

Underveis Menns og kvinners lederkarrierer

On the way. Men's and women's managerial careers in Norway

Tom Colbjørnsen

Professor, Handelshøyskolen BI

tom.colbjornsen@bi.no

Knud Knudsen

Professor emeritus, Universitetet i Stavanger

knud.knudsen@uis.no

SAMMENDRAG

I denne artikkelen undersøkes hvordan mannlige og kvinnelige lederes karrierer preges av stiavhengighet, ulike karrieredrivere og generasjonsforskjeller. Analysen er dels basert på paneldata fra AFFs lederundersøkelser, og følger et representativt utvalg av norske ledere i midtfasen av deres karrierer mellom 1999 og 2011. Funnene viser at menn starter på et høyere stillingsnivå og investerer mer tid i lederjobben, men at kvinner som blir stående i lederkarrieren, siden kan lykkes med å ta igjen noe av menns forsprang. Høy utdanning og jobb i privat sektor er viktige karrieredrivere for kvinner, mens det for menn tilsynelatende handler om å komme godt ut i starten og være villig til å jobbe lange dager. Kvinnelige ledere som befant seg tidlig i karrieren i 2011, hadde et mer gunstig utgangspunkt for videre karriere enn de som startet ut tolv år tidligere. Artikkelen viser hvordan panel- og kohortanalyse kan utvide forståelsen av menns og kvinners karriereløp, og peker avslutningsvis på hvordan slike tilnæringer kan utvikles videre.

Nøkkelord

Kjønn, lederkarrierer, stiavhengighet, karrieredrivere, generasjonsforskjeller

ABSTRACT

This article analyzes how men's and women's careers are influenced by path dependence, different career determinants, and generation gaps. The analysis is based on panel data from AFF's leadership surveys, and follows a representative sample of Norwegian manag-

ers in the middle phase of their careers between 1999 and 2011. The data shows that male managers start their careers in higher managerial positions and invest longer hours in their jobs than their female colleagues. Women who are careerists do succeed, however, in reducing some of men's advantage later on. Higher education and jobs in private sector firms are significant determinants of women's chances for reaching a top management position. For male managers it is seemingly more important to start their careers at high levels, and to invest in future promotion opportunities by working long hours. Young female managers at the outset of their careers in 2011 started in higher positions than those at the same age twelve years earlier. The article demonstrates how panel analysis and cohort analysis may bring new insights into men's and women's career trajectories, and concludes by suggesting how such approaches may be further developed in future research.

Keywords

Gender, managerial careers, path dependence, career determinants, generation gaps

INNLEDNING

Kvinneandelen blant norske ledere går sakte, men sikkert oppover. Endringen skjer imidlertid langsommere jo nærmere man kommer toppen. Mellom 2008 og 2016 gikk innslaget av kvinner blant ledere i arbeidslivet generelt opp fra 30 til 35 prosent, mens andelen blant toppledere¹ økte fra 20 til 22 prosent (SSB, 2008, 2016, 2017).² Mannsdominansen framstår særlig markert blant sjefene i store virksomheter. I de 200 største norske bedriftene (målt etter omsetning) er bare 7,5 prosent av administrerende direktører kvinner. Norge er ikke i en særstilling (Colbjørnsen, 2017; CORE, 2017), og selv i verdens mest likestilte land står jevnere kjønnsbalanse i ledersjiktet som en krevende utfordring.

Det foreligger omfattende norsk og internasjonal forskning om den vedvarende mannsdominans på toppen, og et bredt knippe av forklaringsstrategier er framhevet (Teigen, 2014). Kunnskap om hvordan menns og kvinners karrierer etableres og utvikles er likevel begrenset, og i ledelsesforskningen understrekes behovet for bedre innsikt i prosessen og betydningen av tidsdimensjonen i analysene (Fischer, Dietz & Antonakis, 2016). Nyere bidrag har ved bruk av registerdata identifisert faktorer som kan svekke hennes sjanser for å ha lederstilling i sammenligning med hans (Hardøy, Schøne & Østbakken, 2017a, 2017b). Ennå er det likevel få studier av karriereforløpet der mannlige og kvinnelige ledere følges over tid.

Formålet med denne artikkelen er å gi økt innsikt i hvordan kjønn påvirker lederes karrierer. Grunntesen er at menn og kvinner møter ulike betingelser i arbeid og familie, og at de utvikler forskjellig karriereorientering. Mannlige ledere kan ha fordeler i tidlig fase. Deres mulige forsprang kan likevel reduseres med årene, etter hvert som kvinnene vokser i lederrollen og forventningene fra familien avtar. I forlengelsen ligger spørsmålet om

1. I denne artikkelen brukes betegnelsene toppleder og daglig leder om hverandre om virksomhetens øverste sjef, dvs. om den som i siste instans står ansvarlig overfor et styre eller en annen overordnet instans, for den daglige virksomheten. Noen bruker betegnelsen toppleder både om øverste sjef og om ledere som rapporterer direkte til denne.
2. SSB identifiserer antallet ledere med utgangspunkt i sin «Standard for yrkesklassifisering». Som toppleder regner SSB «toppleder i offentlig administrasjon», «toppleder i interesseorganisasjon» og «administrerende direktør».

hvilke egenskaper som særkjenner kvinnene som når til topps, og om yngre kvinners karrierestart har bedret seg i nyere tid.

Framstillingen i det følgende er bygget rundt tre komplementære forskningsspørsmål, under merkelappene Stiavhengige karrierer, Karrieredrivere og Generasjonsforskjeller:

- a. Stiavhengige karrierer: Oppstår det tidlig et gap mellom mannlige og kvinnelige ledere i stillingsnivå og tidsinvestering, og hvordan spiller posisjon og arbeidstid sammen i utviklingen av kvinners og menns karrierebaner?
- b. Karrieredrivere: Hvilke faktorer er særlig avgjørende for kvinnelige lederes vei til toppen, gitt ulike forutsetninger i tidlig fase og seinere forløp?
- c. Generasjonsforskjeller: Har kjønnsgapet i nivå og arbeidstid minsket for den generasjon som var tidlig i lederkarrieren i 2011, sammenlignet med dem i tilsvarende fase i 1999?

