

Kjønnsforskjeller i ledelse: Kohort eller -livsløp?

Gender differences in leadership: Cohort effect or life's course?

Ines Hardoy

Dr. polit. i samfunnsøkonomi, Forsker I ved Institutt for samfunnsforskning
ines.hardoy@samfunnsforskning.no

Pål Schøne

Dr. polit. i samfunnsøkonomi, forskningsleder ved Institutt for samfunnsforskning
pal.schone@samfunnsforskning.no

Kjersti Misje Østbakken

Ph.d. i samfunnsøkonomi, forsker II ved Institutt for samfunnsforskning
k.m.ostbakken@samfunnsforskning.no

SAMMENDRAG

Kvinner er fortsatt underrepresentert i lederposisjoner. I denne artikkelen undersøker vi om den lave andelen kvinner i lederstillinger kan tilbakeføres til forskjeller mellom kohorter eller om dette er en konsekvens av valg og muligheter gjennom livsløpet. Dersom kjønnsforskjellene i ledelse skyldes kohortforskjeller, ved at forskjellen er større blant eldre arbeidstakerne enn blant yngre, vil vi forvente at kjønnsforskjellene i ledelse reduseres over tid. Motsatt, dersom kjønnsforskjellene skyldes livsløpsforskjeller, så vil vi forvente at kjønnsforskjellen i ledelse øker med alder, når de unge kohortene blir eldre. Resultater fra denne artikkelen viser at det er kjønnsforskjeller i ledelse gjennom yrkeslivet som er hovedforklaringen.

Nøkkelord

Kjønn, ledelse, kohort, livsløp

ABSTRACT

Since women are still under-represented in management or managerial positions, this article investigates whether the gender gap in management can be explained by cohort effects rather than by opportunities and choices over the life-course. If the gender gap is driven by differences across cohorts, we would expect it to diminish over time, but if the career effect prevails we would expect the gender gap to increase as the younger cohorts grow older. Our results confirm that the gender gap in leadership primarily relates to gender differences throughout working life.

Keywords

Gender, management, cohort, life-cycle

INNLEDNING

Statistisk sentralbyrås (SSB) likestillingsbarometer viser at kvinneandelen blant ledere er på vei opp.¹ I 2008 var kvinneandelen på 32 prosent. I 2014 har andelen steget til rett i underkant av 36 prosent, noe som tilsvarer en vekst på nesten 12 prosent over 6 år. I et likestillingsperspektiv kan man si at det går riktig vei, men endringstakten er lav. I denne artikkelen undersøker vi om den lave andelen kvinner i lederstillinger i Norge er et resultat av forskjeller mellom kohorter eller om dette er en konsekvens av valg og muligheter gjennom livsløpet. Sagt på en litt annen måte: Vil vi kunne vente at andelen kvinnelige ledere øker ettersom yngre kohorter kommer inn på arbeidsmarkedet, eller vil vi fortsatt ha en underrepresentasjon av kvinner i lederstillinger når dagens unge blir pensjonister?

Vi er spesielt interessert i å undersøke to ting: om lederandelen øker raskere med alderen for menn enn for kvinner, og om kjønnsforskjellen i andelen med lederposisjoner er større for de eldste kohortene. Å identifisere hvor forskjellene oppstår vil være et viktig kunnskapsgrunnlag hvis man ønsker å sette inn treffsikre tiltak for å øke kjønnsbalansen i lederstillinger.

FORKLARINGER PÅ DEN VEDVARENDE LAVE KVINNEANDELEN BLANT LEDERE

Dersom kjønnsforskjellene i ledelse kan forklares av at forskjellen er større blant eldre arbeidstakere enn blant de yngre, vil vi forvente at kjønnsbalansen blant ledere blir bedre over tid når yngre kohorter kommer inn og eldre forsvinner ut av arbeidsmarkedet. Og det har skjedd store endringer på likestillingsfronten de siste ti-årene som kan ha bidratt til å gjøre det enklere for yngre kvinner å klatre i karrierestigen. For det første, andelen yrkesak-

1. Artikkelen er en rapportering fra prosjektet «Gender segregation in the labour market», finansiert av Norges forskningsråd, prosjektnummer 236770. Takk til anonym konsulent og redaksjonen i Søkelys på arbeidslivet for gode kommentarer til en tidligere versjon av manuskriptet.

tive kvinner har økt fra cirka 45 prosent i begynnelsen av 1970-tallet til over 70 prosent i dag (SSB 2015), og er nå nesten på høyde med andelen blant menn. For det andre, den offentlige familiepolitikken har i samme tidsrom gjort det lettere å kombinere arbeid og familieliv, med blant annet foreldrepermisjon og nesten full barnehagedekning. For det tredje har nå kvinner gått forbi menn når det gjelder utdanningsnivå. Seks av ti studenter på Universitetet i Oslo er kvinner. Kvinner er også overrepresentert på flere av de prestisjetunge studiene på universitetet og høyskoler, som for eksempel jus og medisin, og de utgjorde i 2015 nesten 50 prosent av studentene på siviløkonom/masterutdanning i økonomi og administrasjon, som er en typisk lederutdanning (SSB statistikk over Studenter ved universiteter og høyskoler). En mulig følge av dette er at etter hvert som de nye generasjonene kommer til på arbeidsmarkedet, vil karriereforskjellene gå ned.

