

Inntektsfordeling og inntektsmobilitet

- pensjonsgivende inntekt i Norge 1971-2003

Ola Lotherington Vestad

3. juli 2006

**Økonomisk institutt
Universitetet i Oslo**



Forord

Stor takk rettes til Knut Røed og Erik Hernæs, som har veiledet meg i arbeidet med denne oppgaven. Jeg vil også takke Frischsenteret og alle de øvrige ansatte for at jeg har fått bruke kontor, datamateriale og andre fasiliteter, og for at jeg har fått være en del av et hyggelig og inspirerende arbeidsmiljø. Prosjektet har vært finansiert av Arbeids- og inkluderingsdepartementet, og jeg takker Jacob Hanssen og Hanne Haugen for nyttige kommentarer og innspill underveis.

Oslo, 3. juli 2006
Ola Lotherington Vestad

Innhold

Forord.....	i
Innhold.....	ii
1. Innledning og sammendrag.....	1
2. Årsaker til ulikhet i pensjonsgivende inntekt.....	4
2.1 Frivillig deltidsarbeid	4
2.2 Omsorgsarbeid	6
2.3 Avtjening av verneplikt, studier og selvvalgt ikke-deltakelse	8
2.4 Ufrivillig ledighet og undersysselsetting.....	10
3. Årsinntekter versus livsløpsinntekter.....	12
4. Inntektsulikhet over tid – Lorenzkurver og ulikhetsmål	14
4.1 Valg av ulikhetsmål.....	15
4.2 Variasjonskoeffisienten	18
4.3 Gini-indeksen	21
5. Persistens av lavinntekter	24
5.1 Antall år uten pensjonsgivende inntekt	24
5.2 Antall år uten opptjente pensjonspoeng	26
5.3 Antall år med pensjonsgivende inntekt under 4G	29
5.4 Omsorgsarbeid	31
6. Inntektsmobilitet	33
6.1 Valg av mobilitetsindeks.....	33
6.2 Traseindeksen for 1971- og 1989-kohorten	36
6.3 Betingete sannsynligheter for inntekt under 1G.....	38
6.4 Betingete sannsynligheter for inntekt under 4G.....	41
7. Oppsummering.....	43
Referanseliste.....	44
Appendiks.....	45

1. Innledning og sammendrag

I avtalen om pensjonsreform (Innstilling fra finanskomiteen om pensjonsreform, Innst.S.nr.195 (2004-2005)) står blant annet følgende; ”... dagens pensjonssystem (stimulerer) for lite til arbeid” og ”Folketrygdens alderspensjon må ha en god sosial profil og bidra til utjevning av inntektsforskjeller”. Vi forstår av dette at våre folkevalgte i aller høyeste grad er oppmerksomme på at det er nødvendig å foreta en avveining mellom hensynet til omfordeling og ønsket om størst mulig effektivitet i utformingen av et nytt pensjonssystem. Jo mer en ønsker å kompensere dem som av ulike grunner har hatt lave inntekter i yrkesaktiv alder, desto svakere blir incentivene for å arbeide. Det er derfor avgjørende å finne et riktig balansepunkt mellom to motstridende hensyn, og i den forbindelse er det et behov for kunnskap om fordelingen av pensjongivende inntekt (PGI), som er den viktigste kilden til fordeling av pensjonsrettigheter. Denne oppgaven er ment som et bidrag til økt kunnskap om fordelingen av pensjongivende inntekt i Norge (heretter omtalt som ”inntektsfordelingen”) og om kilder til ulikhet i pensjongivende inntekt. Jeg ønsker å belyse ulike sider av inntektsfordelingen, med særlig fokus på lave inntekter¹.

Det er vanskeligere å gi gode normative begrunnelser for å utjevne inntektsforskjeller som er skapt av individers avveininger mellom fritid og konsum enn det er å begrunne utjevning av inntektsforskjeller som i mindre grad kan anses som selvvalgte. Innledningsvis tar jeg derfor for meg inntektsfordelingen for 2001, og jeg forsøker å danne et inntrykk av hvordan inntektsfordelingen i ett enkelt år påvirkes av forhold som ikke har med lønnsforskjeller å gjøre. Et sentralt spørsmål er hvor stor del av ulikheten i inntekt som kan sies å være et resultat av individers avveining mellom arbeid og fritid, og hvor stor del som skyldes ufrivillig deltid eller ledighet. I et pensjonspolitisk fordelingsperspektiv er det dessuten liten grunn til å være bekymret over inntektsforskjeller som allerede kompenseres i pensjonssystemet. Jeg skiller derfor mellom personer som opptjener pensjonspoeng utenom inntekten (enten på grunn av omsorg for små barn, studier eller avtjening av verneplikt), og personer som ikke gjør det. Jeg finner at omsorgsarbeid, frivillig deltid og selvvalgt ikke-deltakelse kan forklare inntil 1/3 av inntektene under 4G, og at gruppen som står helt uten pensjongivende inntekt reduseres med 60% når det i tillegg er justert for bortfall av inntekt som følge av studier eller avtjening av verneplikt.

¹ Jeg forsøker ikke i denne oppgaven å antyde noen ”riktig” avveining mellom hensynet til effektivitet og hensynet til fordeling, da dette er et normativt spørsmål, hvis svar vil avhenge blant annet av den enkeltes preferanser og ulikhetsaversjon.

Overgangen fra en "besteårsregel" og til en "alleårsregel" innebærer at samtlige år i yrkesaktiv alder vil telle som grunnlag for beregning av alderspensjon, mens det tidligere bare var de tyve beste årene av den enkeltes yrkeskarriere som ble lagt til grunn. Dette betyr at ett enkelt år med lav inntekt kan få større betydning for den enkeltes utbetaling av alderspensjon enn før, samtidig som et livsløpsperspektiv er svært relevant, fordi det er den enkeltes fullstendige inntektshistorie som avgjør pensjonsutbetalingene. I denne sammenhengen kan det argumenteres for at studier av livsløpsinntekter ville være en god innfallsvinkel. Jeg har imidlertid valgt å benytte årsinntekter fra noen utvalgte år – dels fordi jeg anser disse som rimelig representative for livløpsinntekter, og dels fordi disse gir god informasjon om den enkeltes inntekspotensiale. Jeg begrunner dette nærmere i kapittel 3.

I kapittel 4 drøftes kort noen av egenskapene til to ulikhetsmål; variasjonskoeffisienten og Gini-indeksen. Jeg beregner deretter variasjonskoeffisienten og Gini-indeksen for kvinner og menn i aldersgruppen 30 – 45 år over perioden 1971 til 2003. Dette gir et inntrykk av hvordan inntektsfordelingen i Norge har blitt endret over drøye tre år. For perioden sett under ett viser både variasjonskoeffisienten og Gini-indeksen at ulikheten er kraftig redusert blant kvinner, ulikheten blant menn har økt noe, mens ulikheten samlet sett har vært ganske stabil. For å fokusere på forskjeller mellom kvinner og menn beregner jeg også gjennomsnittlig inntekt for kvinner som andel av gjennomsnittlig inntekt for menn, for hvert år og over hele perioden.

Til tross for at hvert enkelt år i yrkesaktiv alder (for noen) vil få økt betydning for pensjonsutbetalingene etter innføring av pensjonsreformen, så vil det naturligvis fortsatt være slik at lengre perioder med lav (eller ingen) inntekt får større konsekvenser for den enkeltes velferd enn korte perioder. Det er liten grunn til å gripe inn overfor ulikhet i transitoriske inntekter, i den forstand at det er persistente inntektsforskjeller som får (størst) betydning for forskjeller i pensjonsutbetalinger. Jeg ønsker derfor å kartlegge om persistensen av lavinntektsperioder er forskjellig for ulike kohorter, og om det er vesentlige forskjeller mellom kvinner og menn. I den forbindelse etableres to paneler i kapittel 5. Ett består av kvinner og menn født i 1941, og ett består av kvinner og menn født i 1959. Disse følges i 15 år, fra de er 30 og til de er 44 år, og jeg observerer i første omgang antall år med lav inntekt (og antall år uten inntekt). Jeg finner tildels store forskjeller mellom kohortene, og spesielt har kvinner i den yngste kohorten langt færre år med lav inntekt enn kvinner i den eldste.

Panelene benyttes videre til å beregne mobilitetsmatriser, hvor den enkeltes plassering i matrisen avgjøres av sammenhengen mellom inntekt i år t og inntekt i år $t+1$. Som et mål på generell mobilitet har jeg valgt å bruke traseindeksen, og videre benytter jeg matrisene til å beregne betingete sannsynligheter; sannsynligheten for lav inntekt i år $t+1$, gitt lav inntekt i år t . Et noe overraskende funn er at inntektsmobiliteten for 30-åringer var størst for den eldste kohorten, men mobiliteten faller mer med alder for den eldste enn den gjør for den yngste kohorten.

Jeg har brukt SAS 9.1.3 til alle beregninger.

2. Årsaker til ulikhet i pensjonsgivende inntekt

I dette kapitlet er fokuset på inntektsfordelingen i Norge for ett enkelt år, og hvordan denne påvirkes av forhold som ikke har med lønnsforskjeller å gjøre. Datagrunnlaget for denne delen av oppgaven er en kombinasjon av arbeidskraftundersøkelsene (AKU) og administrative registeropplysninger. Personene som inngår i AKU-utvalget har blant annet svart på spørsmål om arbeidstid, og om eventuelle ønsker om å skaffe seg (mer) arbeid. Slike opplysninger benytter jeg til å skille mellom selvvalgt og ufrivillig deltid (ledighet). Ellers har vi opplysninger om avtjening av verneplikt, studier, og om antall barn og barnas alder, slik at det er mulig å justere for årsaker til ulikhet i inntekt som kompenseres i pensjonssystemet. Utvalget består av personer som har deltatt i AKU-panelet i 2001, og gjennom hele året; 12.109 personer i aldersgruppen 17–69 år (unntatt pensjonister og trygdede), omtrent likt fordelt på kvinner og menn².

2.1 Frivillig deltidsarbeid

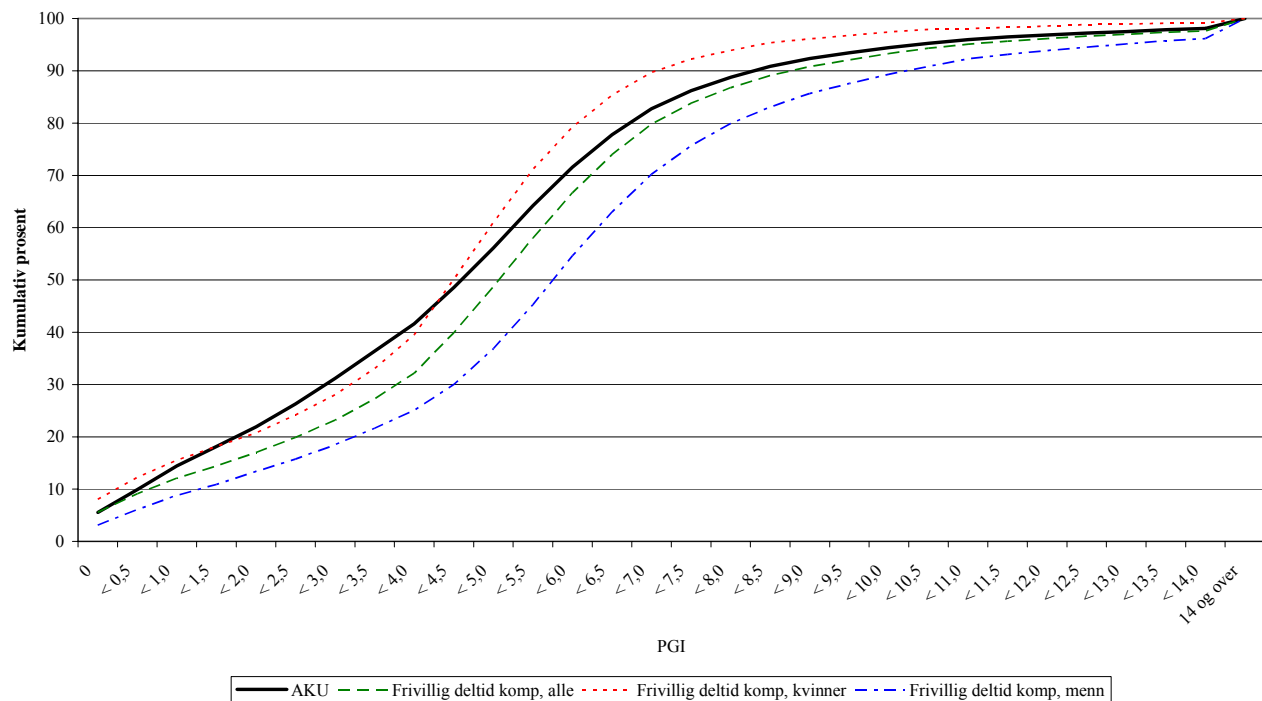
De som i AKU-undersøkelsen har oppgitt at de jobber mindre enn 36 timer per uke har fått spørsmål om de ønsker lengre arbeidstid eller ikke. Personer som har svart ”nei” på dette spørsmålet er klassifisert som frivillig deltidsarbeidende, og disse har fått oppjustert PGI som om de hadde jobbet full tid (med samme timelønn). Resonnementet bak denne oppjusteringen av inntekter er at frivillig deltid kan tolkes som ekstra konsum av fritid; i utgangspunktet kan det antas at disse personene har tilgang til høyere inntekter dersom de ønsker det. Et begrep som ”frivillig deltid” må imidlertid brukes med et visst forbehold. Det er ikke vanskelig å forestille seg at en del personer kan ha svart ”nei” på spørsmål om de ønsker lengre arbeidstid selv om de ville ha ønsket lengre arbeidstid dersom de trodde at dette var mulig. Enkelte personer vil kunne anse det som vanskelig eller umulig å øke sin stillingsbrøk, for eksempel på grunn av helsemessige forhold eller situasjonen i (det lokale) arbeidsmarkedet.

Ved å oppjustere inntekter for frivillig deltidsarbeidende finner jeg at andelen med PGI under 4G reduseres med ca. 9 prosentpoeng for kvinner og menn, sammenliknet med

² I Vestad (2006) framkommer det at inntektsfordelingen for dette utvalget ikke er veldig ulik den faktiske inntektsfordelingen for hele befolkningen i 2003, slik at utvalget fungerer godt som grunnlag for resonnementer om dagens inntektsfordeling. Jeg viser dessuten til Vestad (2006) for en noe grundigere beskrivelse av de ulike metodene som er benyttet, og for et bredere utvalg av tabeller og tilhørende figurer.

AKU-utvalget før oppjusteringer³. Utslaget er klart størst for kvinner; 56% av kvinnene har inntekt under 4G i AKU-utvalget, mot 40% etter at PGI er justert for frivillig deltid. For menn er andelen med PGI under 4G redusert med 3 prosentpoeng. Effekten av frivillig deltidsarbeid på inntektsfordelingen er illustrert i figur 1. Figuren viser kumulative fordelingsfunksjoner for AKU-utvalget, før og etter justeringen for frivillig deltidsarbeid. På den vertikale akse kan man avlese hvor stor andel som tjener mindre enn eller lik inntektene angitt på den horisontale akse.

Figur 1. AKU-utvalget mot AKU hvor PGI er justert for frivillig deltidsarbeid.



³ Jeg har brukt 4G som "lavinntektsgrense" i deler av oppgaven (dette tilsvarte omtrent 240.000 kr. i 2005), blant annet motivert ut fra avtalen om pensjonsreform, der det heter at "... de som har hatt en jevn inntekt på mellom 2 og 4G i 40 år skal få en høyere pensjon enn med dagens folketrygd".