Artikkelen bidrar til økt kunnskap om kjønnsforskjeller i lederes karrierer på tre måter. For det første ved at analysene fokuserer på prosessen, og slik gir grunnlag for å forstå utviklingen av karriereforløpet over tid (Antonakis, 2017; Antonakis, Bendahan, Jacquart & Lalive, 2010). Vi er opptatt av hvordan tidsinvestering og posisjon sammen former kvinnelige og mannlige lederes utsikter i en tolvårs periode (1999–2011), hvilke egenskaper som særkjenner kvinnelige lederes oppdrift sammenlignet med mannlige, og om det har skjedd en heving av yngre kvinners karrierestart over tid.

For det andre gir data fra AFFs lederundersøkelser (Colbjørnsen, 2004; Colbjørnsen, Drake & Haukedal, 2001; Rønning, Brochs-Haukedal, Glasø & Mathiesen, 2013) unik mulighet til å studere norske ledere over en lengre periode. Surveyene gir et representativt bilde for hvert av årene 1999, 2002, 2011, og materialet har i tillegg et panel av de ledere som var med på alle tre tidspunkter (Dalen & Ansteensen, 2012). Panelet består i utgangspunktet av nærmere seks hundre ledere som kan følges over tolv år, og som primært befinner seg i midtfasen av karrieren. Utvalgsstørrelse for hver av surveyene er på rundt tre tusen.

Vi vil, for det tredje, anvende særlige analysegrep, i tillegg til den tradisjonelle regresjonstilnærmingen. Dette gjelder såkalte «latent growth»- og «cross-lagged»-modeller (Biesanz, 2012; Bollen & Curran, 2006). Den første av disse gir anslag på startpunkt og forløp, og kan slik fortelle om mønsteret for individuelle baner, også etter kjønn. Den andre formidler innsikt i hvordan ulike stadier i karrieren er forbundet med hverandre. Sammen med vanlig regresjon skulle disse grepene gi et godt grunnlag for empirisk prøving av de i alt åtte hypotesene som utvikles.

ARGUMENTER OG HYPOTESER

Stiavhengige karrierer

Lederkarrierer kan forstås som vekstprosesser der tid og oppmerksomhet balanseres mellom egen oppdrift, omsorg for familie, personlige behov og andre livsinteresser. Tidsinvestering og posisjon skaper sammen en plattform for videre forløp, der mønsteret i tidlig fase innvirker på utsiktene siden (Eastman, 1998). I sosiale sammenhenger er slik stiavhengighet sjelden et deterministisk fenomen; mange faktorer kan virke inn på den enkeltes lederbane. Vi vil her argumentere for at menn gjerne starter sterkere ut, men at kvinnene seinere

i karrieren kan erfare like mye framgang som menn, og kanskje også lykkes med å ta igjen deler av deres forsprang.

Det er flere grunner til å vente at kvinnelige ledere har en mer prøvende start på karrieren, med mindre klare ambisjoner for arbeidstid og stillingsnivå enn mannlige. Riktignok tyder internasjonal forskning på at mannlige og kvinnelige studenter i utgangspunktet har like sterke aspirasjoner. Blant annet viste en omfattende spørreundersøkelse av amerikanske bachelorstudenter («undergraduates») at over 60 prosent av både guttene og jentene rangerte vellykket yrkeskarriere som det viktigste i livet (Stone & McKee, 2000). Oppfølgende dybdeintervjuer viste imidlertid betydelige kjønnsforskjeller i hvordan de samme studentene tenkte å realisere sine karriereambisjoner. Guttene så for seg at deres ambisiøse karrieremål kunne nås uten å måtte renonsere på ønsker om ekteskap og barn. For jentene kom derimot karrieren mer i bakgrunnen straks de så for seg at de også ville få barn.

Unge kvinner preges ofte av mer eller mindre bevisste forberedelser til å skulle bli mødre (Brown & Diekman, 2010; Stone & McKee, 2000). Mange ser for seg at når tiden er inne, må karrieren tilpasses morsrollens behov (Bursztyn, Fujiwara & Pallais, 2017). Den mentale forberedelsen til morsrollen kan starte lang tid før det er aktuelt å få barn, og fortsette selv om tiden trekker ut før eventuelle fødsler. Unge menn opplever ikke i samme grad motsetningen mellom karriereambisjoner og ønsker om å etablere egen familie. Heller kan de se for seg at jo mer vellykket deres karriere blir, jo bedre kan de ivareta forsørgerrollen overfor barn og øvrige familie når den tid kommer (Fetterolf & Eagly, 2011).

Beskrivelsene over er dels basert på amerikanske undersøkelser. Det er imidlertid grunn til å tro at disse kan ha gyldighet også for Norge. Den viktigste driveren bak unges forestillinger om fremtidige prioriteringer er den tradisjonelle arbeidsdelingen mellom menn og kvinner, med kvinners vedvarende tilknytning til morsrollen og menns fortsatte forpliktelse overfor forsørgerrollen (Halrynjo & Lyng, 2010; Kitterød & Rønsen, 2013). Gode velferdsordninger kan i tillegg, paradoksalt nok, ha trukket kvinnene tettere til familie og hjem (Birkelund & Petersen, 2003; Birkelund & Petersen, 2016; Hovden, Kvande & Rasmussen, 2011). Dette kommer vi tilbake til siden.