Motsatt, dersom kjønnsforskjellene skyldes utviklingen gjennom livsløpet, så vil vi forvente at kjønnsforskjellen i andelen ledere øker med alder, etter hvert som de unge kohortene blir eldre. Mønsteret er da et uttrykk for forskjeller i kvinners og menns karriereforløp. Her er det en rekke forklaringer som kan trekkes fram. For det første, til tross for at den offentlige familiepolitikken har lagt bedre til rette for kvinners karriereutvikling, og økt fedreinvolvering gjennom for eksempel fedrekvoten, så er det fortsatt mødre som tar mest foreldrepermisjon og er mest borte fra arbeidsmarkedet i årene etter barnefødsel (Bringedal & Lappegård 2012; Fougner 2012). Denne typen fravær gjør at kvinner i større grad enn menn risikerer at humankapitalen de har opparbeidet seg før fødsel enten forringes eller at de ikke får opparbeidet mer humankapital som følge av fraværet (Mincer & Polachek 1978). Denne typen fravær vil kunne redusere lønnsutviklingen og mulighetene på arbeidsmarkedet for kvinner sammenlignet med menn.

Mens familiepolitikken stimulerer til yrkesaktivitet både før og etter familieetablering, kan en utilsiktet bivirkning av sjenerøse og lange permisjoner være at kvinners karriereprogresjon er svakere enn den ville vært dersom den lønnede permisjonen var kortere (Blau & Kahn 2013; Datta Gupta & Smith 2002). At familieetablering er viktig, bekreftes også i Hardoy, Schøne og Østbakken (2016) som viser at fedre har vedvarende større sannsynlighet enn mødre for å være leder etter at paret får sitt første barn. Et hovedpoeng er at disse familie- og barnerelaterte fraværene fra arbeidsmarkedet, skjer samtidig med at det tas viktige beslutninger om jobb og karriere.

Det såkalte glasstaket – den usynlige barrieren som på et tidspunkt blokkerer for kvinners videre karriereutvikling og muligheter – der kvinner kommer et stykke opp i karrierestigen, men ikke helt til topps – framheves ofte som en viktig forklaring på mangelen av kvinner i topplederposisjoner. Slike barrierer oppstår på etterspørselssiden, der for eksempel mannlige toppledere har større tilbøyelighet til å ansette menn i aktuelle topplederposisjoner, og der ingen eller få kvinnelige toppledere fører til et lite nettverk og få rollemodeller for kvinner med lederambisjoner (Albrecht mfl. 2013). Dersom disse mekanismene har noe for seg i å forklare underrepresentasjonen av kvinner i lederstillinger, kan en større andel kvinner i nettopp topplederstillinger i seg selv bidra til å øke andelen kvinnelige ledere. Slike sammenhenger er bekreftet i USA, der høyere andel kvinner i bedriftsstyrene henger sammen med en høyere kvinneandel i ledelsen (Matsa & Miller 2011). Videre kan glasstaket opprettholdes dersom for eksempel kvinner forfremmes sjeldnere enn menn (enten internt eller når man bytter arbeidsgiver). Funn fra Norge, basert på data

fra NHO-bedrifter i perioden 1987–1997, viser at kvinner med barn har 1,6 prosentpoengs lavere sannsynlighet for forfremmelse enn kvinner uten barn (Kunze 2015). Det er også en tendens til at kvinner med barn starter sin arbeidsmarkedskarriere på et lavere nivå i bedriftens rangstige enn barnløse kvinner (Kunze 2015, 2016). Dette familiegapet i karriere dannes gjerne tidlig i karriereløpet, og det er mer avgjørende for karriereutviklingen enn hvor i bedriftshierarkiet kvinner med og uten barn starter sin yrkeskarriere (Kunze 2016). Dette er i tråd med funn i blant annet Lundberg og Rose (2000) og Ejrnæs og Kunze (2013).

En annen strukturell forklaring som er viet større oppmerksomhet i det offentlige ordskiftet og i forskningen i det siste, er betydningen av fleksibilitet og ulike «arbeidskulturer» for kjønnsforskjeller i for eksempel yrkesvalg, karriereprogresjon og lønn – særlig blant høyt utdannede kvinner. Lange arbeidsdager, strenge krav til tilstedeværelse og lite fleksible arbeidsbetingelser kan være en mekanisme som holder kvinner unna noen yrker, eller som gjør at kvinner velger en annen karrierevei enn menn (Goldin 2014). Schøne (2015) viser at norske kvinner i større grad søker seg over i offentlig sektor når de får barn. En tolkning av dette er at offentlig sektor har en mer familievennlig karakter enn privat sektor for enkelte yrkesgrupper, og at kvinner dermed enklere kan kombinere arbeid og familie. Det er også en forskningslitteratur som har sett på kjønnsforskjeller når det gjelder villighet til å konkurrere (Booth & Nolen 2009; Bertrand 2010). Resultatene herfra – som ofte er basert på laboratorieeksperimentstudier – viser at kvinner er mindre villige til å konkurrere enn menn, og at deres adferd oftere er styrt av andre faktorer. Dersom kjønnsforskjellen i konkurransevillighet er knyttet til ønsket om og viljen til å ta lederposisjoner, er dette også en faktor der valg over livsløpet kan spille en rolle.

I praksis vil både glasstakmekanismen og konkurransemekanismen kunne påvirke både kohort- og livsløpsprofilen. Dersom yngre generasjoner av kvinner møter mindre begrensninger i sine valg enn tidligere generasjoner, vil glasstak-mekanismen få redusert betydning. Tilsvarende, dersom yngre kvinner i større grad enn eldre kvinner ønsker å konkurrere om posisjoner med menn, vil også denne mekanismen få mindre betydning over tid, etter hvert som nye kohorter av kvinner kommer inn på arbeidsmarkedet.

I sum så forteller kohort- og livsløpsmekanismen forskjellige historier, som har ulike implikasjoner for arbeidslivs- og likestillingspolitikken. I våre data kan vi ikke skille mellom alle de ulike mekanismene, men vi har data som kan fortelle om det er kohort- eller livsløpsforskjeller som er viktigst.