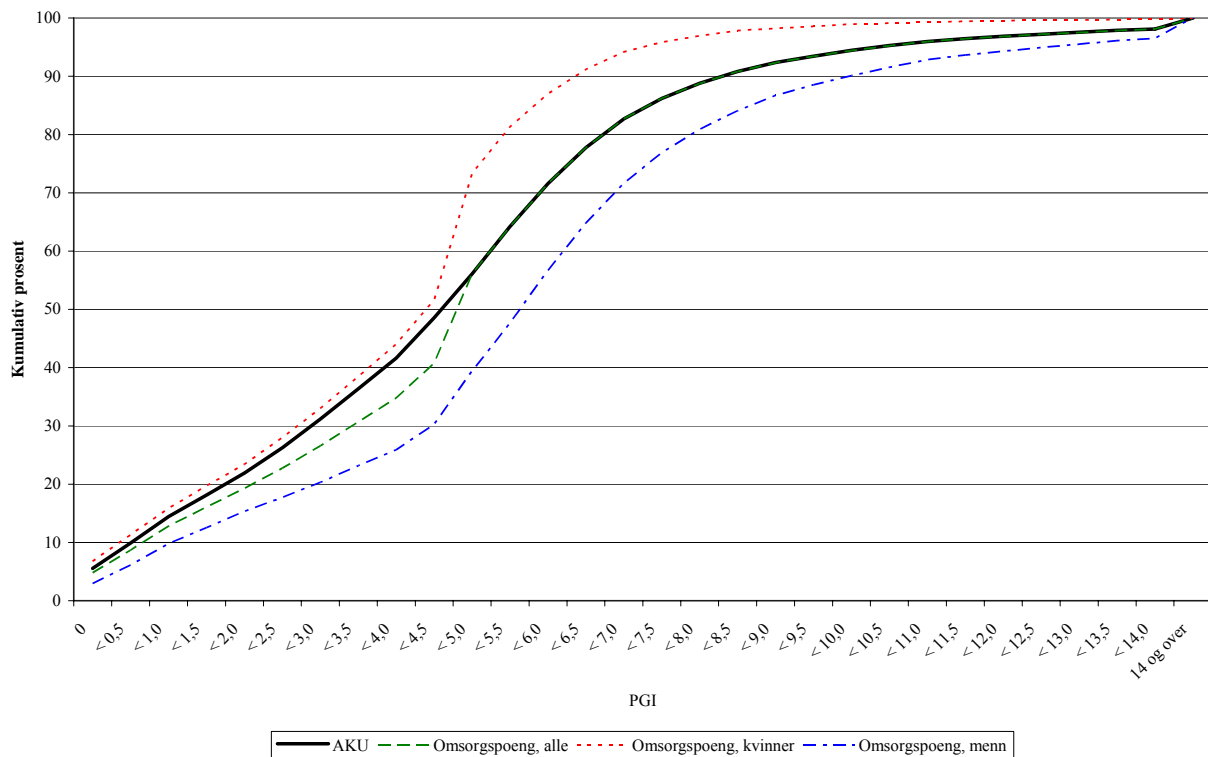
2.2 Omsorgsarbeid

Det går klart fram av avtalen om pensjonsreform at omsorgsarbeid skal gi pensjonsopptjening, og det er presisert at ”... alle som innfrir kravene til omsorgsopptjening får en minste pensjonsopptjening på 4,5G”. I våre data har vi informasjon om antall barn og om barnas alder, så omsorgsarbeid vil i denne sammenheng være definert som omsorg for små barn. De som har barn under 7 år og som har en pensjongivende inntekt under 4,5G klassifiseres som omsorgsarbeidende. Disse får oppjustert inntekter til 4,5G.

Ved å gi kompensasjon for omsorgsarbeid finner jeg at andelen med PGI under 4G reduseres med 7 prosentpoeng sammenliknet med AKU-utvalget før kompensasjonen. For kvinner er andelen redusert med 12 prosentpoeng, mot en reduksjon på 2 prosentpoeng for menn. Kompensasjon for omsorgsarbeid fører dessuten til at færre står helt uten opptjente pensjenspoeng for 2001. Andelen uten pensjongivende inntekt reduseres med 0,7 prosentpoeng når omsorgspoeng medregnes – 1,3 prosentpoeng for kvinner og 0,18 prosentpoeng for menn. Målt i prosenter er reduksjonene på 13% for kvinner og menn, 16% for kvinner og 6% for menn. Effekten av omsorgspoeng på inntektsfordelingen er illustrert i figur 2, som viser kumulative fordelingsfunksjoner for AKU-utvalget, med og uten omsorgspoeng.

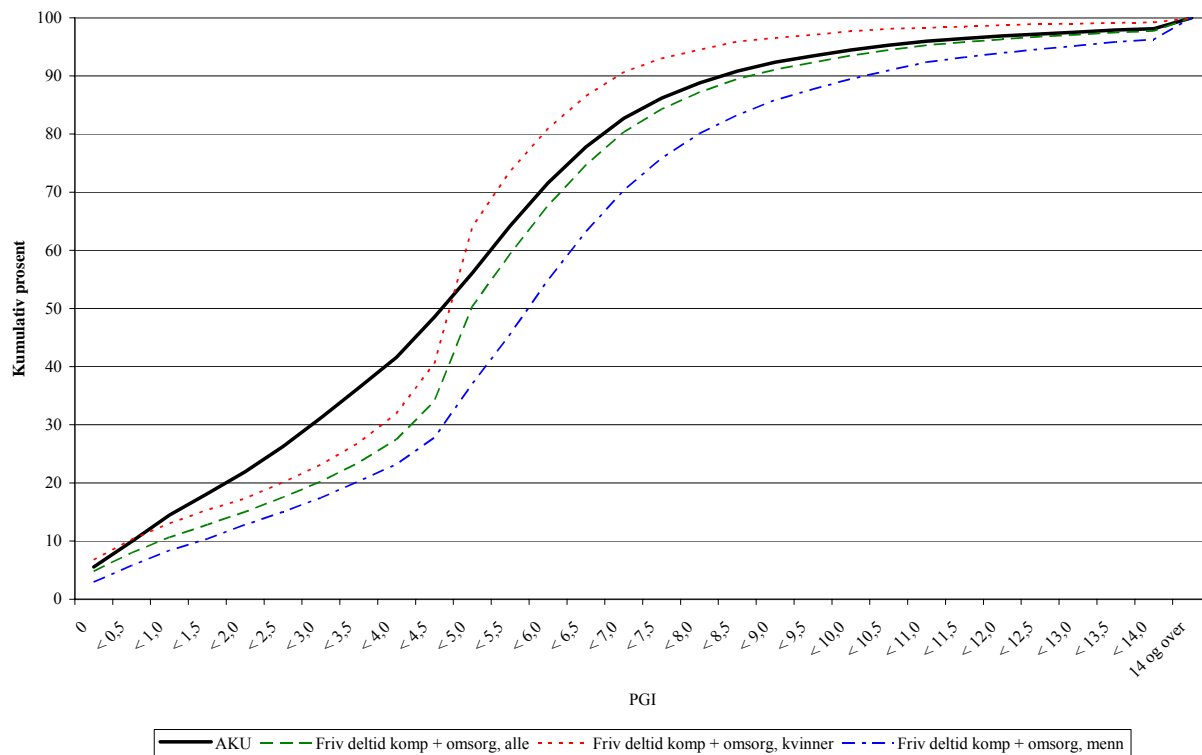
Effekten av omsorgspoeng på andelen med PGI under 4G er klart svakere enn det vi så da inntekter for frivillig deltidsarbeidende ble oppjustert. Det er sannsynlig at en del av dem som oppgir at de jobber frivillig deltid har valgt dette fordi de ønsker mer tid til små barn, slik at gruppen av frivillig deltidsarbeidende til en viss grad vil overlape den gruppen som kvalifiserer til omsorgspoeng.

Figur 2. AKU-utvalget mot AKU med omsorgspoeng.



Den samlede effekten av frivillig deltidsarbeid og omsorgsarbeid er illustrert i figur 3, som viser kumulative fordelingsfunksjoner for AKU-utvalget med inntektene slik de opprinnelig var, og for det samme utvalget etter at frivillig deltidsarbeidende har fått oppjustert inntekter som ovenfor, og hvor omsorgspoeng er inkludert. De som jobber frivillig deltid, som har opprinnelig inntekt under 4,5G og som har barn under 7 år får her kompensasjon for omsorgsarbeid (og ikke for frivillig deltidsarbeid, som i figur 1). Andelen med PGI under 4G er nå redusert med 14 prosentpoeng for kvinner og menn, 24 for kvinner og 5 for menn.

Figur 3. AKU-utvalget mot AKU hvor PGI er justert for frivillig deltidsarbeid og for omsorgsarbeid.



2.3 Avtjening av verneplikt, studier og selvvalgt ikke-deltakelse

Studier og avtjening av verneplikt er årsaker til bortfall av inntekt som ikke er spesielt bekymringsverdige for fordelingen av pensjonsrettigheter, ettersom de begge representerer transitoriske inntektsbortfall. Utdanning fører til lav (eller ingen) inntekt over en periode, men dette kompenseres blant annet med høyere lønn etter fullført utdanning⁴, og for mange er det også knyttet et viktig selvrealiseringsaspekt til utdanning. Nå vil imidlertid innføring av ”alleårsregelen” medføre at alternativkostnaden ved utdanning øker (i form av reduserte pensjonsutbetalinger), men det vurderes om studier skal gi opptjening av pensjospoeng. Avtjening av verneplikt skal i følge avtalen om pensjonsreform gi opptjening av pensjospoeng, men det er foreløpig uklart hvor mye vernepliktige skal kompenseres.

Selvvalgt ikke-deltakelse er antakelig ikke et veldig utbredt fenomen, og det er uansett et begrep som bør brukes varsomt (jfr. diskusjonen ovenfor om frivillig deltid). Det kan imidlertid tenkes at noen kan klare seg helt uten inntektsgivende arbeid eller

⁴ Raaum m.fl. (1999) ser på effekten av ulike typer utdanning på livsløpsinntekter.

arbeidsledighetstrygd, og at disse av ulike grunner selv har valgt ikke å jobbe. Disse vil naturligvis få lave pensjonsutbetalinger, men dette gir liten grunn til bekymring, gitt at det kommer som et resultat av rasjonelle aktørers frie valg og avveininger⁵.

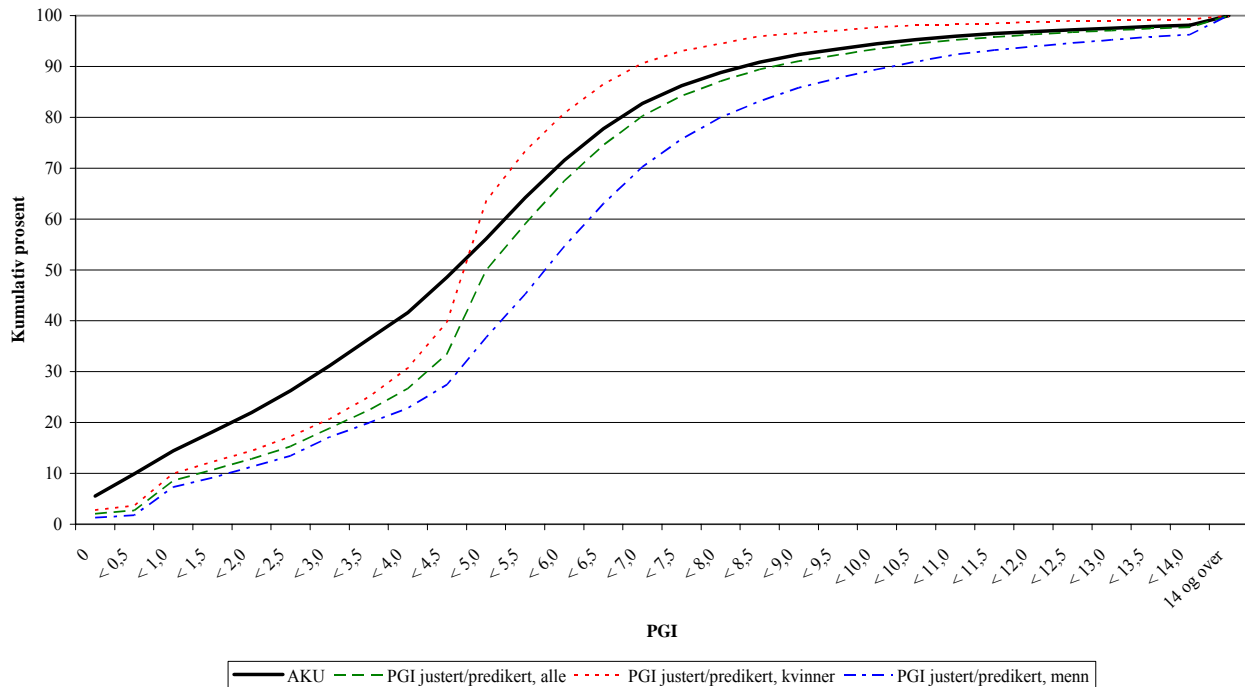
For å belyse effekten av studier og avtjening av verneplikt på inntektsfordelingen har jeg oppjustert inntektene for studenter og vernepliktige. Siden det foreløpig er uklart hvor mye disse gruppene skal kompenseres (og om studenter i det hele tatt skal ha rett til kompensasjon) har jeg tatt utgangspunkt i ordningene slik de fungerer i Sverige. Studenter har fått en minste PGI på 0,5G, og vernepliktige på 2,5G. I tillegg har jeg forsøkt å predikere inntekter for en liten gruppe som er klassifisert som selvvalgt ikke-deltakende, basert blant annet på spørsmål om ønske om inntektsgivende arbeid.

Andelen med PGI under 4G er nå svakt redusert, sammenliknet med det samme utvalget, men hvor inntektene bare var justert for frivillig deltid og omsorgsarbeid (figur 3). En tilsvarende sammenlikning viser imidlertid at andelen uten inntekt er redusert med 2,8 prosentpoeng for kvinner og menn, 4 for kvinner, og 1,6 for menn. Dette innebærer reduksjoner på henholdsvis 58, 59 og 56 prosent.

Figur 4 illustrerer den samlede effekten av frivillig deltidsarbeid, selvvalgt ikke-deltakelse, omsorgsarbeid, studier, og avtjening av verneplikt. Den viser den kumulative fordelingsfunksjonen for AKU-utvalget, samt fordelingsfunksjoner for det samme utvalget, hvor inntektene er justert for ovennevnte forhold. Dersom vi sammenlikner med AKU-utvalget og inntektsfordelingen slik den opprinnelig var, finner vi at andelen med PGI under 4G er redusert med 15 prosentpoeng for kvinner og menn, 25,1 for kvinner, og 5,1 for menn. Andelen uten pensjonsgivende inntekt er redusert med henholdsvis 3,5, 5,3 og 1,8 prosentpoeng (hvilket tilsvarer reduksjoner på henholdsvis 63, 65 og 58 prosent).

⁵ Dette er imidlertid en forholdsvis streng forutsetning. Selv om det er et svakere normativt grunnlag for å utjevne inntektsforskjeller som kan sies å være selvvalgte enn det er for å utjevne såkalte ufrivillige inntektsforskjeller (som for eksempel kan være et resultat av at folk er født med forskjellige evner), så vil det ofte være slik at noen velger "feil". Mange vil mene at en bør forsøke å utjevne inntektsforskjeller som følger av at enkelte har tatt "gale" beslutninger, for eksempel på grunn av mangelfull informasjon om ulike valgmuligheter og om konsekvenser av forskjellige valg.

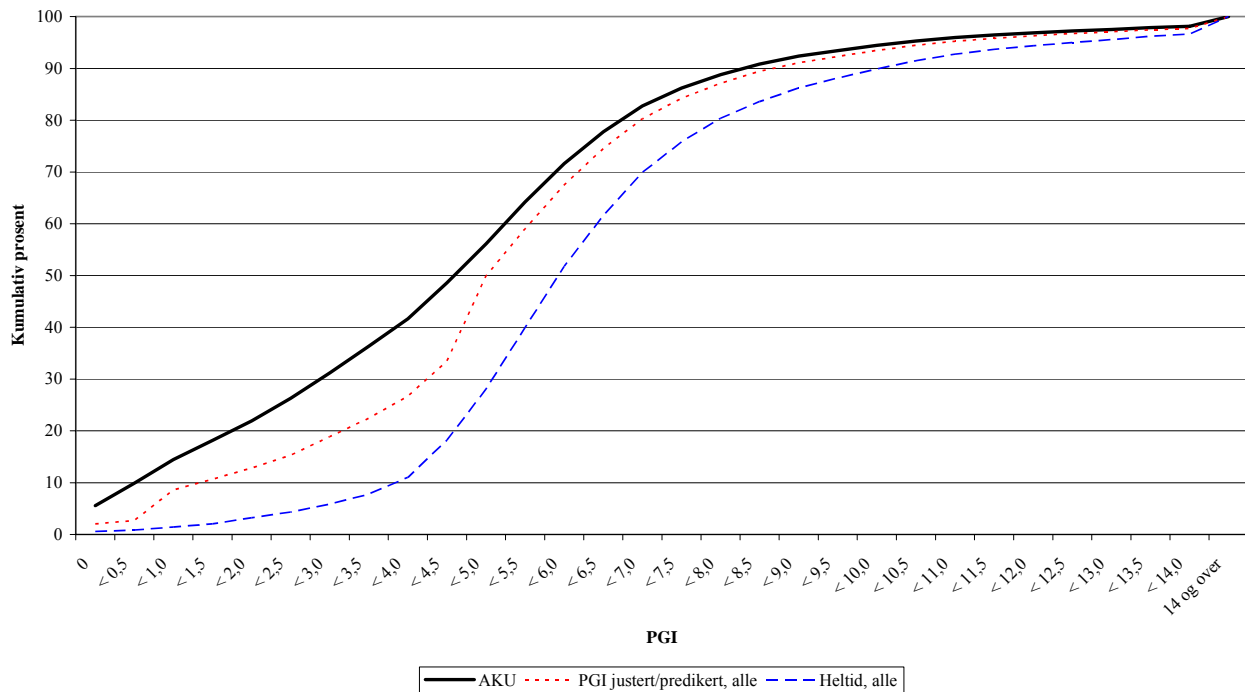
Figur 4. AKU-utvalget mot AKU hvor PGI er justert for frivillig deltid og omsorgsarbeid, og hvor studenter og vernepliktige kompenseres, og inntekter predikeres for frivillig ledige.



2.4 Ufrivillig ledighet og undersysseletting

Jeg har forsøkt å gi et bilde av hvor mye inntektsulikhet som gjenstår når det er korrigert for selvvalgt ulikhet i arbeidstid og for omsorgsarbeid, og når studenter og vernepliktige har fått kompensasjon. Denne gjenværende ulikheten kan dels spores til ulikheter i timelønn, og dels til undersysseletting (at enkelte ikke får så mye arbeid som de ønsker) og ledighet. Figur 5 viser AKU-utvalget hvor PGI er justert/predikert som i figur 4, mot den kumulative fordelingsfunksjonen for heltidsarbeidende (5.962 personer). Figuren vil til en viss grad belyse effekten av undersysseletting og ledighet på inntektsfordelingen, bortsett fra at det ikke nødvendigvis er rimelig å anta at inntektsfordelingen for heltidsarbeidende gir et riktig bilde av hvordan inntektsfordelingen ville ha vært dersom alle arbeidet heltid (blant annet fordi at heltidsarbeidende typisk har høyere timelønn enn deltidsarbeidende).