I dette avsnittet argumenterer vi kort for fire relaterte hypoteser om lederes karrierebaner, og om hvordan disse kan starte og utvikle seg forskjellig for de to kjønn. Lederrollen medfører stort ansvar og høye forventninger om å ha jobben i fokus. Kravene vil ofte være større jo høyere i hierarkiet lederen befinner seg. Standardavtaler for daglig og ukentlig arbeidstid kan ha liten praktisk betydning. Innsatsnormen tilsier at ledere skal være synlige og tilgjengelige gjennom dagen, og i perioder kunne nås også på andre tider av døgnet. Jobbens krav konkurrerer ikke bare med tid brukt til omsorg for barn, men også med tid til øvrig familie, vennekrets, personlige behov og fritidsinteresser (Rønning et al., 2013). I det følgende presenteres argumenter i forkant av den enkelte hypotese.

Kjønnsforskjeller vil ventelig være særlig markerte i tidlig karrierefase. Forventningene til lange arbeidsdager, uforutsigbare arbeidstider og maksimal prioritet til jobben er trolig oftere internalisert blant mannlige ledere. Normen vil erfares mer tvetydig for kvinner, der samtidige forventninger om ansvar for morsrolle og sosiale omgivelser veier tyngre (Halrynjo & Lyng, 2010). De første trinn i karrieren kan derfor kjennetegnes av at kvinnelige ledere går mer prøvende inn i rollen og tilpasser seg på et lavere stillingsnivå og med kortere arbeidsdager.

Hypotese 1: Menn har lengre arbeidsdager og høyere stillinger enn kvinner ved starten på karrieren.

Empiriske studier viser at en lederjobb krever mer tid jo høyere den er plassert i hierarkiet (se for eksempel Colbjørnsen et al, 2001: 153). Samtidig er det mye som tyder på at tiden som kreves er størst i tidlig karrierefase. Grunnen er at hvor mye tid og oppmerksomhet den enkelte legger ned i jobben, kan ses på som en investering i fremtidige opprykk. Stor tidsinvestering kan være en måte å posisjonere seg tidlig på i konkurransen om toppstillinger (Eastman, 1998). Jo tidligere investeringen foretas, desto flere år gjenstår til å høste gevinster forbundet med opprykk.

Hypotese 2: Tid investert i karriere og stillingsnivå er sterkest forbundet med hverandre i tidlig karrierefase.

Analyser av karrierer i hierarkiske systemer viser gjerne en tendens til stivhengighet, slik dette er utlagt også i klassiske sosiologiske bidrag (Rosenbaum, 1979). I vårt tilfelle betyr det at et eventuelt gap i stillingsnivå og tidsinvestering mellom mannlige og kvinnelige ledere i første fase av karrieren, fortsetter å gjøre seg gjeldende også seinere i løpet. Tidligere forskning gir grunn til å forvente en betydelig sammenheng mellom de tilpasninger som ledere foretar i ulike faser. For eksempel kan håndtering av kolliderende rollekrav i tidlige runder være avgjørende for situasjonen på seinere trinn (Knudsen, Gunnarsdóttir & Karlsen, 2014).

Hypotese 3: Lederes stillingsnivå og tidsinvestering i tidlig fase forplanter seg til seinere fase.

Startforskjeller i lederkarrierer kan jevne seg ut over tid innenfor de rammer hovedmønsteret setter. Kvinnelige ledere kan knappe inn på menns forsprang etter hvert som familiekravene letter, lederrollen setter seg og jobben kan gis større plass. Bedriftenes økte engasjement for å rekruttere flere kvinnelige toppledere kan virke i samme retning. Kanskje tar også mennene det mer med ro etter hvert som ambisjonene innfris og karrieren festner seg.

Hypotese 4: Kvinnelige ledere erfarer større karrierevekst enn mannlige, og knapper inn på det forspranget i stillingsnivå og arbeidstid som menn har med fra starten.

Selv om hypotese 4 over kan virke rimelig, finnes alternative argumenter. Dersom sammenhengene mellom innsats og stilling i starten, med påfølgende seinere stivhengighet, er sterke nok, kan kjønnsforskjellene forbli uendret, eller også tilta. Internasjonal forskning har vektlagt barrierene for kvinners karriereframgang, riktignok uten at det empiriske belegget for glasstak og «klebrige gulv» virker avklart (Booth, Francesconi & Frank, 2003; Powell & Butterfield, 2015). Norske analyser (Hardoy et al., 2017b) tyder også på at flere faktorer kan begrense rommet for heving av kvinnelige lederes karrierebane. Spørsmålet her blir hvilke krefter som er mest utslagsgivende: De som kunne virke for at kvinners karrierebane etter hvert stiger relativt til menns, eller de som virker for stabilitet og avdemping. Det står som en faglig oppgave å undersøke mulige empiriske indikasjoner i begge retninger.

Karrieredrivere

Tidligere analyser av AFFs lederundersøkelser viser at kvinner som befinner seg på nivået rett under toppleder har samme sannsynlighet som menn til å bli forfremmet til toppleder (Colbjørnsen, 2017: 14–15). Den skjeve kjønnsbalansen blant toppledere ser dermed ikke ut til å skyldes at mannlige kandidater favoriseres. Årsaken ser mer ut til å være at kvinners lederkarrierer stopper opp før de kommer så høyt at kvinnene framstår som aktuelle for toppjobben. Dermed blir tilgangen på kvinnelige topplederkandidater begrenset. I fortsettelsen drøfter vi hvordan menns og kvinners lederkarrierer påvirkes av tre relaterte forhold: rollekonflikt, økonomisk sektor og formell kompetanse, uttrykt i hypotesene 5–7.