DATA, UTVALG OG VARIABLER

Datagrunnlaget i denne analysen kommer fra flere ulike administrative registre, innsamlet og organisert av SSB. Opplysninger om arbeidsforhold er hentet fra koblede filer mellom Arbeidstaker- og arbeidsgiverregisteret (AA) og Lønns- og trekkoppgaverregisteret (LTO). Analyseperioden er 2003–2014. Fra AA-registeret har vi blant annet informasjon om ansattes yrke. Fra SSBs filer om befolkningsstatistikk har vi koblet på individinformasjon. Dette inkluderer kjønn, fødselsår, og om man har barn under 18 år. Fra Nasjonal utdanningsdatabase kobler vi på informasjon om høyeste fullførte utdanningsnivå.

Vi gjør noen avgrensninger for å oppnå konsistens over tid og for hvert år. Analyse materialet vårt inkluderer personer i alderen 25–65 år som har et registrert ansettelsesforhold i AA-registeret. Vi begrenser oss også til å inkludere personer som er ansatt i bedrifter med 5 eller flere ansatte, for å sikre oss at vi har tilstrekkelig store arbeidsplasser til at det går an å identifisere en leder.²

Den avhengige variabelen er en binær variabel som måler hvorvidt personen har en lederstilling i virksomheten eller ikke. En lederstilling er definert av følgende yrkeskoder (ISCO 88): 12: «Leder i store og mellomstore bedrifter»; 13: «Ledere i små foretak»; 112: «Toppledere i offentlig administrasjon», og 114: «Ledere i interesseorganisasjoner». Dette inkluderer blant annet daglig ledere, administrerende direktører, andre administrative ledere, barnehagestyrere, avdelingsledere med et tydelig lederansvar, samt ledere i partipolitiske organisasjoner, arbeidstaker- og arbeidsgiverorganisasjoner, humanitære og andre interesseorganisasjoner. Vi har ikke inkludert statsråder eller andre politikere.

Som forklaringsvariabler bruker vi kjennetegn ved individene, begrenset til alder, fødselskohorter (femårsintervaller) og antall utdanningsår etter obligatorisk skole (ungdomsskole). I den siste analysen benytter vi også en binær variabel som måler om personen har barn under 18 år eller ikke.

RESULTATER

I tabell 1 presenterer vi deskriptiv statistikk for variabler som inngår i analysen, separat for kvinner og menn.

Tabell 1. Deskriptiv statistikk. Ansatte kvinner og menn 25–66 år

	Kvinner				Menn			
	Leder (Andel)	Alder	Antall år utdanning	Har barn	Leder (Andel)	Alder	Antall år utdanning	Har barn
2003	0,042	43,4	3,7	0,82	0,110	42,9	3,7	0,74
2004	0,042	43,6	3,8	0,82	0,110	43,2	3,8	0,74
2005	0,045	43,9	3,8	0,82	0,111	43,4	3,8	0,74
2006	0,049	43,9	3,9	0,82	0,112	43,5	3,8	0,74
2007	0,053	44,0	4,0	0,81	0,113	43,6	3,8	0,73
2008	0,055	44,0	4,1	0,81	0,112	43,6	3,9	0,73
2009	0,057	44,2	4,2	0,81	0,112	43,7	3,9	0,73
2010	0,058	44,3	4,2	0,81	0,112	43,8	4,0	0,73
2011	0,059	44,3	4,3	0,81	0,111	43,8	4,0	0,72
2012	0,060	44,3	4,4	0,80	0,107	43,8	4,1	0,71
2013	0,061	44,3	4,5	0,70	0,106	43,8	4,1	0,70
2014	0,063	44,3	4,6	0,79	0,109	43,9	4,1	0,70

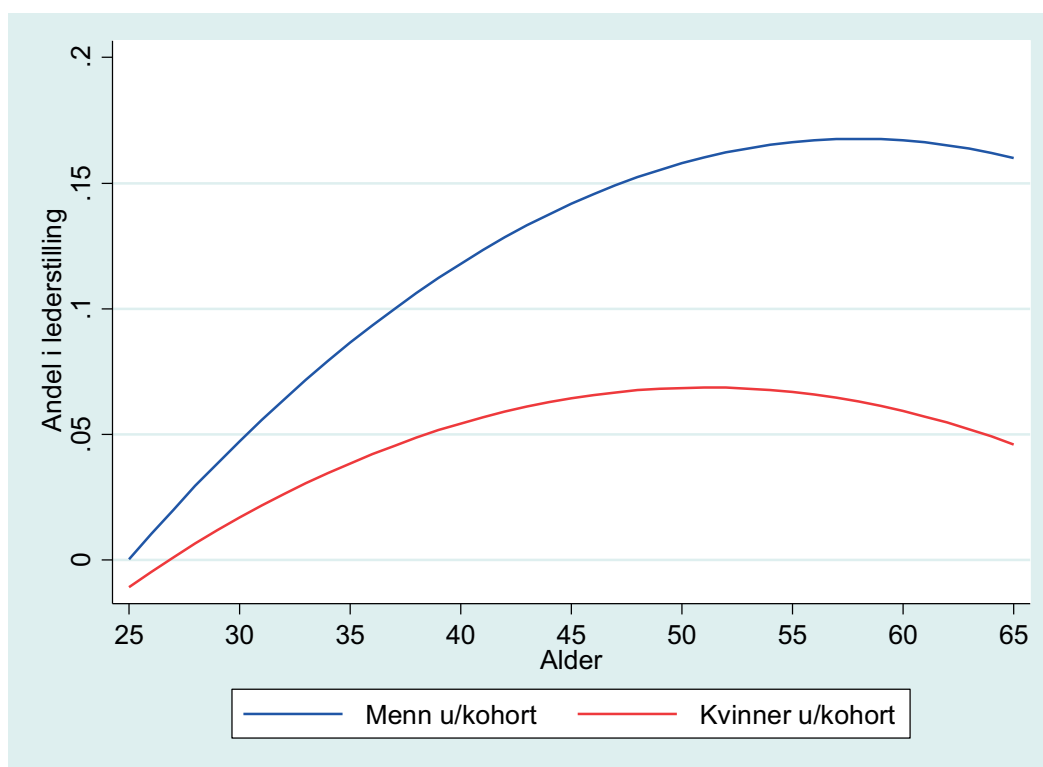
Note: Utdanningsår måler antall år utdanning etter ungdomsskolen.