Figur 5. AKU-utvalget mot AKU hvor PGI er justert/predikert, og mot heltidsarbeidende.



Den ”gjenstående” gruppen med PGI under 4G (de som har PGI under 4G etter at inntektene er justert/predikert som i figur 4 og 5) består i stor grad av unge (51% er under 30 år) og av disse er 72% studenter. 39% er mellom 30 og 59 år, og blant disse er det to tredeler kvinner, 30% har arbeidstid lik null, 25% har bare ungdomsskole (mot 10% blant heltidsarbeidende i AKU-utvalget) og litt under 40% (mot 23%) har fullført ett eller to års videregående utdanning.

Blant de som har PGI lik 0 etter ovennevnte justeringer er omtrent to tredeler kvinner. Hovedtyngden (57%) er mellom 30 og 59 år, og av disse har 43% ungdomsskole som høyeste utdanning. Litt under 36% er mellom 60 og 69 år.

3. Årsinntekter versus livsløpsinntekter

Det kan argumenteres for at livsløpsinntekter (definert som den neddiskonterte summen av årsinntektene over livsløpet) i flere sammenhenger er et godt mål på velferd, og det kan påvises en direkte sammenheng mellom individets livsløpsinntekt og individets nyttenivå⁶. Dessuten argumenterte jeg innledningsvis for at livsløpsinntekter er svært relevante i forbindelse med det nye pensjonssystemet, i og med at det er den enkeltes fullstendige inntektshistorie som vil bestemme pensjonsutbetalingene. Det vil imidlertid alltid være knyttet en del usikkerhet til analyser av livsløpsinntekt, fordi man sjelden har kjennskap til individets fullstendige inntektshistorie. Det typiske er at man kjenner en del av inntektshistorien, og estimerer den delen man ikke observerer. Resultatene fra en slik estimeringsprosess vil ofte være avhengig av ulike forutsetninger, som for eksempel valg av diskonteringsrente. Raaum m.fl. (1999) viser hvordan forskjeller i livsløpsinntekter er følsomme for valg av diskonteringsrente, siden inntektene fordeler seg ulikt over livsløpet, blant annet avhengig av valg av utdanning.

Som et alternativ til (delvis) estimerte livsløpsinntekter har jeg valgt å benytte årsinntekter som antas å være rimelig representative for permanentinntekten. Haider og Solon (2005) tar utgangspunkt i Friedmans arbeider med å analysere egenskaper ved konsumfunksjoner, estimert ved hjelp av årsinntekter i stedet for permanentinntekter. Tanken er at årsinntektene består av to (hoved)komponenter; én permanent komponent – permanentinntekten, og én transitorisk komponent, modellert som et stokastisk restledd. Det er vanlig å forutsette at restleddene summeres til 0 over livsløpet, og vi forstår dermed at permanentinntekten er den mest relevante av disse to komponentene, gitt at en ønsker informasjon om inntekter over livsløpet som en helhet. Jeg benytter årsinntekter for kvinner og menn i aldersgruppen 30-45 år, basert på en antakelse om at mange når toppen av sin yrkesaktive karriere i dette aldersintervallet. Haider og Solon (2005) viser at årsinntekter for kvinner og menn i alderen 30 til 45 år er de som bør benyttes, dersom årsinntekter skal benyttes som proxy for livsløpsinntekter. Böhlmark og Lindquist (2005) bekrefter disse resultatene ved hjelp av en helt tilsvarende analyse på andre data, men påpeker at årsinntekter for kvinner mellom 40 og 45 år er langt mer representative for livsløpsinntekten enn årsinntekter for kvinner i 30-årene.

⁶ Se Moen og Semmingsen (1996) for en grundigere diskusjon.

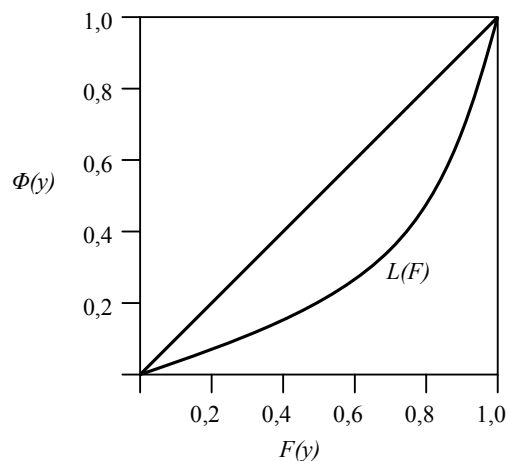
I neste kapittel vil jeg beskrive fordelingen av årlige inntekter og endringer i disse over tid. Det er nøye påvist i litteraturen at variasjonen i årlige inntekter er langt høyere enn variasjonen i livsløpsinntekter, og dette er et godt argument for å benytte et livsløpsperspektiv i forbindelse med måling av ulikhet. Bjørklund (1993) viser at spredningen i livsløpsinntekt er omtrent 35-40% lavere enn spredningen i årlig inntekt, og at årsaken til dette først og fremst er høy variasjon i årlige inntekter i ung alder. Spredningen i årlige inntekter for aldersgruppen 30-65 år er ifølge Bjørklund ikke mye høyere enn spredningen i livsløpsinntekter, noe som ytterligere understøtter valget av årlige inntekter for aldersgruppen 30-45 år.

Jeg viste i forrige kapittel at en vesentlig del av de laveste inntektene kan sies å være et resultat av individuelle avveininger mellom arbeid og fritid, og jeg argumenterte for at disse lavinntektene ikke gir særlig grunn til bekymring i et fordelingsperspektiv. Slike ”selvvalgte” inntektsforskjeller vil naturligvis også gjøre utslag i livsløpsinntekter. Ved å benytte årsinntekter fra de årene som antas å være toppen av yrkeskarrieren for de aller fleste, vil man kunne gjøre betraktninger om ulike personers inntekspotensiale – om hva de kan generere av inntekter dersom de ønsker.

4. Inntektsulikhet over tid – Lorenzkurver og ulikhetsmål⁷

Lorenzkurven ble først introdusert i 1905, og har siden vært et nyttig verktøy for illustrasjon av ulikhet. Lorenzkurven er basert på en befolknings kumulative fordelingsfunksjon, $F(y)$, som for enhver inntekt y viser hvor stor andel av befolkningen som tjener mindre enn eller like mye som y (slike funksjoner ble benyttet i kapittel 2). Dersom vi betegner de ulike verdiene fordelingsfunksjonen kan anta med F , slik at $F \equiv F(y)$, så vil det alltid være slik at $0 \leq F \leq 1$. Deretter definerer vi en funksjon $\Phi(y)$ som viser hvor stor andel av befolkningens totale inntekt som tilfaller den delen av befolkningen som har inntekter mindre enn eller lik y . Vi forstår at det må være slik at når $F(y)=0$ (ingen tjener mindre enn eller like mye som y) så er også $\Phi(y)=0$, og når $F(y)=1$ (ingen tjener mer enn y) så er også $\Phi(y)=1$.

I figur 6 måler vi $F(y)$ horisontalt, og $\Phi(y)$ vertikalt, og Lorenzkurven framkommer når vi plotter de to funksjonene mot hverandre. Lorenzkurven, $L(F)$, er en kurve som for enhver F viser hvor stor andel av befolkningens totale inntekt som tilfaller de fattigste $100F\%$ av befolkningen. I en situasjon med fullstendig likhet vil Lorenzkurven falle sammen med 45-graderslinjen i figuren; vi kaller denne likhetskurven. I en situasjon med fullstendig ulikhet, hvor én person alene disponerer hele befolkningens samlede inntekt, vil Lorenzkurven være formet som en omvendt L. Vi forstår dermed at arealet mellom likhetskurven og Lorenzkurven vil ligge mellom 0 og $\frac{1}{2}$.



Figur 6. Lorenzkurven (vilkårlig tegnet).

Vi kan sammenlikne ulikheten i forskjellige fordelinger ved å plote de forskjellige fordelingenenes Lorenzkurver mot hverandre i samme diagram. Dersom Lorenzkurven for

⁷ Den teoretiske delen av dette kapitlet er basert på Bojer (2000) og Cowell (1995).

fordeling A i sin helhet ligger mellom Lorenzkurven for fordeling B og likhetskurven, så sier vi at fordeling A Lorenzdominerer fordeling B. Lorenz-dominans er ifølge Bojer (2000) det eneste sikre kriteriet for å sammenlikne ulikheten i fordelinger. Dersom Lorenzkurvene for to ulike fordelinger krysser hverandre, vil rangeringen av de to fordelingene kunne avhenge av hvilket ulikhetsmål som er valgt.

4.1 Valg av ulikhetsmål

Litteraturen knyttet til måling av ulikhet (i inntekt) er svært omfattende, og det er gjennom årene blitt foreslått en lang rekke forskjellige mål. Anthony B. Atkinson framsatte i 1970 fem krav (eller aksiomer) til ulikhetsmål som det ser ut til å være bred enighet om, og ulikhetsmål som ikke oppfyller disse kravene blir sjelden benyttet. Atkinsons aksiomer kan formuleres på følgende måte;

- *Overføringskravet*; dersom person i har inntekten y , og person j har inntekten $y+\delta$, hvor $\delta>0$, så skal en overføring av inntekt (Δy) fra person j til person i medføre at ulikhetsmålet indikerer redusert ulikhet (forutsatt at $0<\Delta y<1/2 \delta$).
- *Anonymitet/upartiskhet*; ulikhetsmålet skal ikke endres dersom to personer bytter plass i fordelingen, alt annet likt.
- *Størrelsesinvarians*; ulikhetsmålet skal ikke påvirkes av størrelsen på populasjonen.
- *Skalainvarians*; ulikhetsmålet skal ikke endres dersom alle inntekter endres proporsjonalt (multipliseres med en konstant forskjellig fra 0).
- *Normering*; ved fullstendig likhet (alle inntekter er like) skal ulikhetsmålet ta verdien 0, og ulikhetsmålet skal være større enn 0 dersom minst to inntekter er forskjellige.

To ulikhetsmål som er mye brukt i litteraturen, og som oppfyller disse fem kravene, er Giniindeksen (G) og variasjonskoeffisienten (c);

$$G = \frac{\frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|}{2\bar{y}} \Leftrightarrow G = \frac{2}{\bar{y}n^2} \sum_{i=1}^n iy_i - \frac{n+1}{n}, \text{ og}$$

$$c = \frac{\sqrt{\text{Var}(y)}}{\bar{y}}, \text{ hvor } \text{Var}(y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$$

Gini-indeksen er ekvivalent med det dobbelte av arealet mellom likhetskurven og Lorenz-kurven for en fordeling, og fra formelen forstår vi at indeksen er basert på hver enkelt persons plassering i fordelingen, relativt til alle andre i populasjonen⁸. Gini-indeksen vil anta verdien 1 ved fullstendig ulikhet (dersom populasjonen er tilstrekkelig stor).

Variasjonskoeffisienten er basert på variansen i inntekt - summen av alle individers kvadrerte avvik fra gjennomsnittsinntekten, dividert på antall personer i populasjonen. Variasjonskoeffisienten har ingen øvre grense, men tar verdien 0 ved fullstendig likhet, og øker med økt ulikhet. Mens Gini-indeksen legger størst vekt på ulikhet rundt midten av fordelingen, så legger variasjonskoeffisienten størst vekt på den øvre del av fordelingen.

Ulikhetsmål sies å være ordinale, og med det menes at de kan ordne ulike fordelinger etter ulikhet, men de kan ikke brukes til å måle forskjeller i ulikhet. Størrelsen på endringer i ulikhet vil være avhengig av hvilket ulikhetsmål som er brukt. Det er dessuten slik at selv om Gini-indeksen og variasjonskoeffisienten begge oppfyller Atkinsons aksiomer, så er det ikke gitt at de to målene vil rangere ulike fordelinger likt. Bojer (2000) illustrerer med et enkelt eksempel hvordan disse ulikhetsmålene kan rangere de samme populasjonene ulikt, og hvordan endringer i ulikhet over tid kan framstilles på forskjellig måte. Det er imidlertid slik at dersom fordeling A Lorenz-dominerer fordeling B , så vil alle ulikhetsmål som oppfyller Atkinsons aksiomer rangere A og B på samme måte; ulikheten i fordeling A er mindre enn ulikheten i fordeling B . Dersom Lorenz-dominans ikke er til stede, vil det alltid være minst ett ulikhetsmål som viser størst ulikhet for fordeling A og et annet som viser størst ulikhet for fordeling B . For å kunne si noe om hvordan fordelingen av pensjonsgivende inntekt i Norge har blitt endret over tid, har jeg derfor valgt å beregne begge disse målene.

⁸ Den omskrevne versjonen av Gini-indeksen er hentet fra Allison (1978).

Jeg har beregnet variasjonskoeffisienten og Gini-indeksen for kvinner og menn i aldersgruppen 30-45 år over perioden 1971 til 2003. Populasjonen er basert på demografi- og familiefiler for perioden 1993 til 2003, konstruert av SSB. I disse inngår alle de som har vært registrert som bosatt i Norge i løpet av hvert enkelt år⁹, og datasettene inneholder hovedsakelig demografi- og personopplysninger som bosted, fødested, utdanning, foreldre og sivilstatus. I tillegg har jeg koblet på opplysninger om pensjonsgivende inntekt tilbake til 1971.

For hvert år har jeg tatt ut de som har første oppholdsdato i inneværende år (eller senere)¹⁰, og fra og med 1993 har jeg i tillegg tatt ut de som har dødd i løpet av inneværende år eller tidligere (for de som har dødd før 1993 har vi ikke nøyaktig dødsdato), og de som har utvandret i løpet av året. Utvalgsstørrelsen går fra 606.556 personer i 1971 til 1.134.666 personer i 2003, og alle utvalgene er omtrent likt fordelt på kvinner og menn. En årsak til at utvalgene blir såpass mye større over perioden er at vi mangler nødvendig informasjon om en god del av de som har dødd eller utvandret før 1993. Disse er derfor ekskludert fra datasettene. I tillegg bidrar naturligvis den generelle veksten i befolkningen til at utvalgene vokser.

Inntektsopplysningene ser ut til å være (delvis) toppsensurerte fram til 1980. I 1972 hadde 89% av de med PGI større enn eller lik 12G inntekt nøyaktig lik 12G. I 1979 var andelen sunket til 19%. Fra og med 1993 var det dessuten et innslag av noen få ekstremt høye inntekter (for menn) i våre data¹¹, noe som førte til at variasjonskoeffisienten økte drastisk i absolutt størrelse, og til at den varierte langt mer enn den gjorde for årene før. Jeg valgte derfor å sensurere de aller høyeste inntektene ved å gi den rikeste prosenten av befolkningen en inntekt tilsvarende 99-persentilen. Dette er gjort for alle årene, og for både kvinner og menn.

⁹ Familiefilene er uten aldersbegrensning, mens demografifilene omfatter aldersgruppen 16-69 år.

¹⁰ For de som er født i Norge er første oppholdsdato identisk med fødselsdato.

¹¹ Den høyeste inntekten i 1993 var på 193 millioner 1993-kroner.

4.2 Variasjonskoeffisienten

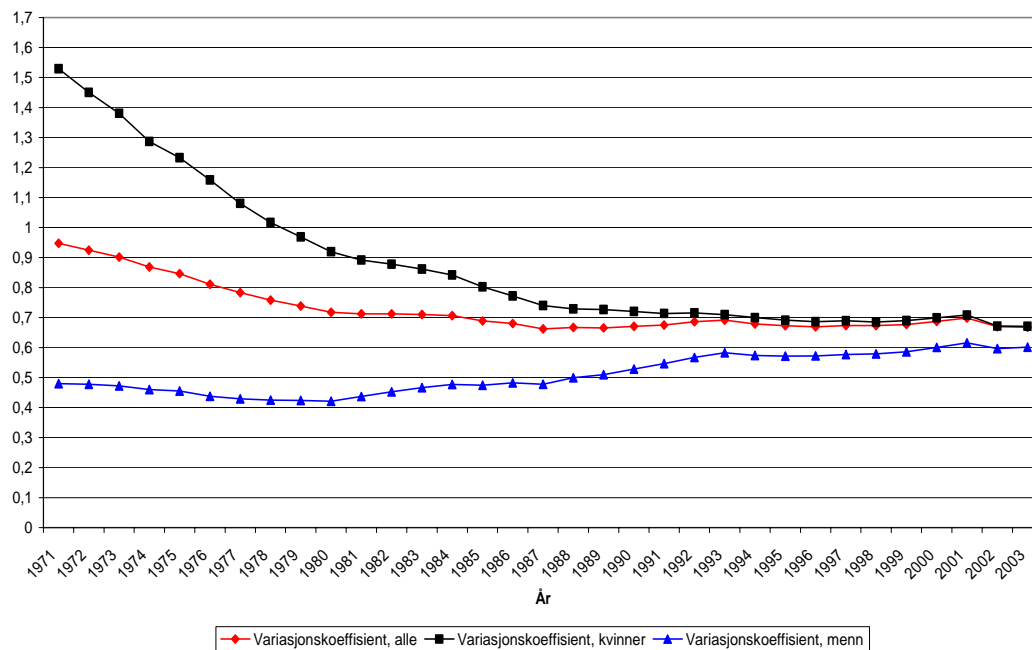
Figur 7 viser variasjonskoeffisienten for kvinner, menn, og kvinner og menn i aldersgruppen 30-45 år, for hvert år over perioden 1971 til 2003. Vi ser at ulikheten blant kvinner ble kraftig redusert fram til slutten av 80-tallet, mens den var forholdsvis stabil gjennom 90-tallet.