Med en overordnet stilling følger overordnet ansvar. Toppledere er særlig eksponerte. Spektakulære hendelser kan føre til at alt annet må legges til side. Kvinner kan oppleve kollisjonen mellom jobb og hjem som mer belastende enn menn (Kirchmeyer, 2002; Knudsen, 2009; Ngo & Lui, 1999). Dette skjer ikke fordi de har dårligere forutsetninger for å håndtere vanskelige situasjoner, men fordi jobbens utfordringer medfører at andre gjøremål som oppleves som viktige må forsakes. Kvinner har ofte mer varierte livsinteresser enn menn, og kan se på en mellomlederstilling med begrenset ansvar som mulighet til å skape god livsbalanse. Samtidig ville en vente at kvinner som vurderer lederrollens fordeler verd for sakelsene, vinner opp i hierarkiet.

Hypotese 5: Kvinnelige ledere som erfarer at jobbkravene kolliderer med forventninger fra hjem og familie, eller at fordelene ved lederrollen ikke er verdt innsatsen, vil i større grad enn mannlige ledere tilpasse seg på et lavt ledernivå.

Nyere norsk forskning basert på registerdata tyder på at kjønnsgapet blant ledere tiltar særlig når barn kommer til (Hardoy et al., 2017a). Også internasjonale studier understreker at ansvar for barn svekker kvinners mulighet for å nå toppen (Hurley & Choudhary, 2016). Mange kvinner kan foretrekke lederkarrierer i offentlig sektor, der gode permisjonsavtaler, fleksible arbeidstidsordninger og likestillingsorienterte holdninger skaper karriereveier som gir gode muligheter til å ivareta foreldrerollen – såkalte «mommy tracks». Slike velferdsordninger kan imidlertid vise seg å bli en karrierefelle, siden de gjør det mulig for kvinner å fortsette å ta hovedansvaret for omsorg for barna og dermed risikere å bli sterkere bundet til hjemmesfæren enn det som er forenlig med en ambisiøs lederkarriere (Birkelund & Petersen, 2003, 2016; Clayton & Emery, 2009; Halrynjo & Lyng, 2010; Hovden et al., 2011). Menn som søker offentlig sektor gjør det trolig ofte fordi de faglige utviklingsmulighetene er gode, og risikerer dermed ikke å få svekket sine karrieremuligheter.

Hypotese 6: Kvinnelige ledere med ansvar for barn eller som arbeider i offentlig sektor, vil ofte bli værende på lave ledernivåer.

Internasjonal forskning har betonet at interesse og personlig driv for topplederrollen utvikles fra tidlige alder, og at opplevelser i utdanningssystemet er særlig viktig for kvinners ambisjoner (Fitzsimmons, Callan & Paulsen, 2014). Sterk utdanningsbakgrunn framstår som vesentlig for å nå toppen (Hurley & Choudhary, 2016). En skal også være åpen for at kvinner i enkelte sammenhenger kan risikere at deres reelle kompetanse undervurderes

(Sandberg, 2013), og at formell utdanning da kan framstå som viktig ressurs. Sterk utdanningsbakgrunn er ikke bare en dokumentasjon av at søkeren besitter bestemte faglige ferdigheter, men også et signal til arbeidsgiver om at vedkommende har høy evne til læring og utvikling, er i stand til å vise selvdisiplin, og innstilt på å møte forventninger om å levere resultater. Høy utdanning kan gi kvinner særlig trygghet til å tørre å søke overordnede stillinger, selv om stillingene ved første øyekast kan oppleves som for krevende.

Hypotese 7: Dokumentert kompetanse gjennom formell utdanning er viktig for kvinners mulighet for å nå til topps, mer enn erfaring i lederrollen.

Generasjonsforskjeller

Spørsmålet i dette avsnittet dreier seg om hvorvidt det har skjedd endringer i startgrunnlaget for kvinnelige og mannlige ledere: Ser vi tegn til en ny generasjon kvinner som allerede tidlig i karrieren posisjonerer seg på et høyere stillingsnivå sammenlignet med menn?

Vår siste hypotese (hypotese 8) knytter an til tre tunge samfunnstrender: Kvinners utdanningsrevolusjon, offentlig likestillingspolitikk og oppmyking av den kjønnete arbeidsdelingen i familien.

På 1980-tallet kom jenter i flertall på universiteter og høyskoler, og i dag er 60 prosent av studentene innen høyere utdanning kvinner. Kvinneandelen innen høyere utdanning har vært høyt stabil siden begynnelsen av 2000-tallet (SSB, 2017). All høyere utdanning er imidlertid ikke like relevant som rekrutteringsgrunnlag for lederjobber. AFFs lederundersøkelser viser at økonomi, administrasjon, ledelse, ingeniørfag og andre teknologiske fag er den dominerende utdanningsbakgrunnen til norske ledere. Blant ledere med økonomi- og administrasjonsfag økte kvinneandelen fra 27 til 40 prosent mellom 2002 og 2011 (Colbjørnsen, 2013). Dette kan gjenspeile at kvinner har ervervet seg mer relevant lederutdanning i perioden.

Omtrent parallelt med at andelen kvinner med lederrelevant utdanning begynte å øke, ble det iverksatt likestillingspolitiske tiltak som skulle minske spenningen mellom karriere og familieforpliktelser. Fødselspermisjonsordninger for mødre og fedre, full barnehagedekning, skolefritidsordninger og eldreomsorgsboliger ga kvinner større muligheter til å søke jobber som krevde lange arbeidsdager og høy mental involvering også utenom ordinær arbeidstid (Birkelund og Petersen, 2016).

Samtidig har det blitt påpekt at generelle velferdsordninger kan være feller som frister kvinner til å fortsette å legge større vekt på hjemmesfærens omsorgsbehov enn lederkarrierens innsatskrav. I land der velferdsordningene er mindre generøse, slik som i USA, ser det ut til at større avhengighet av egne inntekter gir flere kvinner insentiver til å forfølge ambisjoner om å skaffe seg godt betalte lederjobber (Mandel & Semyonov, 2006). Amerikanske folketellingsdata viser i tråd med dette at kvinneandelen blant toppledere («Chief Executives») er 27.3 prosent, mens tilsvarende tall for Norge er 22 prosent (SSB, 2017).