2. Vi har også gjort noen analyser med færre antall ansatte. Resultatene virker ikke å være sensitive overfor det. Av kapasitetsmessige årsaker trekker vi et 20 prosent tilfeldig utvalg av totalpopulasjonen.

Andelen som er ledere er som forventet høyere for menn enn for kvinner. I starten av observasjonsperioden er 11 prosent av mennene ledere, mot 4 prosent for kvinner. Andelen kvinner som er ledere øker over perioden, mens den er stabil for menn, så utviklingen går sakte, men sikkert mot lavere kjønnsforskjeller i ledelse. Dette betyr også at det er flere ledere i 2014 enn i 2003. Gjennomsnittsalderen for kvinner i utvalget er 43–44 år, det samme er den for menn. Vi ser også at gjennomsnittlig antall utdanningsår er det samme for kvinner og menn i starten av perioden, men kvinner øker sin utdanningslengde mer enn menn over perioden. I det siste observasjonsåret har kvinner i snitt 0,5 år lengre utdanning enn menn. Til sist ser vi at rundt 80 prosent av kvinnene i vårt utvalg har barn, mens rundt 70 prosent av mennene har det.

Figur 1 viser sammenhengen mellom alder og sannsynligheten for å være leder, separat for kvinner og menn. Kurvene er basert på regresjonsanalyse hvor vi estimerer sannsynligheten for å være leder. Forklaringsvariablene er alder (og alder kvadrert), og antall år utdanning. I tillegg kontrollerer vi for konjunkturrelle- og andre årsspesifikke forskjeller gjennom å inkludere årsummer. Videre har vi brukt estimatene for alder, alder kvadrert og utdanning fra regresjonen og gjennomsnittsverdier på disse, og predikert sannsynligheten for å være leder over alder, separat for kvinner og menn.

Figur 1. Karriereprofil etter alder for kvinner og menn. Estimert på tverrsnittsdata

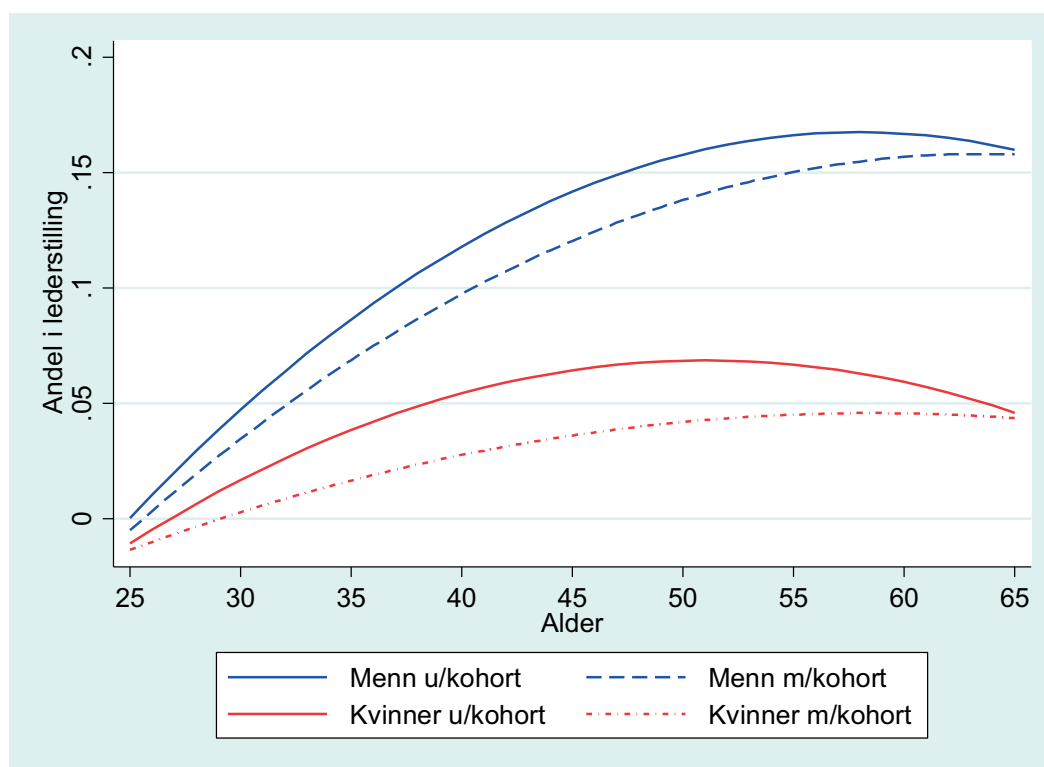


Note: Beregnet profil basert på separate regresjonsanalyser for hvert kjønn. Avhengig variabel er binærvariabel som måler om man er leder eller ikke, og kontrollvariablene er utdanningslengde, alder, alder kvadrert, og års-dummier. Profilene er beregnet for en person med gjennomsnittsegenskaper.

Figur 1 viser klart at kjønnsforskjellen i ledelse er større blant eldre enn blant yngre arbeidstakere. Vi ser at beregnet sannsynlighet for å være leder øker mer for menn enn for kvinner, at menn når et maksimum rundt 60 år, mens kvinner når maksimum ved cirka 50 år. I figur 1 har vi benyttet oss utelukkende av tverrsnittsvariasjonen i datamaterialet og vi kan dermed ikke skille mellom kohort- og karrieremekanismer. Det betyr at mønsteret i figuren ikke bare viser hvordan kvinners og menns karriereprofiler utvikler seg over tid, men også fanger opp at personer i ulike aldersgrupper har kommet inn på arbeidsmarkedet til ulike tider. De yngste arbeidstakerne har kommet inn i et mer likestilt arbeidsmarked enn de eldste, og av den grunn er det rimelig å forvente at de mulige karriereprofilene er ulike for de forskjellige kohortene.

