medførte, at folkepensionsalderen bliver udskudt, så den nu følger restlevetiden, mens tilbagetrækningsreformen medførte en begrænsning af efterlønsordningen. Samtidig er arbejdsmarkedspensionerne, som i 1990'erne blev udbredt til LO/DA-området, ved at blive modnede. Konsekvensen er, at de fleste af fremtidens seniorer vil have store arbejdsmarkedspensioner, der giver mulighed for tidlig tilbagetrækning. Det var baggrunden for tilbagetrækningskapitlet i Dansk Økonomi, forår 2013 – nemlig at vurdere tilbagetrækningen for fremtidens seniorer i et pensionssystem, der er mere opsparingsbaseret.

Udbredelsen og udbygningen af arbejdsmarkedspensionerne i 1990'erne har medført, at de fleste grupper på arbejdsmarkedet i dag indbetaler til en arbejdsmarkedspension. Inden da var det især funktionærer i den offentlige sektor, der havde en arbejdsmarkedspension. I fremtiden vil de fleste grupper af seniorer således have indbetalt til en arbejdsmarkedspension i hele deres arbejdsliv. De fleste grupper vil således have væsentlige pensionsformuer i fremtiden, jf. figur 6.1. Figuren viser pensionsformuer for 59-årige i 2001, for 63-årige i 2032 og for 66-årige i 2047, som er 6 år før folkepensionsalderen i de respektive år. Især ufaglærte og faglærte havde meget små pensionsformuer i 2001, men forventes at have relativ store pensionsformuer i 2032 og 2047.

**Figur 6.1: Pensionsformuer i forhold til indkomsten seks år før folkepensionsalderen i 2001, 2032 og 2047**

### Mænd

### Kvinder



Anm. Figuren viser pensionsformuen divideret med erhvervsindkomsten i 2001 og i fremtiden. Pensionsformuerne er for 59-årige i 2001, for 63-årige i 2032 og for 66-årige i 2047, som er 6 år før folkepensionsalderen i de respektive år. Opsparingerne er opgjort som gennemsnittet af de 10 midterste percentiler. Metoden til fremskrivning af pensionsformuen er beskrevet i De Økonomiske Råds Sekretariat, 2012.

Kilde: DØRS' fremskrivninger af indkomst og pensionsformue i det modnede pensionssystem.

Personer med mellemlange og lange videregående uddannelser havde allerede høje pensionsformuer i 2001. Faktisk er de højere end de fremskrevne fremtidige pensionsformuer (i forhold til erhvervsindkomsten). Det tilskrives dels en me-

re lempelig beskatning af pensionsafkast frem til slutningen af 1980'erne, og dels at afkastet på pensionsopsparing antages at være lavere forrentet i fremtiden.

Det fremtidige pensionssystem bliver noget forskelligt fra det nuværende. Det nuværende system er hovedsagelig baseret på offentlige overførsler, mens det fremtidige system bliver mere opsparingsbaseret. Det skyldes blandt andet, at efterlønsordningen begrænses, idet efterlønsperioden forkortes til 3 år og modregningen af pensionsformue i efterlønnen gøres hårdere. En konsekvens af dette er, at mange færre forventes at medlem af ordningen i 2047. Ifølge DREAMs fremskrivning forventes omtrent 10 pct. af de relevante årgange at være medlem af ordningen i 2047, jf. De Økonomiske Råds formandskab (2013).<sup>19</sup> Samtidig udskydes folkepensionsalderen i takt med, at vi lever længere. Mulighederne for at trække sig tidligt tilbage på efterløn er således forringede i fremtiden. Omvendt vil modningen af arbejdsmarkedspensionsordningerne betyde at væsentlig flere af fremtidens seniorer vil have store pensionsformuer. I sig selv vil de kunne finansiere tidlig tilbagetrækning.

For at vurdere betydningen af ændringerne af pensionssystemet fremskrives tilbagetrækningen for de 66 årige i 2047. Fremskrivningen er baseret på de estimerede fordelinger for præferencer for fritid for seniorer i 2001 i den køns- og uddannelsesopdelte model. Desuden er der blevet beregnet hypotetiske effektive formuer for seniorerne i 2047 med udgangspunkt i de fremskrevne pensionsformuer og erhvervsindkomster, jf. figur 6.1.<sup>20</sup> Tabel 6.1 og tabel 6.2 viser fremskrivningerne af tilbagetrækningen for henholdsvis faglærte mænd og kvinder med en lang videregående uddannelse. Fremskrivningerne for de øvrige uddannelsesgrupper er vist i appendiks D.