Som nevnt tidligere er morsrollen en viktig premiss for hvordan mange kvinner planlegger sine karrierer. Perioden siden 1970 har vært preget av at gifte og samboende menn har tatt en gradvis større del av omsorgen for barna, mens kvinnene har økt sin deltakelse i inntektsgivende arbeid (Kitterød & Rønsen, 2013:19). Denne utviklingen vil ventelig også ha satt sitt preg på de tolv årene som gikk mellom AFFs lederundersøkelser i 1999 og 2011, og ha medvirket til at kvinnelige ledere som deltok i 2011-undersøkelsen kunne påta seg

mer overordnede lederjobber allerede fra starten. Under ett leder argumentene i dette avsnittet opp til vår siste hypotese.

Hypotese 8: Kvinner som befant seg tidlig i sine lederkarrierer i 2011 vil starte ut mer på like fot med menn i stillingsnivå og arbeidstid, sammenlignet med de som begynte i 1999.

Gjennomgangen foran gir i hovedsak argumenter som skulle tale for at nivået til kvinnelige ledes karrierestart har hevet seg. Flere funn i norsk sammenheng indikerer imidlertid at slike forventninger om positiv endring kanskje er for optimistiske (Halrynjo & Lyng, 2010; Hardoy et al., 2017a, 2017b), noe som gjør at utfallet av empirisk prøving på AFF-materialet ikke er opplagt.

DATA OG ANALYSESTRATEGI

Data

De fleste av hypotesene foran (1–4, 5–7) vil bli etterprøvd ved hjelp av paneldata fra AFFs lederundersøkelser, slik materialet ble beskrevet innledningsvis. Da paneltakerne ble intervjuet første gang i 1999, var de i gjennomsnitt i slutten av 30-årene. Kvinnene hadde 8.4 års ledererfaring mot mennenes 11.1 år. Relativt få hadde rukket å bli toppledere. Da deltakerne ble intervjuet for siste gang i 2011, befant de seg i 50-årene, og mange hadde oppnådd å bli toppledere. Panelet dekker slik midtfasen av ledernes karrierer og ikke hele løpet fra start til slutt, selv om man ideelt sett kunne ønske at særlig tidlige faser også var med (Hardoy et al., 2017b). Panelet omfatter de respondenter man faktisk kunne gjenfinne i lederposisjon over tid. Totalt består panelet av 586 respondenter som ble intervjuet i både 1999, 2002 og 2011.

For vurdering av vår siste hypotese (hypotese 8), om generasjonsforskjeller, har vi etablert to underutvalg fra AFFs lederundersøkelser, ett fra 1999- og ett fra 2011-surveyen.

Underutvalgene består av respondenter som var 40 år eller yngre på intervjutidspunktet. Ved å konsentrere oss om de yngste deltakerne blir vi sikrere på at vi sammenligner deltakere som er tidlig i sine karrierer. Medlemmene av de to underutvalgene hadde i gjennomsnitt ca. seks års ledererfaring på intervjutidspunktet. I utgangspunktet er AFF-undersøkelsene fra 1999 og 2011 ikke uavhengige av hverandre. Ved å avgrense analysen til respondenter som var 40 år og yngre, reduseres imidlertid overlappet for ledere i panelet til tolv individer. Det spiller liten rolle for resultatene hvordan denne lille gruppen håndteres i de statistiske analysene.

Seleksjonsmekanismer er naturlig til stede i AFF-panelet. Respondentene har vært i lederposisjon over en tolvårsperiode, og kan kanskje betraktes som mer stabile i rollen enn de øvrige respondentene. Betydningen av seleksjon er undersøkt ved hjelp av logistisk regresjon. Beregningene viser at verken kjønn, økonomisk sektor (offentlig–privat) eller arbeidstid gir statistisk signifikant forskjell på sjansen for å tilhøre panelet. Kvinneandelen på rundt 20 prosent er den samme i panelet som for hele utvalget i 1999. Under ett framstår panelet som representativt for norske ledere som i hovedsak har stått i rollen gjennom perioden 1999–2011.

I alle tre surveyene ble respondentene bedt om å angi eget stillingsnivå i virksomheten som hun eller han er leder i. Man skulle ta utgangspunkt i den selvstendige enheten, og ikke eventuelt hele konsernet eller etaten. De seks opprinnelige svaralternativene gikk fra førstelinjeleder til toppleder. I våre analyser er leder for stab/rådgivningsenhet og prosjekt-

leder slått sammen med mellomleder, slik at det i alt blir fire nivåer: Førstelinjeleder/operativ leder (0); mellomleder (1); rapporterer direkte til virksomhetens toppleder/daglige leder (2); toppleder/daglig leder i virksomheten (3).

I den påfølgende analysen av kjønnsbestemte lederkarrierer betraktes stillingsnivå (NIVÅ) som en tilnærmet kontinuerlig variabel på intervallnivå. Supplerende analyser der stillingsvariabelen i stedet behandles som en ordinalvariabel, endrer ikke våre hovedresultater. Vi har også gjennomført analyser med alternative operasjonelle definisjoner av stillingsnivå, der opplysninger både om foretak og konserntilhørighet er forsøkt tatt hensyn til. Slike avgrensninger vanskeliggjøres imidlertid av at spørsmålene og oppbyggingen av spørreskjemaene ikke er kompatible over tid. I denne omgang er vi blitt stående ved den enkle, om enn noe grove stillingsvariabelen. For analysen av karrieredrivere (hypotesene 5–7) anvendes en særlig femdelt variant, der den øverste kategorien fanger toppnivået. Denne var kun tilgjengelig for 2011-surveyen. Lederne har i alle tre runder svart også på spørsmålet: «Omtrent hvor mange timer arbeider du i gjennomsnitt per uke?». Svarene brukes som indikatorer på hvor mye tid som investeres i lederrollen i ulike faser av karrieren, og er i analysene benevnt arbeidstid (TIMER). Kjønn er målt med verdiene 0 (M) og 1 (K).