I figur 2 benytter vi oss av at vi har data for flere år, og følgelig har observasjoner av samme kohorter over mange år. Dermed kan vi finne ut hvordan kvinner og menn fra samme fødselskohort gjør det over tid. Rent teknisk gjør vi det ved å kontrollere for femårsintervaller av fødselskohorter i regresjonsanalysen. Dermed omgår vi problemet med perfekt ko-linearitet som oppstår i det man inkluderer alder, kohort og observasjonsår i samme regresjonsligning ($\text{observasjonsår} = \text{alder} + \text{kohort}$). For sammenligningens skyld inkluderer vi kurvene fra figur 1.

Figur 2. Karriereprofil etter alder for kvinner og menn. Kontrollert for kohort

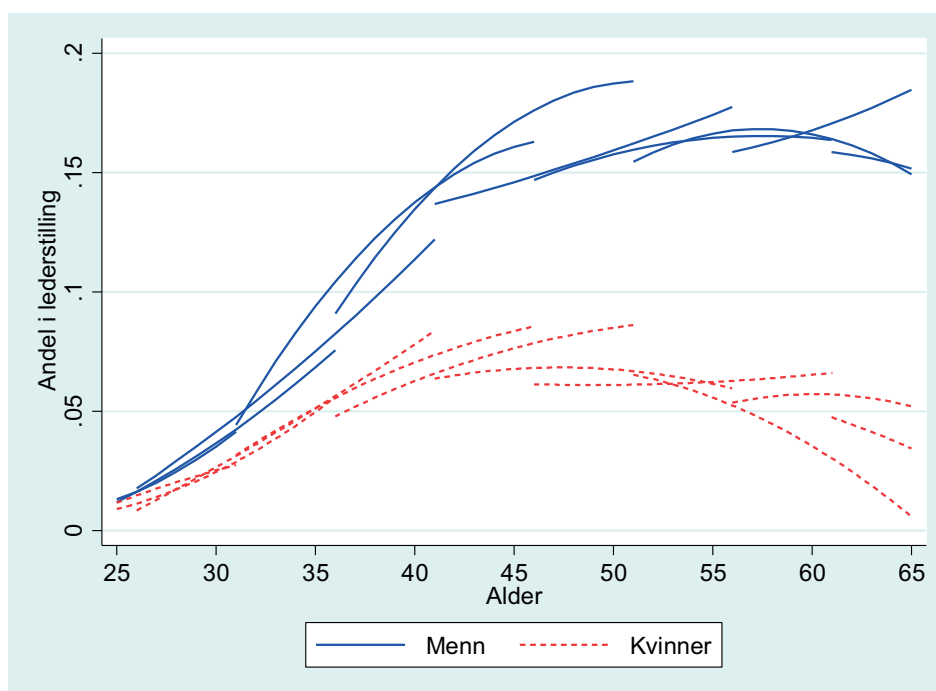


Note: Beregnet profil basert på separate regresjonsanalyser for hvert kjønn. Avhengig variabel er binærvariabel som måler om man er leder eller ikke, og kontrollvariablene er utdanningslengde, alder, alder kvadrert, års-dummier, og kohort-dummier. Profilene er beregnet for en person med gjennomsnittsegenskaper.

Fra figur 2 ser vi at kjønnsforskjellen i ledelse stiger med alder, over karrieren. Å kontrollere for kohort fører til at karriereprofilene blir noe slakere. Det er altså en tendens til en mer linær sammenheng mellom alder og sannsynligheten for å være leder. Vi ser også at kontroll for kohorteffekter påvirker kurvene for kvinner og menn på omtrent samme måte. Vi har altså ikke fått noe stort utslag på karriereforskjellen mellom dem, når vi kontrollerer for fødselskohort.

En annen måte å illustrere dette på er å predikere karriereprofilene for de ulike fødselskohortene vi har opplysninger om. Dette er vist i figur 3. Vi har estimert separate regresjoner og predikert karriereprofilene for hver 5-årige kohort. Karriereprofilene til de yngste kohortene ligger til venstre i diagrammet, mens profilene til de eldste kohortene ligger lengst til høyre i diagrammet. For de yngste kohortene ser vi at helningen på profilene er brattere for menn enn for kvinner. Det er med andre ord slik at kjønnsforskjellen i karriereutviklingen øker helt fra starten av yrkeslivet. I de midterste kohortene, de som starter ved 36- og 41-års alder, ser vi at aldersprofilene flater noe ut rundt 45 års alder. For de eldste kohortene er det likevel en tendens til at aldersprofilene flater noe ut, noe som fører til en stabilisering av kjønnsforskjellen over karrieren. Vi vil imidlertid peke på at vi i de siste kohortene har få observasjoner. Dette er også en periode av livet hvor mange trekker seg helt eller delvis ut av yrkeslivet, også før pensjonsalder. Denne seleksjonen kan ha innvirkning på resultatene våre. Alt i alt bekrefter dette våre funn fra figur 2; at kjønnsforskjellene i karriereutviklingen skjer over livsløpet, og at forskjellene mellom kohorter ikke er hovedforklaringen på mønsteret vi ser i figur 1.

Figur 3. Kjønnsforskjeller i ledelse, for hver 5-årige kohort (2003–2014)



Note: Beregnet profil basert på separate regresjonsanalyser for hver kohort. Avhengig variabel er binærvariabel som måler om man er leder eller ikke, og kontrollvariablene er utdanningslengde, alder, alder kvadrert, års-dummier. Profilene er beregnet for en person med gjennomsnittsegenskaper.