Variasjonskoeffisienten for kvinner har falt fra år til år over hele perioden, med unntak av noen få år rundt århundreskiftet, hvor figuren viser en svak økning.

Ulikheten blant menn ble først noe redusert fram til begynnelsen av 80-tallet, før den økte markert fram til begynnelsen av 90-tallet. Variasjonskoeffisienten for menn var forholdsvis stabil gjennom 90-tallet, hvor den fulgte omtrent samme mønster som variasjonskoeffisienten for kvinner. For perioden sett under ett har ulikheten blant menn økt.

For kvinner og menn ble ulikheten redusert fram til slutten av 80-tallet, og deretter har variasjonskoeffisienten bare gjort mindre bevegelser. For perioden sett under ett er ulikheten for kvinner og menn redusert.

Figur 7. Variasjonskoeffisienten over perioden 1971 - 2003 (sensurerte toppinntekter).

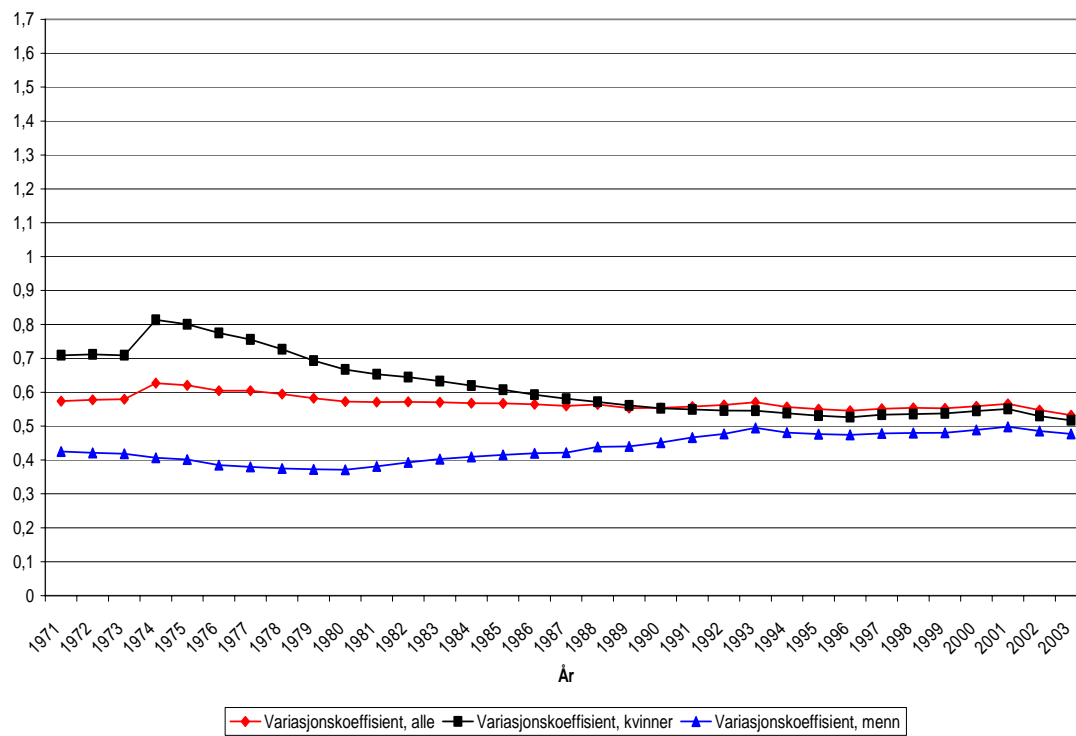


Det er grunn til å tro at en vesentlig del av reduksjonen i ulikhet for kvinner gjennom 70- og 80-tallet kan tilskrives økt yrkesdeltakelse. I Bojer (2005) presenteres en analyse av kvinners inntekt i Norge over perioden 1970-2002. Hun benytter ikke nøyaktig de samme inntektsbegreper som er benyttet i denne oppgaven, men finner likevel liknende resultater. Bojer begrunner den sterke reduksjonen i ulikhet blant kvinner mellom 1970 og 1990 på følgende måte; ”Sterkt forenklet kan vi si at for 40 år siden var en gift kvinne enten hjemmeværende husmor uten egen inntekt eller yrkeskvinne på heltid med hushjelp. I dag har praktisk talt alle kvinner egen inntekt, riktig nok i yrker med lav lønn, og ofte med arbeid på deltid. Derfor er de økonomiske forskjellene kvinner i mellom blitt mindre”. For å kunne undersøke denne hypotesen med våre data beregnet jeg variasjonskoeffisienten for kvinner og menn i samme aldersgruppe og over den samme tidsperioden, men bare for personer med positiv pensjonsgivende inntekt (figur 8).

Variasjonskoeffisienten for kvinner antar mye lavere verdier for disse begrensede utvalgene, men den indikerer fortsatt redusert ulikhet blant kvinner, for perioden sett under ett. Variasjonskoeffisienten for menn antar også lavere verdier for de reduserte utvalgene, men forskjellen er langt mindre enn den er for kvinner. Ellers er bildet som tegnes for menn svært likt i de to figurene.

Variasjonskoeffisienten for kvinner og menn indikerer fortsatt redusert ulikhet over perioden, men reduksjonen er langt mindre enn i figur 6. Vi ser dessuten at ulikheten blant kvinner og menn fra begynnelsen av 90-tallet er høyere enn den er blant kvinner. Etter at vi har begrenset utvalget til bare å omfatte kvinner og menn med positiv pensjonsgivende inntekt, er utvalget blitt mer ulikt fordelt på kvinner og menn (flere menn enn kvinner har positiv inntekt). Dermed blir ulikheten blant menn i større grad enn før dominerende i forhold til utviklingen i ulikheten blant kvinner og menn.

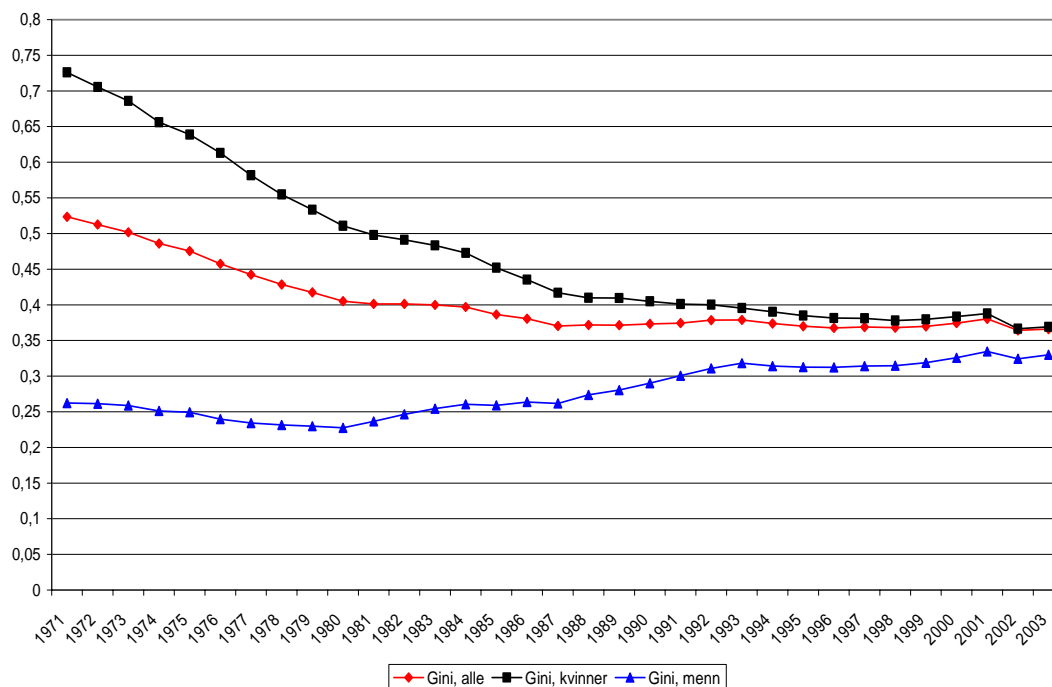
Figur 8. Variasjonskoeffisienten over perioden 1971 - 2003 (sensurert topp og bunn).



4.3 Gini-indeksen

Figur 9 viser Gini-indeksen for kvinner, menn, og kvinner og menn i aldersgruppen 30-45 år, for hvert år over perioden 1971 til 2003. Ved å sammenlikne denne med figur 7, ser vi at hovedtrekkene langt på vei er de samme. Dersom vi bare er opptatt av å si noe om trender i utviklingen i ulikhet over perioden, så spiller det derfor liten rolle om vi velger å benytte Gini-indeksen eller variasjonskoeffisienten.

Figur 9. Gini-indeksen over perioden 1971 - 2003 (sensurerte toppinntekter).



Vi ser også av figurene at de to ulikhetsmålene ordner gruppene likt i forhold til hverandre, for hvert år og over hele perioden. Ulikheten er størst blant kvinner og minst blant menn, og ulikheten for kvinner og menn ligger mellom de to undergruppene. Gini-indeksen og variasjonskoeffisienten gir altså ingen grunn til å mistenke at Lorenz-kurvene for disse tre gruppene ville krysse hverandre.

Ved å ordne verdiene på Gini-indeksen og variasjonskoeffisienten i stigende rekkefølge, finner vi at de to målene ordner ulikheten blant menn nesten identisk. Unntaket er fire år; 1994–1997. Begge målene indikerer ganske stabil ulikhet for menn over disse årene (vi må ned til tredje og fjerde desimal for å skille verdiene), men dette er likevel en indikasjon

på at Lorenzkurvene for disse årene vil krysse hverandre (se tabell 1). For kvinner ordner de to målene ulikheten fra år til år helt identisk fram til og med 1991, men for resten av perioden er resultatene tvetydige. For kvinner og menn ordnes ulikheten identisk fram til og med 1984, men forskjellig for store deler av perioden 1985–2003.

	Gini-indeksen	Variasjonskoeffisienten
1994	0,3141 (4)	0,5738 (3)
1995	0,3125 (2)	0,5718 (1)
1996	0,3123 (1)	0,5723 (2)
1997	0,3140 (3)	0,5769 (4)

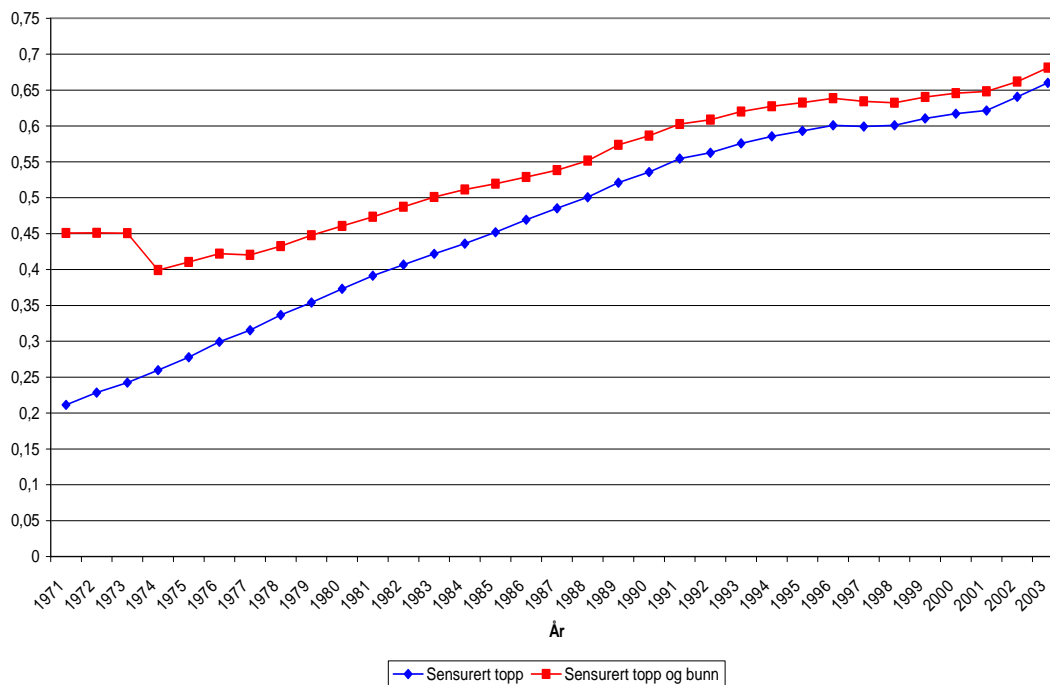
Tabell 1. Gini-indeksen og variasjonskoeffisienten for menn.
Rangering i parentes.

For å kunne si noe om forskjeller mellom kvinner og menn over perioden, har jeg også beregnet kvinners gjennomsnittlige inntekt som andel av gjennomsnittlig inntekt for menn, for de samme utvalgene. De høyeste inntektene er sensurert på samme måte som omtalt innledningsvis i kapitlet.

Vi ser av figur 10 at gjennomsnittlig pensjonsgivende inntekt for kvinner utgjorde omtrent en femdel av gjennomsnittlig pensjonsgivende inntekt for menn i 1971, men dette forholdstallet har økt ganske jevnt over hele perioden. Likevel hadde vår gjennomsnittskvinne bare to tredeler av gjennomsnittsmannens inntekt i 2003.

Kurven som i figur 10 er kalt "Sensurert topp og bunn" viser det samme forholdstallet, men utvalgene er redusert til bare å omfatte de som hadde positiv pensjonsgivende inntekt. Tallverdien for disse reduserte utvalgene er i utgangspunktet omtrent det dobbelte av verdien for de fullstendige utvalgene, men kurven for de reduserte utvalgene konvergerer mot den for de fullstendige utvalgene, og verdiene er ikke veldig forskjellige i 2003. Dette indikerer at økningen i yrkesaktivitet blant kvinner har flatet ut i løpet av perioden. Det er dessuten verdt å merke seg at kvinners inntekter har konvergert mot menns inntekter over hele perioden, med unntak av årene 1996 til 1998. For de siste årene i perioden er det igjen konvergens. Bojer (2005) finner liknende resultater; en kraftig økning i kvinners relative inntekt fra 1970 til 1990-tallet, og en utflatning på 1990-tallet.

Figur 10. Gjennomsnittlig PGI for kvinner, som andel av gjennomsnittlig PGI for menn. 1971 - 2003.



I dette kapitlet har jeg benyttet forskjellige ulikhetsmål til å analysere inntektsfordelingen i Norge mellom 1971 og 2003. Vi har sett at inntektsulikheten for kvinner og menn ble redusert på 1970-tallet, og at økt yrkesdeltakelse og dermed redusert ulikhet blant kvinner bidro sterkt til dette. Fra midten av 1980-tallet og til 2003 har ulikheten blant kvinner og menn vært forholdsvis stabil. Hægeland (2002) finner liknende resultater, etter en analyse av pensjonsgivende inntekt fra 1970 til 1997, hvor han dekomponerer endringer i ulikhet etter bidrag fra ulike faktorer. Hægeland konkluderer med at institusjonelle forhold på arbeidsmarkedet og en økning i tilbudet av høyt utdannet arbeidskraft er viktige årsaker til at inntektsulikheten i Norge har vært såpass stabil gjennom 1980- og 1990-tallet, sammenliknet med andre land.

5. Persistens av lavinntekter

For å kunne si noe om hvorvidt persistensen av lavinntektsperioder er forskjellig for ulike kohorter, har jeg etablert to paneler; ett bestående av kvinner og menn født i 1941, og ett bestående av kvinner og menn født i 1959. Disse følges i 15 år, fra de er 30 og til de er 44 år. Den eldste kohorten var 30 år i 1971 og den yngste i 1989, så jeg refererer til de to panelene som henholdsvis 1971- og 1989-kohorten.

Panelene er etablert på grunnlag av de samme dataene som er beskrevet i kapittel 4.1. De som inngår i 1971-kohorten er kvinner og menn som var 30 år i 1971, og som har første registrerte oppholdsdato i Norge før 1971. 40.527 personer tilfredsstiller disse kravene, fordelt på 20.184 kvinner og 20.343 menn. Vi har noe mer informasjon om 1989-kohorten, så her inngår de som har første registrerte oppholdsdato før 1989, som ikke har utvandret etter 1993 og som ikke har dødd i løpet av perioden. Dermed er det i utvalget 60.638 personer, fordelt på 29.640 kvinner og 30.998 menn.