De øvrige variablene i analysene er Sektor (privat = 0, offentlig = 1), Alder (25–65), Erfaring (år ledererfaring i nåværende og eventuell annen virksomhet, 3–30), Utdanningsnivå (fra grunnskole = 1 til universitet = 5), Barn (om man har barn under 16 hjemme, nei = 0, ja = 1), Jobb-hjem-konflikt (indeks for om jobb går ut over ekteskap/parforhold og vennskap, fra 1 = aldri til 4 = ofte), Verdt det (om man opplever at fordelene ved å være leder er verdt innsatsen, fra 0 = nei til 1 = ja).

Analysestrategi

De statistiske analysene av kjønnsbestemte lederkarrierer (hypotesene 1–4) benytter metoder som i internasjonal litteratur kalles latente vekstmodeller (Latent Curve Models: LCM) og Cross-Lagged Models (CLM) (Bollen & Curran, 2006; Hoyle, 2012). Vi vil først kort presentere logikken i metodene.

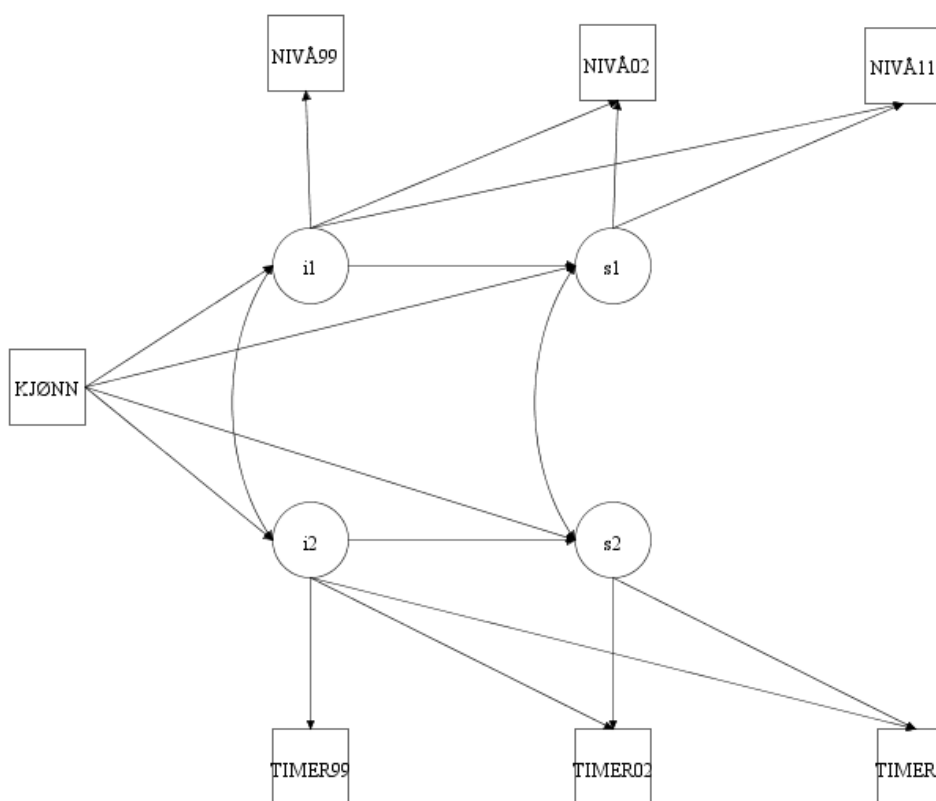
LCM-modeller gjør det mulig å analysere enkeltpersoners utviklingsbaner, med et startpunkt og en stigning. I slike modeller har hvert individ en egen vekstkurve over tid, i sin enkleste form som en rett linje. Kurven varierer mellom individene og tenkes som refleks av en bakenforliggende vekstfaktor.

En kompakt variant av LCM-modellen er vist i figur 1. Verdien for observert variabel (firkanter) på det enkelte tidspunkt (1999, 2002, 2011) betraktes som bestemt av to latente variabler/faktorer (sirkler), der den første angir startnivået og den andre stigningskoeffisienten. Linjen som angir karriereforløpet for den enkelte leder i vår studie, kan forstås som refleks av to krefter: Et latent konstantledd (i_1) og en latent stigningskoeffisient (s_1), der begge disse har et tyngdepunkt og variasjon rundt dette. Her står «i» for intercept (konstantledd), og «s» for slope (helningsvinkel). Logikken framgår av den øverste delen i figur 1. Om det faktisk er slik at ledere stort sett stiger i hierarkiet, skulle den latente stigningskoeffisienten (s_1) ha et positivt fortegn og fortrinnsvis framstå som statistisk signifikant. Lederes tidsinvestering i jobben kan tenkes innenfor en tilsvarende logikk (i_2 , s_2).

Vi betrakter utviklingen i stillingsnivå og arbeidsinnsats over tid som parallelle og potensielt sammenvevde prosesser (Bollen & Curran, 2006; Cheong, MacKinnon & Khoo, 2003; George,

2006; von Soest & Hagtvet, 2011), med rom for sammenhenger på tvers. Dette er illustrert ved de krummede pilene i figur 1. Det er et poeng at vi har observasjoner for tre tidspunkter, da dette gjerne anses som minimum for å ta høyde for målefeil i de observerte variablene.