En mulig grunn til at kvinner har en svakere karriereutvikling enn menn, er at kvinner oftere har lengre perioder ute av arbeidsmarkedet, spesielt knyttet til barnefødsler og barnepass. For kvinner vil det derfor være en svakere sammenheng mellom alder og faktisk arbeidserfaring, og dette kan være en forklaring bak forskjellen i karriereutvikling mellom kvinner og menn i figur 2. Tabell 2 presenterer resultater for gjennomsnittlig antall år ute av arbeidsmarkedet separat for kvinner og menn, for ulike aldersgrupper. Siden mål på faktisk arbeidserfaring starter i 1967, vil denne variabelen bli avkortet for de eldste arbeidstakerne. Derfor begrenser vi tabellen til aldersgruppen 25–55 år.

Tabell 2. Antall år utenfor arbeidsmarkedet. Gjennomsnitt. Kvinner og menn

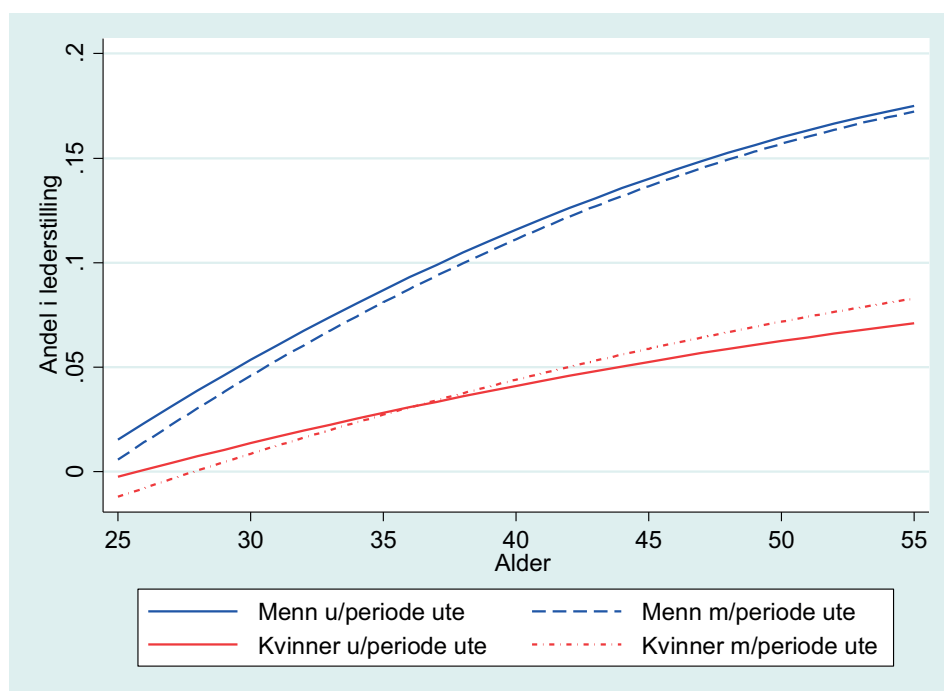
Alder	Kvinner	Menn
25	0,8	0,9
30	1,3	1,2
35	2,1	1,6
40	2,8	1,9
45	3,7	2,0
50	4,8	2,1
55	6,2	2,0

Note: Beregningen av år utenfor arbeidsmarkedet er basert på forskjellen mellom potensiell erfaring og faktisk erfaring. Potensiell erfaring er gitt ved: Alder-utdanningsår-16, der 16 er den normale alder for å avslutte grunnskolen. Faktisk erfaring er basert på antall år med årlig inntekt over grunnbeløpet i folketrygden.

Tabell 2 viser at kvinner i gjennomsnitt har lengre perioder utenfor arbeidsmarkedet enn menn, og forskjellen øker med alder. Ved 25- og 30-års alder er forskjellen i antall år ute av arbeidsmarkedet mellom kvinner og menn på kun 0,1 år. men ved 35-års alder har forskjellen økt til 0,5 år. Dette viser at kjønnsforskjellen øker i den mest barneintensive alderen. Ved 50-årsalderen er gjennomsnittlig antall år utenfor arbeidsmarkedet 4,8 år for kvinner og 2,1 år for menn.

Figur 4 viser karriereprofiler basert på separate regresjoner for menn og kvinner, med og uten kontroll for perioder utenfor arbeidsmarkedet. Kontroll for kohort er inkludert i alle analysene.

Figur 4. Karriereprofil etter alder for kvinner og menn. Kontrollert for kohort og perioder utenfor arbeidsmarkedet