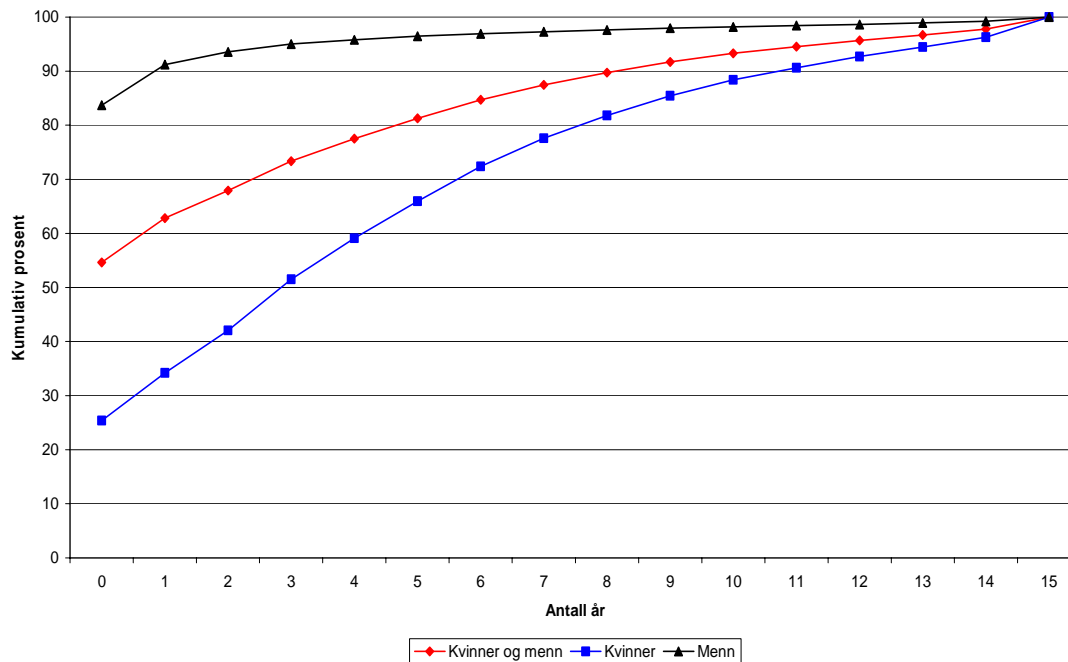
For begge panelene har jeg observert antall år uten pensjonsgivende inntekt, antall år med inntekt mindre enn eller lik 1G (som til nå har vært nedre grense for opptjening av pensjonspoeng) og antall år med inntekt under 4G. Dette benytter jeg til å påvise eventuelle forskjeller mellom de to kohortene, og jeg ser særlig etter endringer i kjønnsbalansen.

5.1 Antall år uten pensjonsgivende inntekt

Figur 11 gjengir kumulative prosenter over antall år uten pensjonsgivende inntekt for 1971-kohorten. På den vertikale aksene kan man avlese hvor mange som hadde færre enn eller like mange år uten inntekt som angitt på den horisontale aksene. Noe over 2% var uten inntekt over hele perioden, og de fleste av disse (83%) er kvinner. I den andre enden av figuren ser vi at nesten 55% hadde positiv inntekt over hele perioden, og over $\frac{3}{4}$ av disse er menn.

Blant mennene i 1971-kohorten hadde 84% positiv pensjonsgivende inntekt for hele perioden, og under 10% hadde mer enn ett år uten inntekt. Blant kvinnene i den samme kohorten hadde litt over 25% positiv inntekt over hele perioden, og nesten 35% av kvinnene hadde minst fem år uten inntekt. Omtrent 4% av kvinnene var uten inntekt i hele perioden. Blant de som hadde minst ett år uten inntekt er 82% kvinner.

Figur 11. Antall år uten pensjonsgivende inntekt. 1971-kohorten.

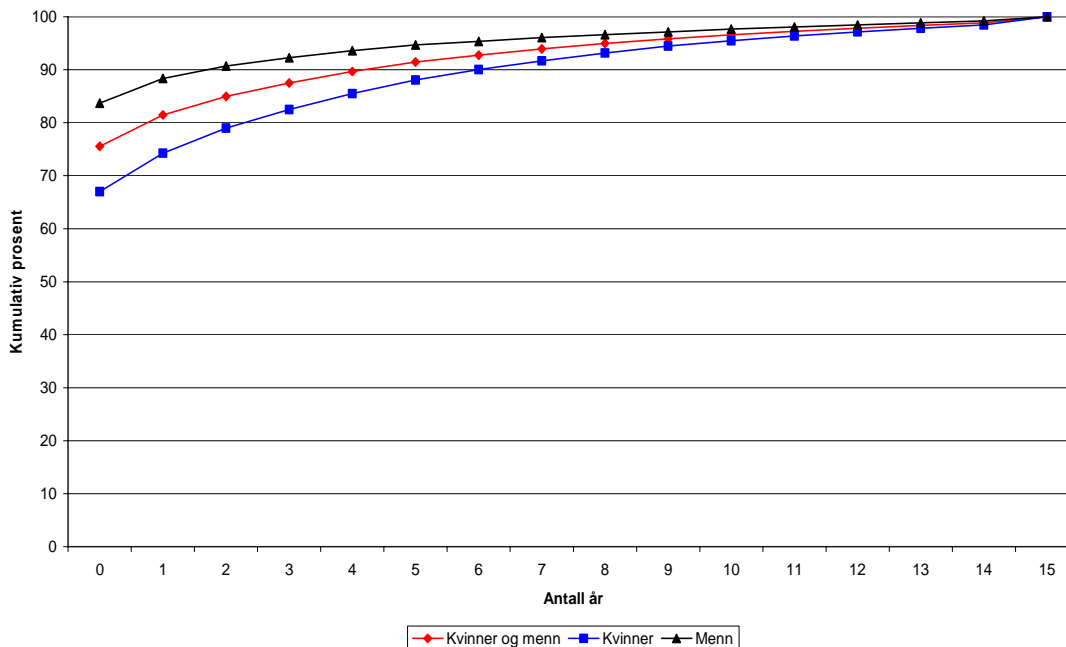


Vi ser av figur 12 at situasjonen var ganske annerledes for den yngste kohorten. Over $\frac{3}{4}$ hadde positiv inntekt over hele perioden, og kjønnsfordelingen i denne gruppen er jevnere enn den var for den eldste kohorten – 43% kvinner og 57% menn. Bare 1% var helt uten inntekt, og av disse er 65% kvinner.

Det ser ut til at situasjonen var omtrent den samme for menn i 1989-kohorten, sammenliknet med menn i den eldste kohorten. Andelen med positiv pensjonsgivende inntekt for hele perioden er nesten uendret, men mens noe *under* 10% av mennene i 1971-kohorten hadde mer enn ett år uten inntekt, så har noe *over* 10% av mennene i den yngste kohorten minst ett år uten inntekt. Blant menn var det altså omtrent like vanlig å ha positiv inntekt over hele perioden som det var for 1971-kohorten, men litt flere hadde lengre perioder uten inntekt i 1989-kohorten.

For kvinner er situasjonen endret ganske dramatisk. 67% hadde positiv inntekt over hele perioden, og noe over 10% hadde minst fem år uten inntekt. Kvinner er fortsatt overrepresentert blant de som hadde minst ett år uten inntekt, men kvinneandelen i denne gruppen er redusert til 65% for 1989-kohorten.

Figur 12. Antall år uten pensjonsgivende inntekt. 1989-kohorten.



5.2 Antall år uten opptjente pensjonspoeng

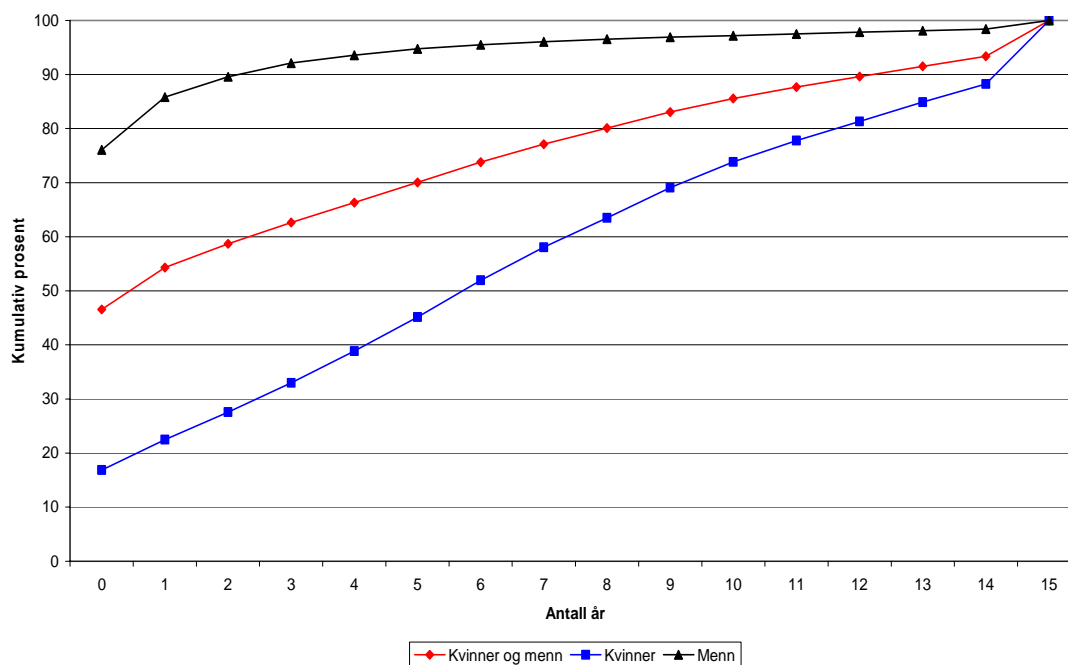
I forrige avsnitt var fokuset på dem som var helt uten inntekt i ett eller flere av de årene som kan antas å være de beste årene i yrkesaktiv karriere for de aller fleste. Noen av disse kan selvfølgelig ha hatt andre typer inntekt (f.eks. mottatt aksjeutbytte), men de fleste var antakelig uten inntektsgivende arbeid de årene de ikke hadde pensjonsgivende inntekt. I dette avsnittet ser vi hvor store andeler som hadde ett eller flere år med inntekter under 1G. I disse gruppene vil naturligvis alle uten inntekt inngå, men i tillegg får vi med de som har hatt en viss inntekt, men som ikke har opptjent pensjonspoeng.

Figur 13 illustrerer situasjonen for 1971-kohorten. Omtrent 45% hadde inntekter over nedre grense for opptjening av pensjonspoeng i 15 år, og i denne gruppen er 82% menn. 30% hadde minst 5 år uten opptjente pensjonspoeng. Over 6% hadde inntekt under 1G over hele perioden, og blant disse er 88% kvinner.

17% av kvinnene hadde inntekter over 1G i 15 år, mens 12% hadde inntekter under 1G over hele perioden. Vi ser at kurven som går gjennom punktene i figuren er nesten lineær, hvilket indikerer at kvinnene er ganske jevnt fordelt mellom de to ytterpunktene. For kvinner i denne kohorten var det omtrent like vanlig å ha inntekt under 1G i ett år som det var å ha inntekt under 1G i 9 år (omtrent 6% av kvinnene faller inn under hver av disse kategoriene).

Over $\frac{3}{4}$ av mennene i 1971-kohorten hadde inntekter over 1G over hele perioden, men over 10% hadde minst to år uten pensjonsopptjening.

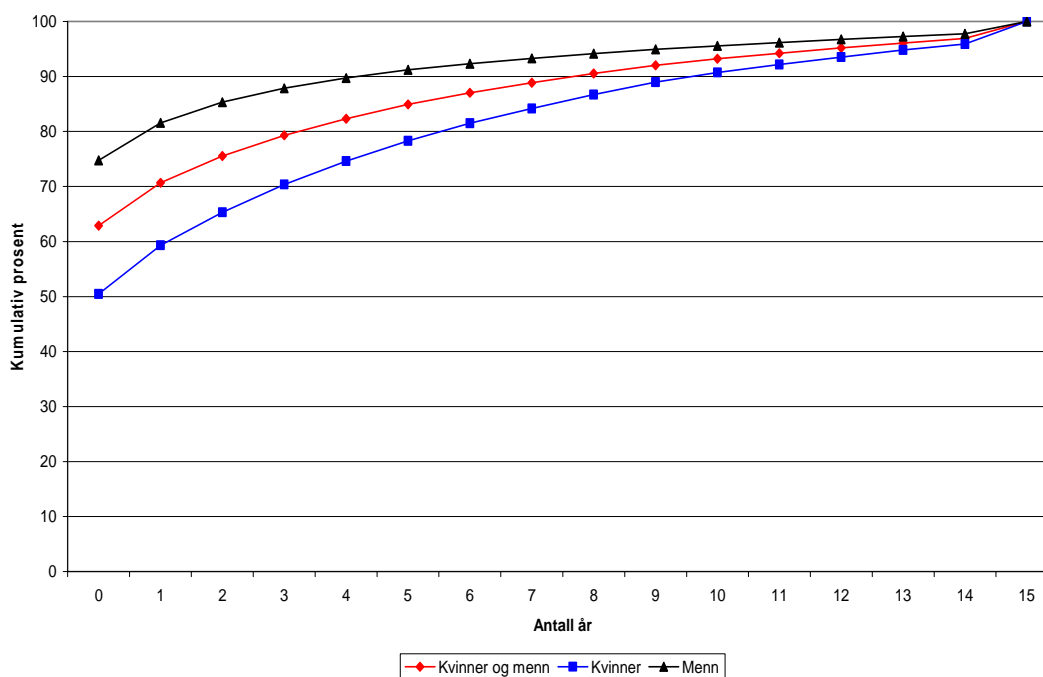
Figur 13. Antall år uten opptjente pensjonspoeng. 1971-kohorten.



For den yngste kohorten er andelen med inntekter over 1G i 15 år steget til 63%, og det skyldes ene og alene at langt flere kvinner faller inn under denne kategorien enn det som var tilfellet for 1971-kohorten. Vi ser dessuten av figur 14 at noe *under* $\frac{3}{4}$ av mennene i 1989-kohorten hadde 15 år med pensjonsopptjening – en litt mindre andel enn for den eldste kohorten. Vi kjenner også igjen den samme forskjellen mellom menn i de to kohortene som vi observerte i kapittel 5.1; kurven som går gjennom punktene i figuren er mindre konkav enn den var for menn i den eldste kohorten, hvilket betyr at mennene i den yngste kohorten i større grad er fordelt ut over skalaen enn menn i den eldste kohorten.

De største forskjellene finner vi imidlertid når vi sammenlikner kvinner i de to kohortene. Over halvparten av kvinnene i 1989-kohorten hadde pensjongsgivende inntekt over 1G i 15 år, og i den andre enden av figuren ser vi at bare 4% hadde inntekter under det samme nivået over hele perioden.

Figur 14. Antall år uten opptjente pensjenspoeng. 1989-kohorten.

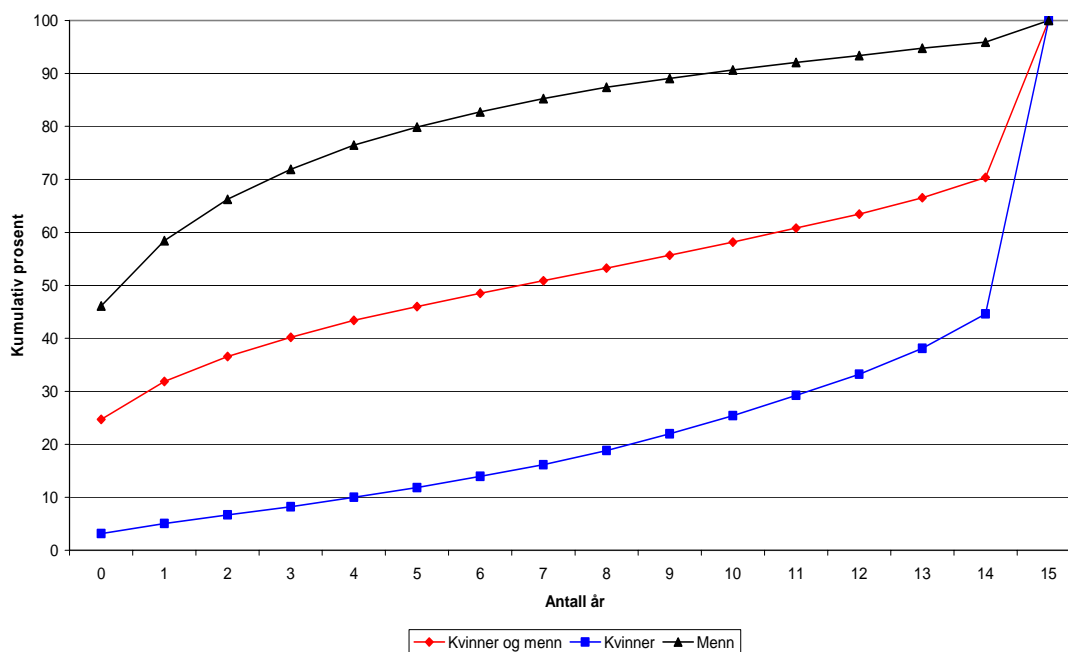


5.3 Antall år med pensjonsgivende inntekt under 4G

Jeg har også beregnet antall år med pensjonsgivende inntekt under 4G for de to kohortene. Figur 15 illustrerer situasjonen for 1971-kohorten. 25% hadde inntekt over 4G over hele perioden, og 94% av disse er menn. 30% hadde inntekt under 4G i 15 år, og blant disse er 93% kvinner. Bare 3% av kvinnene hadde inntekt over 4G i 15 år, og i den andre enden av figuren ser vi at over halvparten (55%) hadde inntekt under det samme nivået over hele perioden.