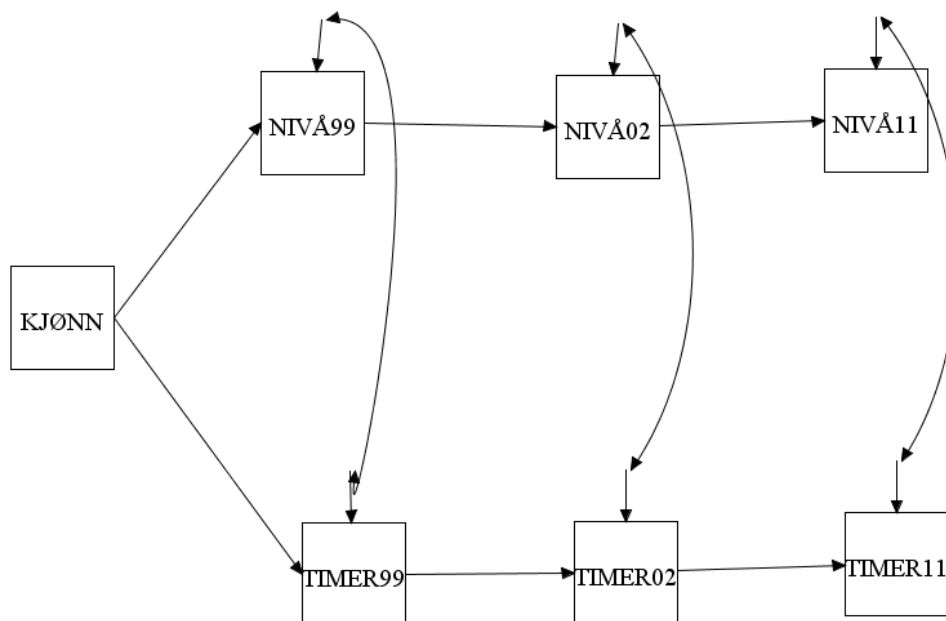
Det postuleres videre i figur 1 at variasjonen i tidlig fase (i1, i2) og seinere vekst (s1, s2) er betinget av kjønn. Dette gjør modellen egnet til å gripe mulige kjønnsforskjeller i typiske karriereforløp. Flere trekk ved den anvendte LCM-modellen vil bli utlagt ved resultatgjennomgangen nedenfor.



Figur 1. Logikken i parallell latent vekstmodell (LCM): Stillingsnivå (NIVÅ) og Tidsinvestering (TIMER) over tid, betinget av Kjønn

Mens Latent Curve Models søker å fange tendens og variasjon i individuelle vekstforløp, er Cross-Lagged Models (CLM) nyttige for å analysere om nivået på ett tidspunkt er resultat av tidligere verdi på samme variabel. I figur 2 er tankegangen i sin enkleste versjon gjengitt. Eksempelvis forstås stillingsnivå i 2011 (NIVÅ11) som bestemt av tilsvarende i 2002 (NIVÅ02). En slik forbindelse mellom samme variabel på to tidspunkter kalles gjerne for en autoregressiv effekt, og denne kan her ses som uttrykk for stabiliteten i lederens relative plassering.

Logikken i modellen kan illustreres ved figur 2, fra venstre mot høyre. En klart positiv verdi på den autoregressive koeffisienten, eksempelvis mellom NIVÅ02 og NIVÅ11, forteller at ledere som tidlig hadde høy posisjon i hierarkiet også gjerne har det seinere. Benevnningen Cross-Lagged Models antyder at tilnærmingen også åpner for effekter over tid «på tvers», eksempelvis fra tidligere innsatsnivå (TIMER02) til seinere posisjon (NIVÅ11), selv om slike for enkelhets skyld ikke er inntegnet i figur 2.



Figur 2. Logikken i «cross-lagged»-modellen (CLM): Betydningen av kjønn for stillingsnivå (NIVÅ) og tidsinvestering (TIMER) over tid

Vårt fokus her er på mulige kjønnsforskjeller, og følgelig er den sentrale eksogene forklaringsvariabel kjønn. I praksis vil man gjerne analysere betydningen av flere uavhengige variabler, særlig for å gripe mulige mellomliggende mekanismer. Dette er også gjort i våre analyser, i forlengelsen av resultater som rapporteres seinere i artikkelen.

De to hovedtilnærmingene (LCM og CLM) gir supplerende og likevel forskjellige innsikter. LCM forteller om typiske mønstre og variasjoner i individers karriereløp, mens CLM forteller om stabiliteten i deres relative plassering over tid. For å illustrere: En negativ latent helningsvinkel for timeinnsats i LCM-modellen (s2, figur 1) kan gjerne forekomme sammen med en positiv effekt mellom timer02 og timer11 i CLM-varianten (figur 2). Dette ville i så fall bety at individers timeinnsats avtar med årene (negativ s2), dog på en slik måte at de som jobbet mye på tidlige trinn også er relativt mest arbeidsomme på seinere stadier (positiv autoregresjon). Det kan altså være betydelige variasjoner i individuelle baner, samtidig som lederens relative posisjon er temmelig stabil. Ved å kombinere de to analysestrategiene kan vi få fram en differensiert og mer helhetlig forståelse av mannlige og kvinnelige ledes karriereløp.

I tillegg til LCM- og CLM-analysene (hypotesene 1–4), anvendes også vanlig multipl regressjon (hypotesene 5–7) og tabell-analyse (hypotese 8). I det siste tilfellet er det videre sjekket at funnene framstår robuste og står ved lag også i supplerende regresjonsanalyser.

FUNN OG TOLKNINGER

Stiavhengige karrierer

Tabell 1 inneholder deskriptiv statistikk for sentrale variabler i kommende analyser. Variablene er fordelt på kjønn. Tabellen viser også signifikansnivåer for kjønnsforskjellene, og korrelasjo-

ner (ETA) mellom kjønn og hver enkelt variabel. Data er vektet slik at mønsteret blir representativt for norske ledere under ett (Dalen og Ansteensen, 2012: 6–7). For de sentrale analysevariablene stillingsnivå og arbeidstid er det rapportert for alle tre tidspunkter, mens det for mulige kontroll- og medierende variabler av plasshensyn er rapportert med grunnlag i 2002.