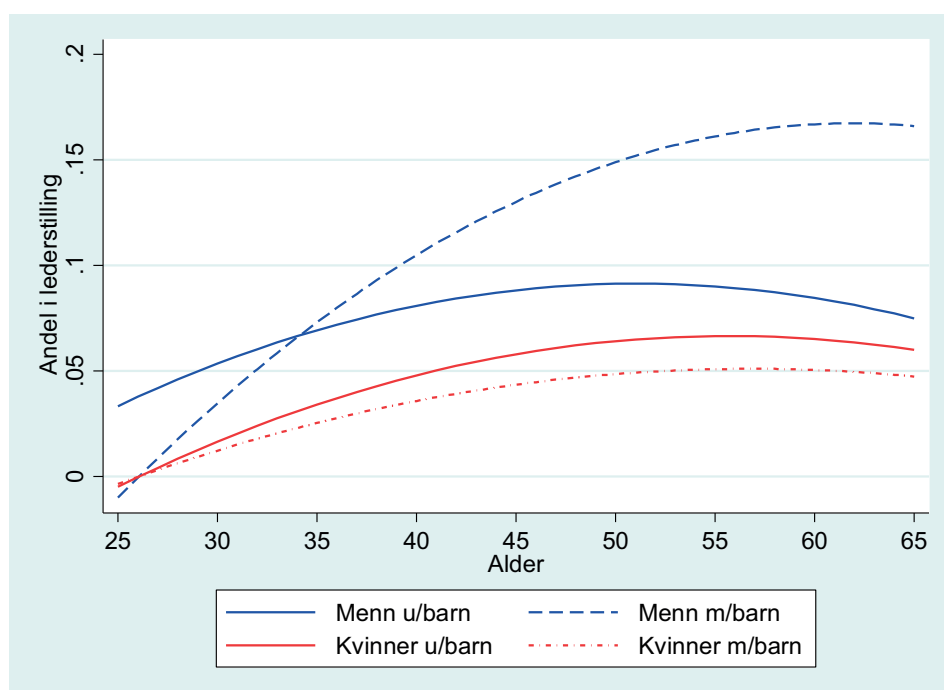


Note: Beregnet profil basert på separate regresjonsanalyser for hvert kjønn. Avhengig variabel er binærvariabel som måler om man er leder eller ikke, og kontrollvariablene er utdanningslengde, alder, alder kvadrert, år utenfor arbeidsmarkedet, års-dummier, og kohort-dummier. Profilene er beregnet for en person med gjennomsnittsegenskaper.

Figur 4 viser at å kontrollere for perioder utenfor arbeidsmarkedet har større betydning for karriereprofilene til kvinner enn for menn. Det betyr at karriereprofilen for kvinner blir noe brattere etter kontroll for perioder utenfor arbeidsmarkedet, noe som resulterer i en liten reduksjon av kjønnsforskjellene, men fortsatt gjenstår mye av kjønnsgapet.

Vi avslutter med noen enkle analyser av sammenhengen mellom barn og ledelse. Vi har antydnet tidligere at hvorvidt man har barn eller ikke kan være en forklaring bak mønsteret i figur 2. For menn og kvinner skiller vi mellom de som har barn, og de som ikke har barn. Vi estimerer så separate regresjoner for kvinner og menn med og uten barn. Predikerte karriereprofiler for de fire gruppene er vist i figur 5.

Figur 5. Karriereprofil etter alder for kvinner og menn, med og uten barn. Kontrollert for kohort



Note: Beregnet profil basert på separate regresjonsanalyser for hvert kjønn, og med og uten barn. Avhengig variabel er binærvariabel som måler om man er leder eller ikke og kontrollvariablene er utdanningslengde, alder, alder kvadrert, års-dummier, og kohort-dummier. Profilene er beregnet for en person med gjennomsnittsegenskaper.

For kvinner finner vi en liten «karrierestråff» ved å ha barn, målt ved at kvinner med barn har noe lavere sannsynlighet for å være leder, over hele karriereløpet, sammenlignet med kvinner uten barn. Tidligere studier av timelønnsforskjeller finner en lignende sammenheng (se for eksempel Datta Gupta og Smith (2002) og Barth mfl. (2013)). Forskjellen i sannsynligheten for å være leder oppstår allerede i starten av karrierene, øker litt i den typiske småbarnsfasen, men holder seg stabil også etter denne fasen av livet. For menn er forskjellen motsatt; menn med barn har mye høyere sannsynlighet for å være leder enn menn uten barn, og forskjellen øker over karriereløpet. Også denne forskjellen oppstår og skyter fart i den typiske småbarnsfasen, men den øker over hele karriereløpet.

Disse funnene er forenlige med forklaringene vi har skissert tidligere i artikkelen, og de er forenlige med humankapital-teorien som sier at man taper humankapital i perioder utenfor arbeidsmarkedet og at spesialisering fører til en sterkere arbeidsdeling i husholdningen når man får barn (Becker 1991). Innenfor denne litteraturen har analyser vist at kvinner uten barn ofte har bedre karriereutvikling enn kvinner med barn, og man tolker dette blant annet som en konsekvens av tapt humankapital i perioder utenfor arbeidsmarkedet (se for eksempel Datta Gupta og Smith 2002 og Barth mfl. 2013). Tilsvarende har studier funnet at menn som får barn og stifter familie, har bedre karriereutvikling enn barnløse menn. Forklaringen antas å være at menn som lever i par med barn tjener på spesialisering og arbeidsdeling innen husholdningen, noe som gjør at de kan benytte relativt mye tid i arbeidsmarkedet. Vi må likevel understreke at dette er analyser som ikke må tolkes

kausalt, det er for eksempel ikke opplagt at kurven for menn med barn utelukkende måler *effekten* av barn på sannsynligheten for å være leder. Den vil sannsynligvis også inneholde uobservert seleksjon, som kan skyldes at menn med barn har noen uobserverte egenskaper som gjør at de med høyere sannsynlighet blir ledere. Tilsvarende for kvinner kan det hende at kvinner uten barn har noen uobserverte egenskaper som henger sammen med høyere sannsynlighet for å være leder, for eksempel at de er mer karriereorienterte og velger å ikke få barn av den grunn.

AVSLUTNING

I denne artikkelen har vi undersøkt om den lave andelen kvinner i lederstillinger forklares av forskjeller mellom kohorter eller om dette er en konsekvens av valg og muligheter gjennom livsløpet. Økt likestilling i arbeidslivet, bedre muligheter til å kombinere jobb og familieliv, og økt utdanningsnivå og yrkesaktivitet blant kvinner vil gjøre det lettere for yngre kohorter av kvinner å gjøre karriere. Da vil vi forvente at kjønnsforskjellene i andelen med lederstillinger vil gå ned over tid, etter hvert som nye generasjoner kommer til. En annen tolkning er at mønsteret er et uttrykk for forskjeller mellom kvinner og menn når det gjelder karriereforløp, ved at sannsynligheten for å være leder stiger raskere med alder for menn enn for kvinner.