Blant mennene i den samme kohorten hadde 46% inntekt over 4G over hele perioden, hvilket innebærer at over halvparten hadde minst ett år med inntekt under 4G. 4% av mennene hadde inntekt under 4G i 15 år.

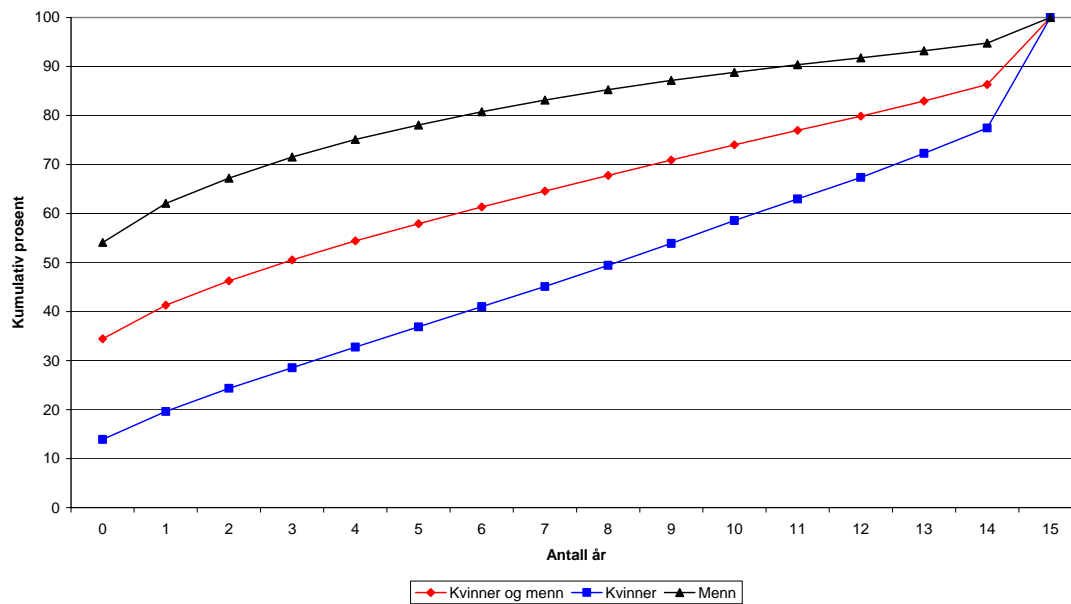
Figur 15. Antall år med PGI under 4G. 1971-kohorten.



I 1989-kohorten hadde 34% inntekt over 4G over hele perioden, og i denne gruppen er de aller fleste (80%) menn. I den andre enden av figur 16 ser vi at 14% hadde inntekt under 4G i 15 år, og kjønnsbalansen er snudd på hodet i forhold til den sist omtalte gruppen; 80% er kvinner. 14% av kvinnene i denne kohorten hadde inntekt over 4G over hele perioden, men ganske nøyaktig halvparten av kvinnene hadde inntekt under 4G i mer enn halve perioden (over 8 år), og 23% hadde inntekt under 4G i hele perioden.

54% av mennene i 1989-kohorten hadde inntekt over 4G i 15 år, men vi ser også av figuren at kurven mellom punktene er mindre krummet for menn i denne kohorten enn den var for 1971-kohorten. Andelen med inntekt under 4G i mer enn tre år er større for 1989-kohorten enn den var for 1971-kohorten, og blant menn i den yngste kohorten hadde 5% inntekt under 4G i 15 år.

Figur 16. Antall år med PGI under 4G. 1989-kohorten.



5.4 Omsorgsarbeid

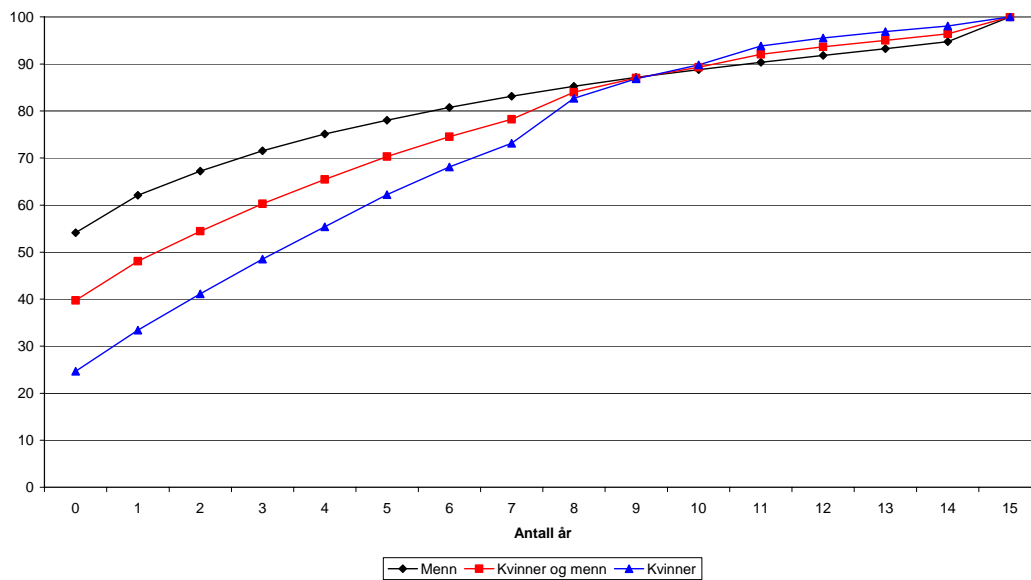
Jeg argumenterte innledningsvis for at det i et pensjonspolitisk perspektiv er liten grunn til å gripe inn overfor inntektsulikhet som kompenseres i pensjonssystemet, og i kapittel 2 så vi på effekten av omsorgspoeng på inntektsfordelingen i 2001. Her videreføres metoden fra kapittel 2.2. Jeg tar utgangspunkt i 1989-kohorten, og oppjusterer inntektene til 4,5G for kvinner som har hatt barn under 7 år i løpet av perioden, for hvert år fra og med det året barnet er født, og til og med det året barnet fyller 6 år. Dette er i tråd med det som er foreslått av pensjonskommisjonen, men noe forenklet. Det er også gjort ytterligere en forenkling i forhold til metoden som ble brukt i kapittel 2, i den forstand at det nå bare er kvinner som får kompensasjon¹².

Resultatet av disse justeringene kan vi se i figur 17. Vi ser at 40% hadde inntekter over 4G over hele perioden. Det er fortsatt en klar overvekt av menn i denne gruppen – 70% av gruppen med inntekter over 4G i 15 år er menn, mot 80% før omsorgspoeng var medregnet (figur 16). Under 4% hadde inntekter under 4G i 15 år, og når omsorgspoeng medregnes er et klart flertall (74%) av denne gruppen menn.

Omtrent ¼ av kvinnene hadde inntekter over 4G over hele perioden, og under 2% hadde inntekter under 4G i 15 år. Under 20% av kvinnene hadde inntekter under 4G i mer enn halve perioden (over 8 år), mot 50% av kvinnene før omsorgspoeng var medregnet. Før (kvinner) inntekter ble justert for omsorgspoeng, var det flertall av menn i kategoriene 0 til 3 år med inntekt under 4G, og det var flertall av kvinner fra og med 4 år og oppover. Etter justeringer er det flest menn i den første gruppen (ingen år under 4G), flest kvinner fra og med ett og til og med 12 år med inntekt under 4G, og det er flest menn som har 13, 14 og 15 år med inntekter under 4G.

¹² I kapittel 2.2 fikk den av ektefellene som hadde den laveste faktiske inntekten oppjustert sin inntekt. Dermed var det også noen menn som fikk kompensasjon for omsorgsarbeid, men 85% var kvinner. Det er tilstrekkelig informasjon i datasettene som her er benyttet til å gi kompensasjon også til menn, men programmeringen ville i så fall ha blitt betydelig mye mer omfattende og tidkrevende.

Figur 17. Antall år med PGI under 4G. 1989-kohorten, med omsorgspoeng for kvinner med små barn.



I dette kapitlet har vi sett vesentlige forskjeller mellom to kohorter, født med 18 års mellomrom. Det har særlig skjedd endringer blant kvinner, slik at kjønnsforskjellene er en del mindre for den yngste kohorten. Vi kan dessuten se at det var noe mer vanlig med lengre perioder med lav (eller ingen) inntekt for menn i den yngste kohorten enn det var for menn i den eldste kohorten. Ellers har vi sett at det var omtrent like vanlig for menn i de to kohortene med inntekt over 0 og 1G i 15 år, noe som kan tyde på at arbeidskraftspotensialet for menn i denne aldersgruppen ikke er langt fra å være uttømt. Etter at kvinner i 1989-kohorten fikk kompensasjon for omsorgsarbeid, så vi at det fortsatt var en klar overvekt av menn blant de som hadde inntekter over 4G i 15 år, men at det var flest menn blant de som hadde de aller lengste periodene med inntekter under 4G. Jeg vil likevel påstå at kjønnsforskjellene er betydelige – også for den yngste kohorten, og etter at det er tatt hensyn til kompensasjon for kvinners omsorgsarbeid – i den forstand at kvinner kommer langt dårligere ut enn menn i samme aldersgruppe.

6. Inntektsmobilitet

Ett av Atkinsons krav til ulikhetsmål (gjengitt i kapittel 4) er at ulikhetsmålene ikke skal endres dersom to personer bytter plass i fordelingen, mens alt annet er som før. Dette virker som et rimelig krav å stille til slike mål, så lenge formålet er å måle ulikhet i samfunnet som helhet. En slik endring innad i fordelingen vil imidlertid være svært relevant for de personene som bytter plass, og generelt kan graden av inntektsmobilitet være en viktig kilde til informasjon om fordeling av inntekt over tid. Inntektsulikhet i ett enkelt år vil være mindre relevant i et samfunn med svært høy grad av inntektsmobilitet, slik at ulikheten utjevnes over tid, enn det vil være i et samfunn med mer persistent ulikhet, slik at det er de samme personene som har høye og lave inntekter fra år til år.

Som verktøy for å kartlegge graden av inntektsmobilitet har jeg valgt å benytte såkalte mobilitetsmatriser. Slike matriser kan gi mye nyttig informasjon, og de er spesielt informative i den forstand at det er mulig å skille mellom mobilitet i ulike deler av fordelingen. Jeg ønsker å belyse forskjeller i graden av årlig inntektsmobilitet mellom ulike kohorter og mellom kvinner og menn, og beregner derfor mobilitetsmatriser for de to panelene som ble etablert i forrige kapittel.

6.1 Valg av mobilitetsindeks

Jeg har beregnet mobilitetsmatriser som er slik at den enkeltes plassering i matrisen avgjøres av sammenhengen mellom inntekt i år t og inntekt i år $t+1$. Populasjonene grupperes hvert år i inntektsintervaller, hvor pensjonsgivende inntekt måles i gjennomsnittlig G . Jeg bruker 10 intervaller, definert på følgende måte; $[0], (0,1), [1,2), [2,3), [3,4), [4,6), \dots, [10,12), [12, \infty)$. Inntekt i år t måles vertikalt, og inntekt i år $t+1$ horisontalt, slik at hver enkelt plasseres i en bestemt rad på bakgrunn av inntekt i år t , og i en bestemt kolonne på bakgrunn av inntekt i år $t+1$. Hvert element angir relative frekvenser. Dermed får vi (10×10) -matriser, som er slik at summen av elementene i hver enkelt rad er identisk lik 1. Mer formelt¹³; $(k \times k)$ -matrisen P har elementer p_{ij} , hvor $p_{ij} \in [0,1] \forall i, j$, og $\sum_j p_{ij} \equiv 1 \forall i$.

¹³ Notasjonen og fremstillingen forøvrig følger i stor grad Jäntti m.fl. (2005).

Som en illustrasjon på den type mobilitetsmatriser som er benyttet, har jeg beregnet ”gjennomsnittsmatriser” for kvinner og menn i de to kohortene (se figur 18 og figur 19). Hvert element i disse matrisene er et gjennomsnitt av totalt 14 verdier; én matrise for hvert år for hvert av panelene, fra de er 30 og til de er 44 år. Matrisene som danner grunnlaget for disse ”gjennomsnittsmatrisene” er ikke gjengitt i sin helhet, men noen nøkkelverdier diskuteres nærmere i avsnittene under.

$t / t+1$	[0]	(0,1)	[1,2)	[2,3)	[3,4)	[4,6)	[6,8)	[8,10)	[10,12)	[12, ∞)
[0]	0,7600	0,1490	0,0424	0,0187	0,0088	0,0106	0,0054	0,0024	0,0011	0,0016
(0,1)	0,1823	0,5077	0,1943	0,0707	0,0253	0,0148	0,0033	0,0007	0,0004	0,0006
[1,2)	0,0480	0,1313	0,4597	0,2336	0,0761	0,0423	0,0064	0,0018	0,0004	0,0004
[2,3)	0,0242	0,0451	0,1193	0,4881	0,2032	0,0990	0,0165	0,0032	0,0010	0,0004
[3,4)	0,0132	0,0211	0,0378	0,1302	0,4768	0,2868	0,0272	0,0052	0,0011	0,0007
[4,6)	0,0054	0,0052	0,0083	0,0212	0,0634	0,7678	0,1173	0,0086	0,0019	0,0009
[6,8)	0,0046	0,0024	0,0030	0,0065	0,0130	0,1607	0,6962	0,1004	0,0097	0,0036
[8,10)	0,0068	0,0021	0,0031	0,0040	0,0071	0,0438	0,2290	0,5573	0,1213	0,0254
[10,12)	0,0096	0,0022	0,0034	0,0029	0,0070	0,0264	0,0722	0,2457	0,4524	0,1782
[12,∞)	0,0118	0,0027	0,0033	0,0037	0,0051	0,0210	0,0406	0,0788	0,1788	0,6543

Figur 18. ”Gjennomsnittsmatrise” for 1971-kohorten. Kvinner og menn.

$t / t+1$	[0]	(0,1)	[1,2)	[2,3)	[3,4)	[4,6)	[6,8)	[8,10)	[10,12)	[12, ∞)
[0]	0,7798	0,1265	0,0425	0,0246	0,0123	0,0093	0,0026	0,0012	0,0003	0,0009
(0,1)	0,2033	0,4610	0,1615	0,0923	0,0454	0,0286	0,0052	0,0014	0,0005	0,0008
[1,2)	0,0356	0,1676	0,3458	0,2481	0,1137	0,0744	0,0106	0,0023	0,0011	0,0008
[2,3)	0,0127	0,0566	0,1144	0,4658	0,2247	0,1093	0,0128	0,0022	0,0007	0,0006
[3,4)	0,0060	0,0259	0,0372	0,1373	0,4820	0,2846	0,0214	0,0039	0,0009	0,0007
[4,6)	0,0022	0,0070	0,0089	0,0201	0,0682	0,7658	0,1184	0,0069	0,0017	0,0010
[6,8)	0,0015	0,0023	0,0027	0,0043	0,0100	0,1609	0,7025	0,1015	0,0096	0,0046
[8,10)	0,0022	0,0019	0,0024	0,0028	0,0052	0,0285	0,2034	0,5810	0,1411	0,0316
[10,12)	0,0020	0,0021	0,0016	0,0020	0,0028	0,0186	0,0466	0,2065	0,5112	0,2065
[12,∞)	0,0046	0,0029	0,0035	0,0026	0,0039	0,0141	0,0243	0,0516	0,1392	0,7534

Figur 19. ”Gjennomsnittsmatrise” for 1989-kohorten. Kvinner og menn.

Dersom vi tar utgangspunkt i det første elementet i hver av disse gjennomsnittsmatrisene, kan vi se at for 1971-kohorten var det i snitt slik at 76 prosent av dem som var uten inntekt i år t også var uten inntekt i år $t+1$. For 1989-kohorten tar dette målet en noe høyere verdi; ca. 78 prosent.

Som mål på generell mobilitet har jeg valgt å bruke traseindeksen, M_T . Denne er basert på *trase*n i en kvadratisk matrise, $tr(P)$, som er definert som summen av diagonalelementene. Trase vil i denne sammenhengen være et mål på hvor mange som blir i samme inntektsgruppe fra ett år til et annet, og vi ser av formelen under at traseindeksen dermed blir et mål på hvor mange som *bytter* inntektsgruppe fra ett år til et annet;

$$M_T = \frac{k - tr(P)}{k - 1}, \text{ hvor } tr(P) = \sum_{i=j} p_{ij}, \text{ og } k \text{ er antall inntektskategorier.}$$

Jeg definerer perfekt immobilitet som en situasjon hvor alle beholder sin plassering i inntektsfordelingen fra ett år til et annet, slik at alle diagonalelementene er lik 1. Dermed vil traseindeksen ha en nedre grense på 0; $p_{ii} \equiv 1 \forall i \Rightarrow tr(P) = k \Rightarrow M_T = 0$.

Det er ikke nødvendigvis like opplagt hvordan en bør definere perfekt mobilitet. Et alternativ er en situasjon hvor plassering i fordelingen i år $t+1$ er uavhengig av plasseringen i år t , slik at hver destinasjon i mobilitetsmatrisen er like sannsynlig. I en slik situasjon vil trase, og dermed også traseindeksen, være lik 1;

$$p_{ij} \equiv \frac{1}{k} \forall i, j \Rightarrow tr(P) = 1 \Rightarrow M_T = 1.$$

En kunne også definere perfekt mobilitet som en situasjon hvor ingen beholder samme plassering i inntektsfordelingen fra ett år til et annet. I så fall vil trase være lik 0, og traseindeksen vil være større enn 1;

$$p_{ii} \equiv 0 \forall i \Rightarrow tr(P) = 0 \Rightarrow M_T = \frac{k}{k-1}.$$

Uavhengig av hvilken definisjon på perfekt mobilitet en måtte foretrekke, så forstår vi at traseindeksen vil ha en nedre grense på 0 ved perfekt immobilitet, og den vil øke med økt mobilitet.