Størstedelen af tilbagetrækningen i 2001 sker henholdsvis 5 og 3 år før folkepensionsalderen, hvor efterlønsordningen giver særlige incitamentter til tilbagetrækning. Således trækker 23 pct. af de faglærte mænd sig som 60-årige, hvor de tidligst kan få efterløn, mens 31 pct. trækker sig som 62 årige, hvor de kan få højere efterløn, jf. tabel 6.1. I 2001 var godt 90 pct. af de 59 årige beskæftigede medlem af efterlønsordningen. Til sammenligning vil omtrent 90 pct. af de relevante årgange i 2050 ikke være medlem af efterlønsordningen ifølge DREAMs fremskrivning, jf. De Økonomiske Råds formandskab (2013). For denne gruppe er alle tilbagetrækningsaldrer økonomisk nogenlunde lige attraktive.

Fremskrivningerne viser da også, at den forventede tilbagetrækning forventes at være mere ligeligt fordelt på de forskellige tilbagetrækningsaldrer, jf. tabel 6,1. Fremskrivningerne indikerer således, at tilbagetrækningen reagerer på de ændrede økonomiske incitamentter i det reformerede pensionssystem. Den samme tendens ses for kvinder med lang videregående uddannelse, jf. tabel 6.2. Mange trak sig tilbage 5 og 3 år før folkepensionsalderen i 2001, men det forventes, at

---

<sup>19</sup> Dette skøn bygger på de observerede medlemsandele for efterlønsordningen i 2012.

<sup>20</sup> I sagens natur er tilbagetrækningsalderen for fremtidens seniorer ukendt. Det er den vi ønsker at forudsige. Ligning (13) kan ikke bruges til at forudsige den fremtidige tilbagetrækning for personer uden for estimationssamplet, fordi den kræver information om fordelingen af præferencer for fritid givet den faktiske tilbagetrækningsalder (den betingede  $k$ -fordeling). Vi kender dog den gennemsnitlige fordeling af præferencer for fritid (populationsfordelingen for  $k$ ), som anvendes til at forudsige tilbagetrækningen:

$$prob(r | x'_j) = \int_1^{\infty} \pi(r | k; \phi, x'_j) p(k) dk$$

tilbagetrækningen henholdsvis 5 og 3 år før folkepensionsalderen er stærkt reduceret i 2047.

Fremtidens seniorer forventes ifølge modellen at trække sig senere tilbage end nutidens seniorer, jf. tabel 6.1 og 6.2. 67 pct. af de faglærte seniorer i 2001 trak sig tilbage som 63-årige eller tidligere (dvs. senest 2 år før folkepensionsalderen). Til sammenligning forventes henholdsvis 58 pct. af de faglærte med en efterlønsordning og 57 pct. uden en efterlønsordning at trække sig tilbage senest 2 år før folkepensionsalderen (ifølge den ikke-restrikterede model). 41 pct. af kvinder med en lang videregående uddannelse trak sig tilbage senest 2 år før folkepensionsalderen i 2001, mens henholdsvis 26 pct. af kvinder med en efterlønsordning og 25 pct. uden en efterlønsordning forventes at trække sig tilbage senest 2 år før folkepensionsalderen (ifølge den ikke-restrikterede model). Denne tendens er mindst ligeså kraftig for de øvrige uddannelsesgrupper, jf. appendiks D.

Det fremgår desuden af tabel 6.1 og 6.2, at fremskrivningsresultaterne er næsten ens, uanset om der tages udgangspunkt i estimaterne for den restrikerede model eller i estimaterne for den ikke-restrikterede model.