I et likestillingsperspektiv forteller disse to mekanismene helt forskjellige historier. Dersom kohortmekanismen er viktigst, kan vi forvente at kjønnsforskjellen i ledelse vil reduseres over tid, mens dersom livsløpsmekanismen er viktigst, er det mer «business as usual». I denne artikkelen har vi benyttet data som kan skille mellom de to mekanismene.

Resultatene i denne artikkelen viser at det er livsløpsmekanismen som er hovedforklaringen. Kjønnsforskjellen i ledelse øker med alder, over karrieren. Til tross for at analysene indikerer at det går riktig vei, ved at andelen kvinnelige ledere øker, så går det sakte, og den viktigste forklaringen på kjønnsgapet i ledelse er at sannsynligheten for å være leder øker mer med alder for menn enn for kvinner.

Vi kan ikke med disse analysene peke på hvilke prosesser som er i spill. Vi merker oss likevel at kjønnsforskjellene vokser sterkere i perioden mellom 30 og 40 år enn senere i livet. For mange er dette en periode med både viktige jobbvalg, og store familieforpliktelser. Omsorgsforpliktelser og måten husholdningene fordeler sitt arbeid på, spiller nok fortsatt en stor rolle for denne forskjellen. Denne tolkningen er også på linje med Hardoy, Schøne og Østbakken (2016), som finner at kjønnsforskjellen i ledelse mellom partnere innen husholdning øker etter barnefødsel, men resultatene våre viser også at kjønnsforskjellene ser ut til å fortsette å øke også etter perioden hvor de familiære forpliktelsene er store. Dette kan skyldes at også andre prosesser spiller en rolle og/eller at de valg man foretar tidlig i karrieren får konsekvenser for mulighetene på lang sikt. De valgene man foretar i ung alder vil kunne påvirke mulighetene for valg også senere i karrieren. Vi kan ikke med våre analyser skille mellom hva som skyldes kjønnsforskjeller i valg og hva som skyldes kjønnsforskjeller i muligheter. Det er også vanskelig å skille mellom dem, siden de påvirker hverandre gjensidig, over livsløpet.

REFERANSER

- Albrecht, J., Björklund, A. & Vroman, S. (2003). Is There a glass ceiling in Sweden? *Journal of Labor Economics*, 21, 145–177. DOI: [10.1086/344126](https://doi.org/10.1086/344126)
- Barth, E., Hardoy, I., Schøne, P. & Østbakken, K. M. (2013). *Lønnsforskjeller mellom kvinner og menn. Hva har skjedd på 2000-tallet?* ISF-rapport 2013:07.
- Becker, G. (1991). *Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Bertrand, M. (2010). New perspectives on gender. I Card, D., O. Ashenfelter (red.) *Handbook of Labor Economics* (s. 1545–1592, vol 4B). Nort Holland. DOI: [10.1016/s0169-7218\(11\)02415-4](https://doi.org/10.1016/s0169-7218(11)02415-4)
- Blau, F. D. & Kahn, L. M. (2013). Female labor supply: Why is the United States falling behind? *American Economic Review*, 103, 251–56. DOI: [10.1257/aer.103.3.251](https://doi.org/10.1257/aer.103.3.251)
- Booth, A. L. & Nolen, P. J. (2009). Choosing to compete: How different are girls and boys? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 81, 542–555. DOI: [10.1016/j.jebo.2011.07.018](https://doi.org/10.1016/j.jebo.2011.07.018)
- Bringedal, K. H. & Lappegård, T. (2012). Likere deling av foreldrepermisjon. *Samfunnsspeilet*, 20, 13–18.
- Datta Gupta, N. & Smith, N. (2002). Children and career interruptions: The family gap in Denmark. *Economica*, 69, 609–629. DOI: [10.1111/1468-0335.00303](https://doi.org/10.1111/1468-0335.00303)
- Fougner, E. (2012). Fedre tar ut hele kvoten – også etter at den ble utvidet til ti uker. *Arbeid og velferd*, 2, 71–77.
- Goldin, C. (2014). A grand gender convergence: Its last chapter. *American Economic Review*, 104(4), 1091–1119. DOI: [10.1257/aer.104.4.1091](https://doi.org/10.1257/aer.104.4.1091)
- Halrynjo, S. & Teigen, M. (2016). *Ulik likestilling i arbeidslivet*. Oslo: Gyldendal Akademisk.
- Hardoy, I., Schøne, P., & Østbakken, K. M. (2016). Children and the gender gap in management. Upublisert manuskript.
- Kunze, A. (2013). Work and wage dynamics around childbirth. *Scandinavian Journal of Economics*, 115, 856–877.
- Kunze, A. (2015). The family gap in career progression. *Research in Labor Economics*, 41, 115–142. DOI: [10.1108/s0147-912120140000041011](https://doi.org/10.1108/s0147-912120140000041011)
- Kunze, A. (2016). Karriere og mødre: en studie av privat sektor i Norge. I S. Halrynjo & M. Teigen (red.) *Ulikestilling i arbeidslivet (Un/Equality in Worklife* (s. 162–178). Oslo: Gyldendal Akademisk.
- Lundberg, S. & Rose, E. (2000). Parenthood and the earnings of married men and women. *Labour Economics*, 7, 689–710.
- Matsa, D. & Miller, A.R. (2011). Chipping away at the glass ceiling: gender spillovers in corporate leadership. *American Economic Review*, 101, 635–639.
- Mincer, J. & Polachek, S. (1978). Women's earnings reexamined. *Journal of Human Resources*, 13, 118–34.
- Schøne, P. (2015). Kvinner, barn og valg av sektor: Har offentlig sektor fortsatt en tiltrekning? *Søkelys på arbeidslivet*, 32, 360–376.
- SSB(2015). *Indikatorer for kjønnslikestilling i kommunene, 2013*. Hentet fra <https://ssb.no/befolkning/statistikker/likekom/aar/2015-03-02>