Jeg har valgt å bruke traseindeksen først og fremst fordi den framstår som et forholdsvis intuitivt mål på generell mobilitet. En annen nyttig egenskap ved indeksen er at den kan deles i to ”del-indekser”, hvor den ene viser hvor mange som flytter oppover i fordelingen ($M_{T,U}$), og den andre viser hvor mange som flytter nedover ($M_{T,D}$);

$$M_{T,U} = \frac{\sum_i \sum_{j>i} p_{ij}}{k-1}, M_{T,D} = \frac{\sum_i \sum_{j<i} p_{ij}}{k-1}, \text{ og } M_{T,U} + M_{T,D} = M_T.$$

M_T er tilnærmet lik 0,46 for gjennomsnittsmatrisene til de to kohortene (figur 17 og figur 18), men mobiliteten er ulikt fordelt på de to delkomponentene. Mens nedovermobiliteten er noe større enn oppovermobiliteten for 1971-kohorten (0,24 mot 0,23), så er oppovermobiliteten klart størst for 1989-kohorten (0,25 mot 0,21).

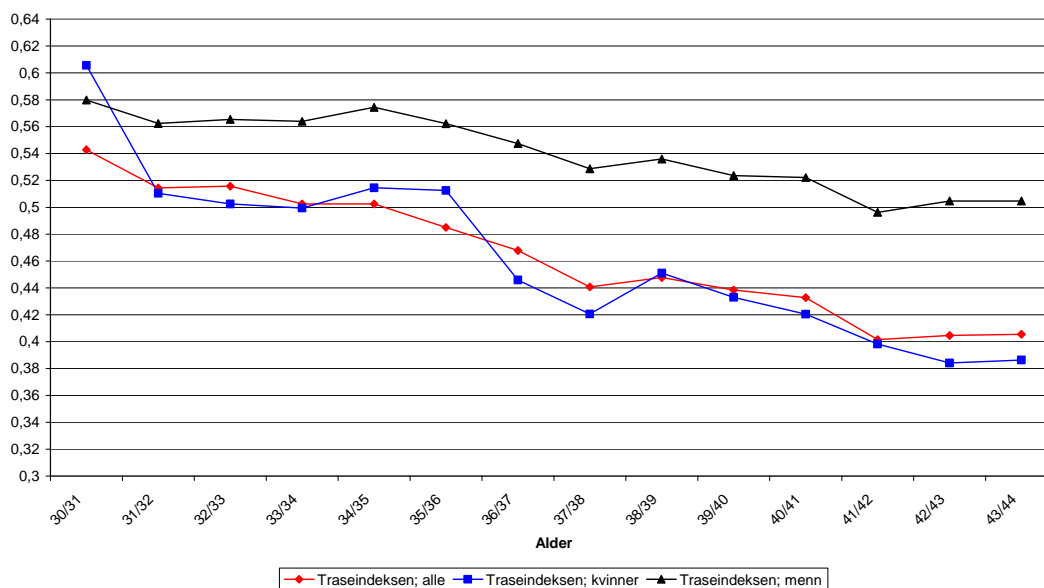
Jeg har beregnet traseindeksen for både 1971- og 1989-kohorten, for hvert år fra de er 30 og til de er 44 år. Dermed får vi for hver kohort en serie på 14 verdier av traseindeksen, som gir informasjon om hvordan inntektsmobiliteten endres med alder, og om forskjeller i inntektsmobilitet mellom kvinner og menn, og mellom de to kohortene.

6.2 Traseindeksen for 1971- og 1989-kohorten

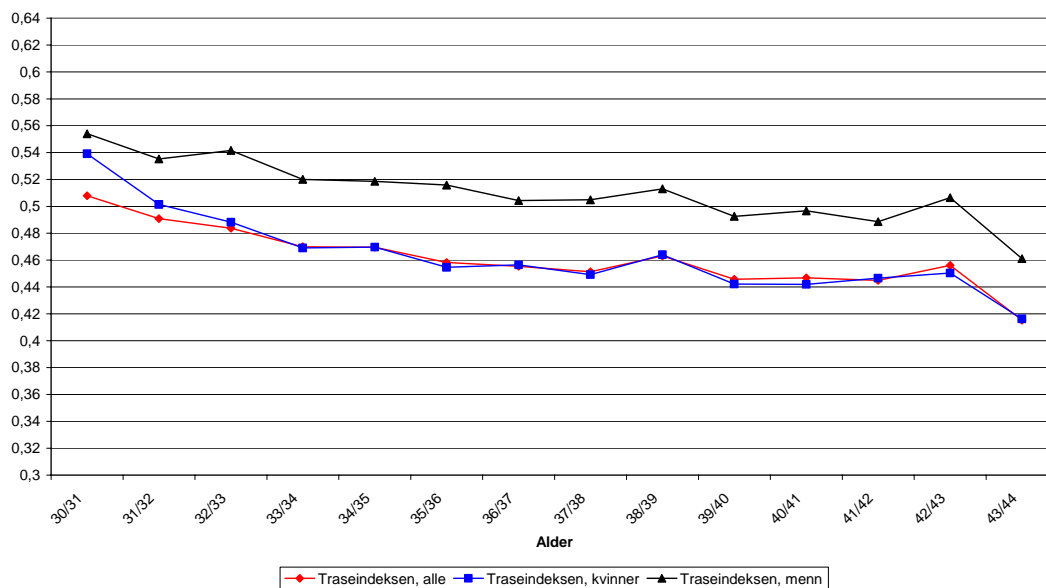
Figur 20 viser traseindeksen for 1971-kohorten. Vi ser umiddelbart at traseindeksen gir en klar indikasjon på at inntektsmobiliteten reduseres med alder, både for kvinner og for menn. Inntektsmobiliteten er høyest for 30/31-åringene. For kvinner og menn er den første verdien på indeksen ca. 0,54, og for en 44-åring er verdien på den samme indeksen redusert til 0,4.

For kvinner er den første verdien på traseindeksen over 0,6, men inntektsmobiliteten reduseres ganske kraftig med alder, og de to siste verdiene er begge under 0,4. For menn er inntektsmobiliteten mer stabil; traseindeksen reduseres fra 0,58 til 0,5. Vi kan se av figur A1 (i appendiks) at oppovermobiliteten er størst i 8 av 14 tilfeller for kvinner og menn i 1971-kohorten.

Figur 20. Traseindeksen for 71-kohorten.



Figur 21. Traseindeksen for 1989-kohorten.



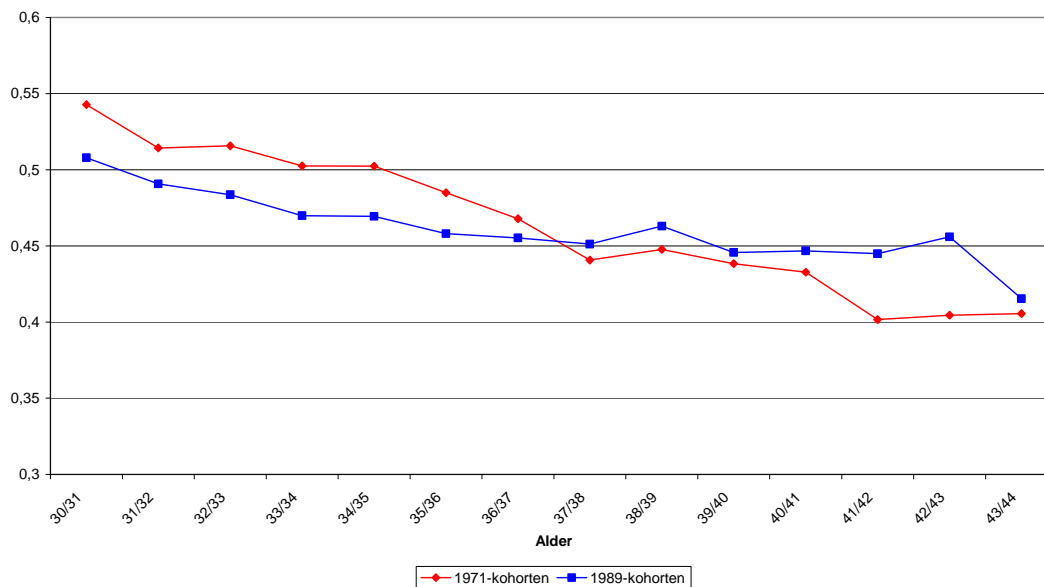
Vi ser at mobiliteten reduseres med alder også for 1989-kohorten, men noe mindre enn det som var tilfellet for den eldste kohorten (se figur 21 og figur 22). Mobiliteten for 30-åringer er imidlertid mindre for 1989-kohorten enn den var for 1971-kohorten, mens mobiliteten for 44-åringer er høyest for den yngste kohorten. Traseindeksen tar høyere verdier for kvinner og menn i 1971-kohorten enn for kvinner og menn i 1989-kohorten til og med verdien for 36/37-åringer, men fra og med 37/38 og til og med 43/44 år er verdiene høyest for 1989-kohorten. Verdiene på traseindeksen for 1989-kohorten reduseres fra 0,51 til 0,42 for kvinner og menn over aldersperioden.

Det er også slik at inntektsmobiliteten reduseres mindre for kvinner i 1989-kohorten enn for kvinner i 1971-kohorten. For kvinner i den yngste kohorten reduseres traseindeksen fra 0,54 til 0,42. For menn er det omvendt. Inntektsmobiliteten er gjennomgående lavere for den yngste kohorten, og traseindeksen reduseres i tillegg mer med alder for den yngste enn den gjorde for den eldste kohorten¹⁴. For kvinner og menn i 1989-kohorten er oppovermobiliteten størst i 13 av 14 tilfeller (se figur A2 i appendiks).

¹⁴ Det er verdt å merke seg at det store fallet i mobilitet for 43/44-åringer er et vesentlig bidrag til reduksjonen i traseindeksen over hele perioden for 1989-kohorten. Dersom traseindeksen hadde vært tilnærmet konstant de siste to årene (som den var for 1971-kohorten), så ville det vært slik at mobiliteten ble mest redusert med alder for menn i den eldste kohorten, sammenliknet med menn i den yngste.

For begge kohortene var inntektsmobiliteten høyere for menn enn den var for kvinner, med unntak av den aller første observasjonen for 1971-kohorten. I tillegg har vi sett at mobiliteten reduseres mer med alder for kvinner enn den gjør for menn. Inntektsmobiliteten var altså både høyere og mer stabil for menn enn den var for kvinner, for begge kohortene.

Figur 22. Traseindeksen for to kohorter (kvinner og menn).



6.3 Betingete sannsynligheter for inntekt under 1G

I tillegg til at mobilitetsmatrisene er nyttige verktøy for måling av generell inntektsmobilitet, så gjør de det også mulig å skille mellom mobilitet i ulike deler av fordelingen. Jeg har benyttet panelene og mobilitetsmatrisene til å beregne betingete sannsynligheter – sannsynligheten for lav inntekt i år $t+1$, betinget på lav inntekt i år t . Det underliggende formålet er fortsatt å sammenlikne kvinner og menn, og å se etter likheter og forskjeller mellom to ulike kohorter.

Figur 23 viser sannsynligheter for å ha pensjonsgivende inntekt mindre enn eller lik 1G i år $t+1$, gitt at en hadde inntekt mindre enn eller lik 1G i år t , for 1971-kohorten. Vi ser av figuren at denne reduseres noe med alder for kvinner og menn - fra noe under 0,9 for 30/31-åringene, til noe under 0,8 for 43/44-åringene. Dette skyldes i all hovedsak at den samme sannsynligheten reduseres med alder for kvinner; fra noe over 0,9 til noe over 0,8. For menn i 1971-kohorten er imidlertid den betingete sannsynligheten omtrent den samme for 30/31-

åringer som den er for 43/44-åringer – ca. 0,7. Den er tilnærmet konstant de første og de siste årene, mens den varierer noe mer fra mennene er 35 og til de er 40 år.

For 1989-kohorten er forskjellene mellom kvinner og menn nesten borte, og forskjellene blir mindre med økt alder (se figur 24). For kvinner og menn i 1989-kohorten er den betingete sannsynligheten for inntekt under 1G forholdsvis stabil rundt 0,8 over mesteparten av perioden, med unntak av noen store utslag for 42/43-åringer og for 43/44-åringer¹⁵. Sannsynligheten er noe lavere for menn enn den er for kvinner fram til en alder på 36/37 år, og deretter er den omtrent den samme for menn som for kvinner.

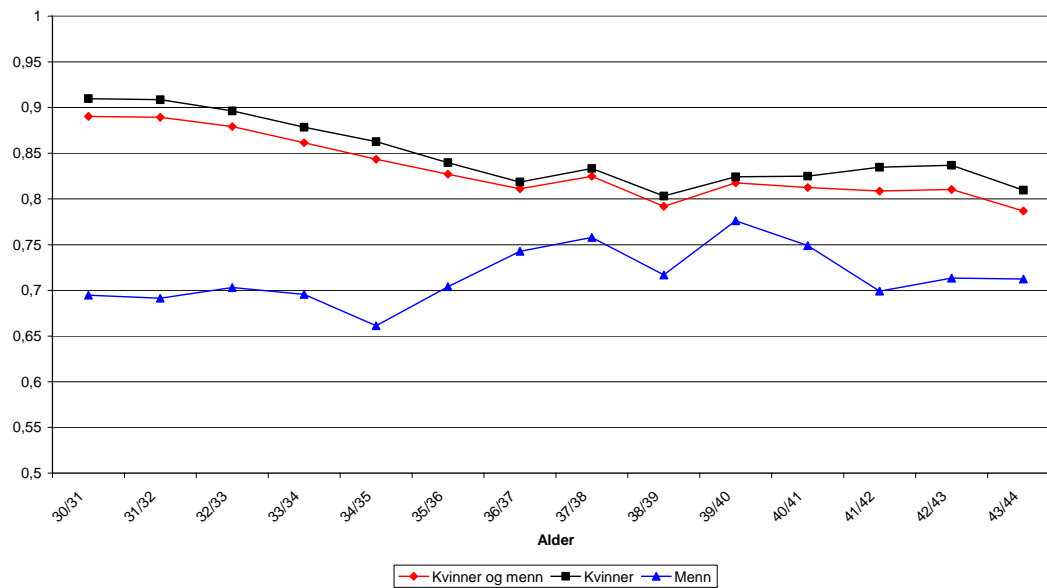
Ved å sammenlikne de to kohortene (figur 23 og figur 24), ser vi at kvinner i den yngste kohorten kommer noe bedre ut enn kvinner i den eldste kohorten. Den betingete sannsynligheten for inntekt under 1G er lavere for kvinner i den yngste kohorten enn den er for kvinner i den eldste kohorten (fram til en alder på 36/37 år – deretter er kvinnene i de to kohortene ganske like), hvilket innebærer at mobiliteten ut av lavinntekt er noe større for kvinner i 1989-kohorten enn for kvinner i 1971-kohorten. For menn er det derimot omvendt. Den betingete sannsynligheten for inntekt under 1G er gjennomgående *høyere* for menn i den yngste kohorten enn den var for menn i den eldste, slik at forskjellene mellom kvinner og menn altså er mindre i 1989-kohorten enn de var i 1971-kohorten.

Dersom vi antar at sannsynligheten for inntekt under 1G i år $t+1$, gitt inntekt under 1G i år t , er konstant (den samme for alle individer mellom 30 og 45 år), så vil forventet antall år med inntekt under 1G være gitt ved den inverse av overgangsraten¹⁶. For kvinner og menn i 1989-kohorten kunne vi for eksempel anta at sannsynligheten for inntekt under 1G er konstant lik 0,8, slik at overgangsraten er konstant lik 0,2. Forventet antall år med inntekt under 1G, betinget på inntekt under 1G i år t , er dermed 5.

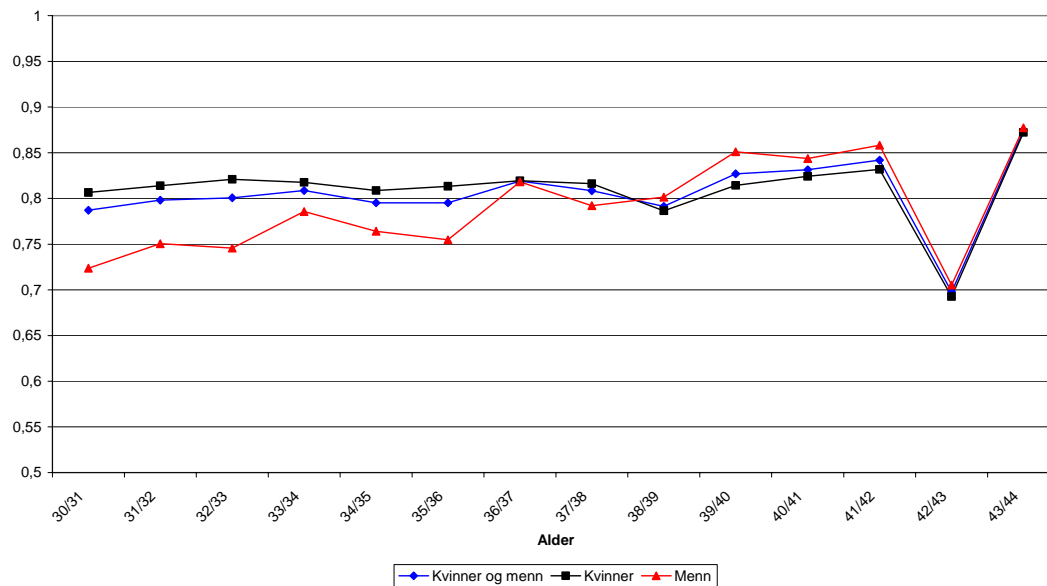
¹⁵ Begrepet ”pensjonsgivende inntekt” er i stor grad definert likt for perioden som studeres i denne oppgaven (1971-2003). Et viktig unntak er rehabiliterings- og attføringspenger, som ble regnet som pensjonsgivende inntekt fra og med januar 2002. Dette forklarer antakeligvis en stor del av fallet i sannsynlighet for 42/43 åringer i 1989-kohorten (figur 21), da denne er beregnet på grunnlag av inntekter fra 2001 og 2002.