**Tabel 6.1: Forventet tilbagetrækning for 66 årige i 2047 (FAGLÆRTE MÆND)**

59-årige i 2001 (observeret)		66-årige i 2047 (forventet tilbagetrækning)					
Tilbage-trækningsalder	Med og uden efterløn	Tilbage-træknings-Alder	Med efterløn		Uden efterløn		
			$\theta = 0,15$	$\theta$ ikke restrikeret	$\theta = 0,15$	$\theta$ ikke restrikeret	
60	23	67	7	9	11	13	
61	4	68	6	6	12	13	
62	31	69	26	27	15	16	
63	9	70	17	16	15	15	
64	4	71	12	11	13	12	
65	11	72	9	9	11	10	
66	5	73	7	7	8	8	
67+	14	74+	15	14	15	14	

Anm. Tabellen viser den observerede tilbagetrækning for de 59-årige beskæftigede i estimationsrammen i 2001 samt den forventede tilbagetrækning for de 66-årige i 2047, beregnet ud fra parameterestimaterne i den køns- og uddannelsesopdelte model med aldersbetingede ønsker om tilbagetrækning. Den fremtidige tilbagetrækning er opdelt på medlemmer og ikke-medlemmer af efterlønsordningen. Tilbagetrækningen i 2001 er opgjort samlet for alle, fordi næsten alle var medlem af efterlønsordningen (90 pct.). Folkepensionsalderen var 65 år i 2001, og forventes at være 72 år i 2047. Efterlønsalderen var 60 år i 2001 og forventes at være 69 år i 2047.

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' fremtidige effektive formuer)

**Tabel 6.2: Forventet tilbagetrækning for 66 årige kvinder med lang videregående uddannelse i 2047**

59-årige i 2001 (observeret)		66-årige i 2047 (forventet tilbagetrækning)					
Tilbage-trækningsalder	Med og uden efterløn	Tilbage-træknings-Alder	Med efterløn		Uden efterløn		
			$\theta = 0,15$	$\theta$ ikke restrikeret	$\theta = 0,15$	$\theta$ ikke restrikeret	
60	12	67	5	5	6	6	
61	2	68	4	4	5	5	
62	16	69	8	8	6	6	
63	11	70	9	9	8	8	
64	8	71	11	11	10	10	
65	14	72	13	13	14	14	
66	7	73	18	18	18	18	
67+	31	74+	32	32	33	33	

Anm. Se anmærkning til tabel 6.1

Kilde: Egne beregninger på registerdata (DØRS' fremtidige effektive formuer)



**Litteratur:**

Andersen, Harrison, Lau & Ruthström (2008): *Eliciting Risk and Time Preferences*. *Econometrica* 76(3): side 583-619.

Arnberg & Stephensen (2013): *Pension og Tilbagetrækning – Ikke-parametrisk Estimation af Heterogenitet*. Arbejdsrapport 2013:3. De Økonomiske Råds sekretariat.

De Økonomiske Råds formandskab: *Dansk Økonomi, forår 2013*. Vismandsrapport.

De Økonomiske Råds Sekretariat 2012: *Fremskrivning af fordeling af formuen*. Arbejdsnotat. De Økonomiske Råds Sekretariat.

Feldman, D. C. (1994). The decision to retire early: A review and conceptualization. *Academy of Management Review*, 19, 285–311

Hanisch, K. A. (1994). Reasons people retire and their relation to attitudinal and behavioral correlates in retirement. *Journal of Vocational Behavior*, 45, 1–16.

Hansen & Hansen (2011): *Fremskrivning af befolkningens arbejdsmarkedstilknøytning*. DREAM rapport.

Hardy, M. A., & Quadagno, J. (1995). Satisfaction with early retirement: Making choices in the auto industry. *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 50B, S217–S228.

Stock & Wise (1990): *Pensions, the Option Value of Work, and Retirement*, *Econometrica* No. 58(2), side 1151-1180.

Stephensen (2013): *Model for tilbagetrækning med forbrugs-smoothing*. Working paper. DREAM

Shultz, K. S., Morton, K. R. & Weckerle, J. R. (1998). *Journal of Vocational Behavior* 53, 45–57

Train (2007): *A Recursive Estimator for Random Coefficient Models*. Working Paper. University of California.

Taylor, M. A., & Shore, L. M. (1995). Predictors of planned retirement age: An application of Beehr's model. *Psychology and Aging*, 10, 76–83.