¹⁶ Dette kan vises ved å ta utgangspunkt i formelen for uendelige geometriske rekker.

Figur 23. Sannsynligheter for PGI under 1G i år t+1, gitt PGI under 1G i år t. 1971-kohorten.



Figur 24. Sannsynligheter for PGI under 1G i år t+1, gitt PGI under 1G i år t. 1989-kohorten.



6.4 Betingete sannsynligheter for inntekt under 4G

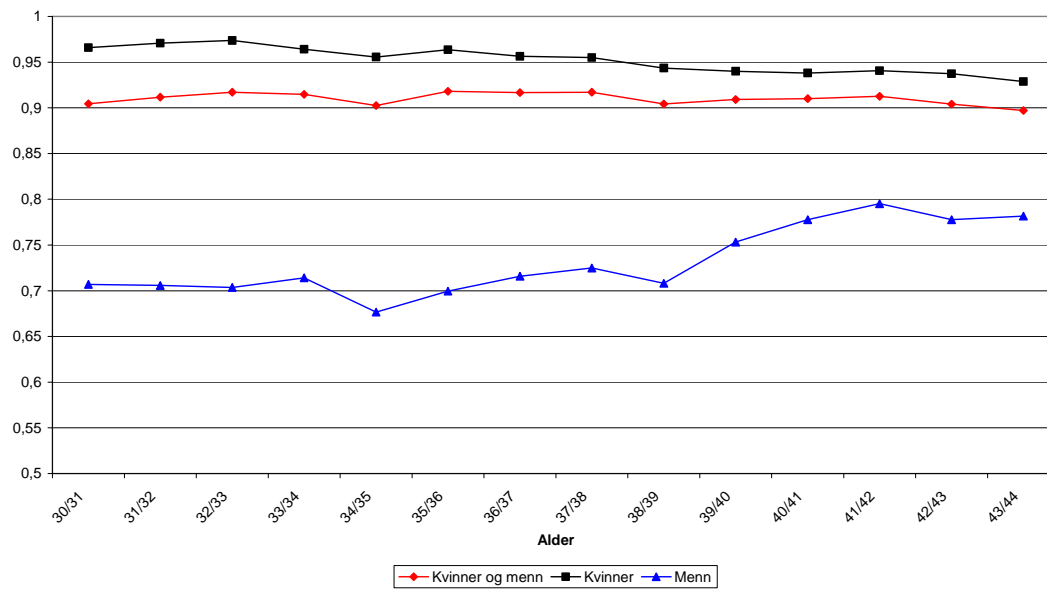
Figur 25 viser sannsynligheter for å ha pensjonsgivende inntekt under 4G i år $t+1$, gitt at en hadde inntekt under 4G i år t , for 1971-kohorten. For kvinner og menn er denne sannsynligheten ganske stabil, og omtrent lik 0,9 over hele perioden. For kvinner ligger den samme sannsynligheten godt over 0,9 over hele perioden, men den blir noe lavere med alder – fra 0,96 for 30/31-åringer og til 0,93 for 43/44-åringer. Den betingete sannsynligheten for inntekt under 4G øker med alder for menn i 1971-kohorten; fra 0,7 til 0,78.

Sannsynligheter for å ha inntekt under 4G i år $t+1$, betinget på inntekt under 4G i år t , er for 1989-kohorten gjengitt i figur 26. For kvinner og menn er sannsynligheten ganske stabil over perioden, selv om den varierer noe mer for denne kohorten enn den gjorde for den eldste. Den varierer mellom 0,85 og 0,9, og er dermed noe lavere enn for 1971-kohorten.

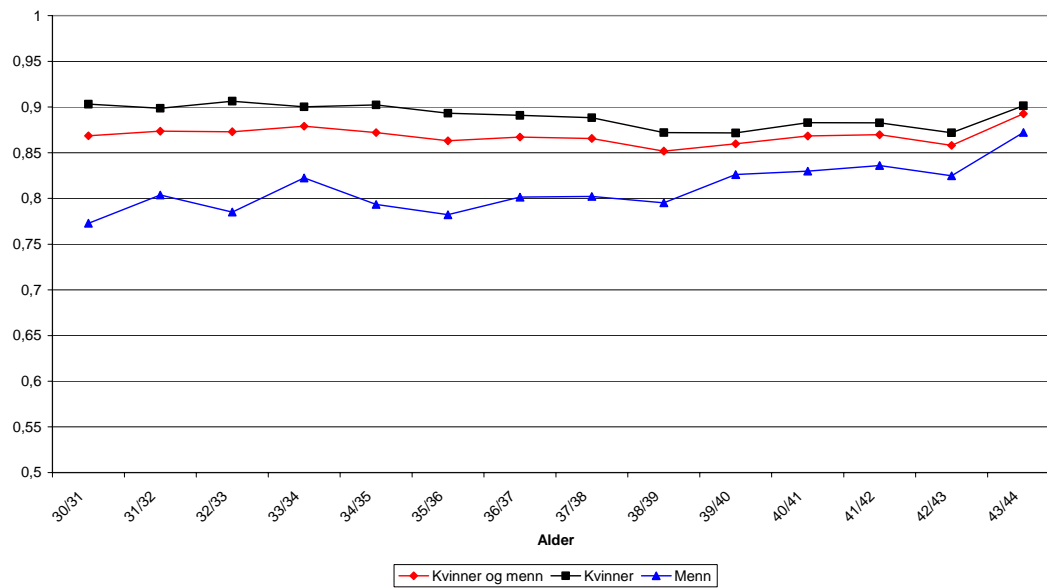
Sannsynligheten er også noe lavere for kvinner i 1989-kohorten enn den var for kvinner i 1971-kohorten. Den ligger ganske stabilt rundt 0,9 for de første årene, før den reduseres noe, for så å øke tilbake til 0,9 for 43/44-åringer. Den betingete sannsynligheten for inntekt under 4G er derimot høyere for menn i 1989-kohorten enn den var for menn i 1971-kohorten, og den øker med alder; fra 0,77 til 0,87. Det ser dermed ut til at vi kan trekke følgende konklusjon; mobiliteten ut av lavinntekt var noe *høyere* for kvinner i den yngste kohorten enn den var for kvinner i den eldste kohorten, men for menn i den yngste kohorten er mobiliteten ut av lavinntekt klart *lavere* enn den var for menn i den eldste kohorten.

Dersom vi bruker samme resonnement som over, og antar at sannsynligheten for inntekt under 4G er konstant lik 0,87 for kvinner og menn i 1989-kohorten, så vil forventet antall år med inntekt under 4G, betinget på inntekt under 4G i år t , være nærmere 8. Konklusjonen må dermed bli at selv om situasjonen har blitt noe bedre for kvinner, så er lavinntekt et forholdsvis persistent fenomen - også for 1989-kohorten.

Figur 25. Sannsynligheter for PGI under 4G i år t+1, gitt PGI under 4G i år t. 1971-kohorten.



Figur 26. Sannsynligheter for PGI under 4G i år t+1, gitt PGI under 4G i år t. 1989-kohorten.



7. Oppsummering

Store deler av denne oppgaven har vært viet til sammenlikning av to kohorter, født med 18 års mellomrom. Vi har sett tildels store forskjeller mellom kohortene, og det er særlig kvinners situasjon som har blitt endret over 18 år. Det er naturligvis vanskelig å gjøre kvalifiserte gjetninger om hvordan situasjonen kommer til å være når nye 18 år har gått, bortsett fra at mange vil være enige om at vi høyst sannsynlig ikke har nådd noen ”steady state” – ting vil endres også i fremtiden.

Uansett hva en velger å tro om inntektsfordelingen i Norge 18 år fram i tid, så har vi sett at kvinner jevnt over kommer dårligere ut enn menn på de fleste områder vi har tatt for oss, og at det er markerte forskjeller mellom kvinner og menn også i den yngste kohorten. Dette altså til tross for at kvinner i den yngste kohorten kommer betydelig bedre ut enn kvinner i den eldste kohorten. I 2003 tjente kvinner mellom 30 og 45 år i gjennomsnitt 2/3 av det menn i samme alder tjente, og i tillegg er inntektsulikheten større blant kvinner enn den er blant menn. Mye av dette kommer antakelig av at kvinner generelt har en løsere tilknytning til arbeidsmarkedet enn menn, og spesielt er det en større andel kvinner enn menn som arbeider deltid. Bojer (2005) påpeker at kvinners relative inntekt blant annet er bestemt av at mange kvinner arbeider deltid, og av at de typiske kvinneyrkene er yrker med relativt lav lønn. Dessuten er inntektsulikhet blant kvinner noe mer ”alvorlig” enn inntektsulikhet blant menn, i den forstand at inntektsmobiliteten blant kvinner er lavere enn den er blant menn.

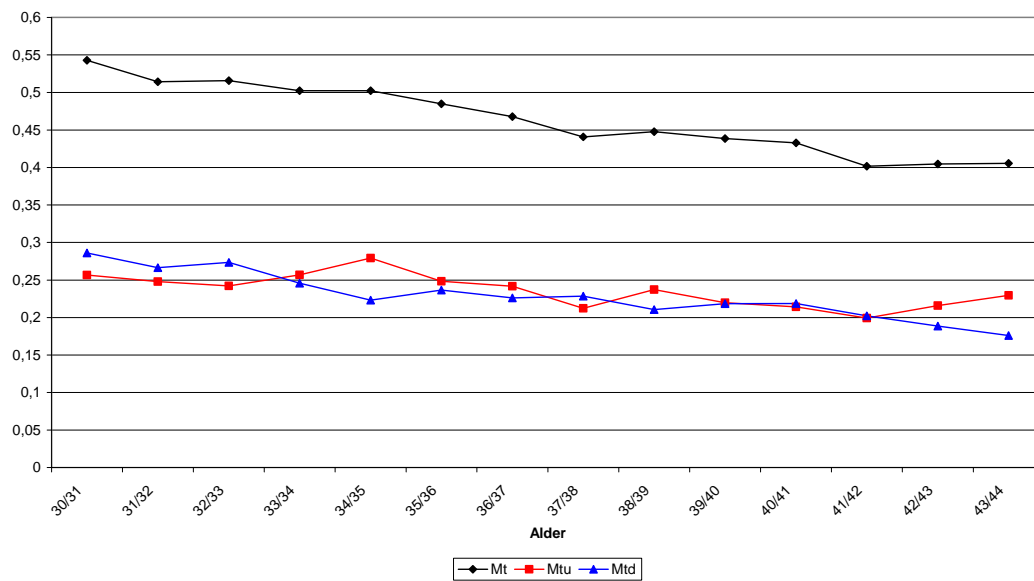
Jeg ønsker ikke å antyde noe ”riktig” balansepunkt mellom hensynet til effektivitet og hensynet til omfordeling, men det virker ganske åpenbart at jo større vekt som legges på omfordeling, desto lettere vil det være å argumentere for en modell for opptjening av pensjonspoeng som favoriserer kvinner. Når dette er sagt bør det imidlertid også nevnes at det naturligvis er begrenset hvor store fordelingsmessige resultater en kan vente av folketrygdens alderspensjon. Dette skyldes at pensjonsutbetalingene for de aller fleste utgjør en forholdsvis liten andel av livsløpsinntekten – anslagsvis mellom 7 og 9 prosent (se Kirkebøen (2005)).

Referanseliste

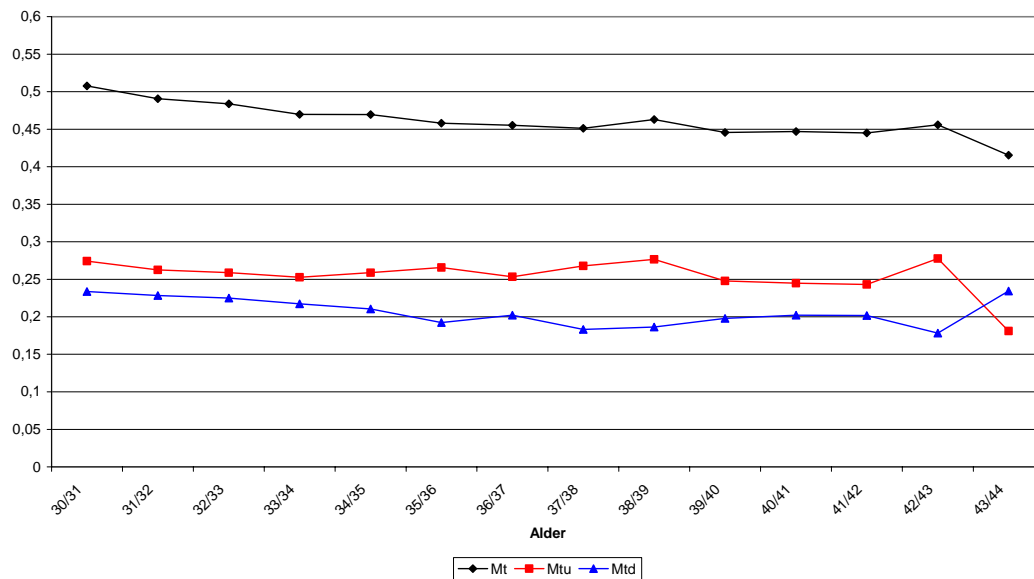
- Allison, P. D. (1978): "Measures of Inequality", *American Sociological Review*, Vol. 43, No. 6, pp. 865-880.
- Bjørklund, A. (1993): "A Comparison Between Actual Distributions of Annual and Lifetime Income: Sweden 1951-89", *Review of Income and Wealth*, series 39, number 4.
- Bojer, H. (2000): *Inntektsfordeling*, Universitetet i Oslo, SFS nr. 39.
- Bojer, H. (2005): "Kvinnens inntekt 1970-2002", *Søkelys på arbeidsmarkedet* 1/2005; 65-72.
- Böhlmark, A. og M. J. Lindquist (2005): "Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Income: Country, Cohort and Gender Comparisons", Stockholm University, working paper 4/2005.
- Cowell, F. A. (1995): *Measuring Inequality*, Second edition, Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, London.
- Haider, S. og G. Solon (2005): *Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings*, University of Michigan, mimeograph, september 2005.
- Hægeland, T (2002): "Inntektsulikhet og avkastning av humankapital i Norge 1970-97", *Økonomisk Forum*, nr. 6, september 2002.
- Jäntti, M., B. Bratsberg, K. Røed, O. Raaum, R. Naylor, E. Österbacka, A. Bjørklund and T. Eriksson (2005): *American exceptionalism in a new light: a comparison of intergenerational earnings mobility in the Nordic countries, the United Kingdom and the United States*, Memorandum NO. 34/2005, Department of Economics, University of Oslo.
- Kirkebøen, L. J. (2005): *Lønn som fortjent? Forskjeller i livsløpsinntekt mellom utdanningsgrupper*, Økonomisk institutt, Universitetet i Oslo, hovedoppgave, 4. februar 2005.
- Moen, E. og L. Semmingsen (1996): *Utdanning og livsløpsinntekt*, Stiftelsen for samfunns- og næringslivsforskning, SNF-rapport 96/96.
- Raaum, O., T. E. Aabø og T. Karterud (1999): *Utdanning og livsløpsinntekt i Norge*, Frischsenteret, Rapport 5/1999.
- Vestad, O. L. (2006): "Inntektsfordelingen i Norge, og forskjellige årsaker til ulikheter i pensjonsgivende inntekt", Frischsenteret, Arbeidsnotat 2/2006.

Appendiks

Figur A1. Traseindeksen for 1971-kohorten, dekomponert.



Figur A2. Traseindeksen for 1989-kohorten, dekomponert.



Filename: oppgave_mal
Directory: C:\Documents and Settings\olalv\My Documents\Pensjon\Levering\Oppgave
Template: C:\Documents and Settings\olalv\Application Data\Microsoft\Templates\Normal.dot
Title: Hovedoppgave for cand
Subject:
Author: Harald Solholm
Keywords:
Comments:
Creation Date: 6/29/2006 1:13:00 PM
Change Number: 25
Last Saved On: 7/4/2006 11:01:00 AM
Last Saved By: olalv
Total Editing Time: 275 Minutes
Last Printed On: 7/4/2006 11:03:00 AM
As of Last Complete Printing
Number of Pages: 46 (approx.)
Number of Words: 9 968 (approx.)
Number of Characters: 56 820 (approx.)