Tabell 1 viser at forskjellene i menns og kvinners stillingsnivå og arbeidstimer i tidlige faser framstår som tydelige og klart signifikante, og det samme gjelder for ledererfaring og sektor. Å være kvinnelig leder går fra starten (av midtfasen av karrieren) sammen med mindre ukentlig arbeidstid, lavere stillingsnivå, kortere ledererfaring, og ofte jobb i offentlig sektor. Kjønnsdifferansene i alder, jobb–hjem-konflikt og om jobben er verd belastningen, er klart mindre, og i varierende grad statistisk signifikante. Mønsteret i tabellen antyder at mannlige og kvinnelige ledere over tid kanskje nærmer seg hverandre i posisjon og innsats. Dette skal vi komme tilbake til.

Tabell 1. Deskriptiv statistikk for panelet

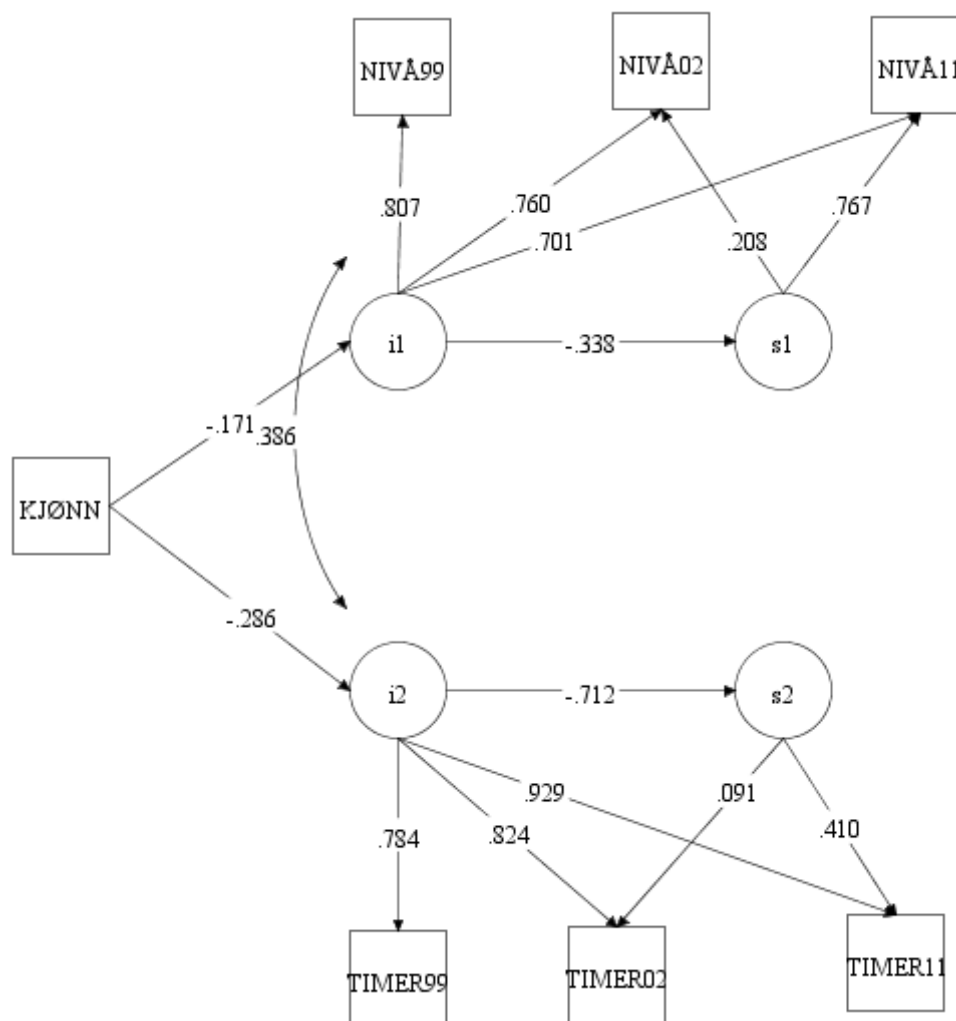
| | Kjønn | Gjennomsnitt | Standard- avvik | N | P-verdi/ Eta |
|------------------------|--------|--------------|--------------------|-----|-----------------|
| Nivå 99 | Mann | 1,75 | ,68 | 417 | P=,00 |
| | Kvinne | 1,50 | ,65 | 119 | ETA=,15 |
| Nivå 02 | Mann | 1,75 | ,73 | 416 | P=,02 |
| | Kvinne | 1,53 | ,69 | 119 | ETA=,13 |
| Nivå 11 | Mann | 1,97 | ,76 | 417 | P=,14 |
| | Kvinne | 1,84 | ,83 | 119 | ETA=,07 |
| TIMER99 | Mann | 47,69 | 7,31 | 415 | P=,00 |
| | Kvinne | 43,99 | 6,91 | 119 | ETA=,21 |
| TIMER02 | Mann | 47,28 | 7,23 | 412 | P=,00 |
| | Kvinne | 43,90 | 7,57 | 118 | ETA=,19 |
| TIMER11 | Mann | 44,66 | 6,09 | 409 | P=,00 |
| | Kvinne | 42,23 | 6,34 | 119 | ETA=,16 |
| ALDER 02 | Mann | 44,01 | 6,62 | 417 | P=,06 |
| | Kvinne | 42,67 | 7,63 | 119 | ETA=,08 |
| ERFARING 02 | Mann | 14,17 | 8,19 | 414 | P=,00 |
| | Kvinne | 11,66 | 8,45 | 119 | ETA=,16 |
| UTDANNING 02 | Mann | 3,68 | ,99 | 417 | P=,41 |
| | Kvinne | 3,77 | 1,06 | 119 | ETA=,04 |
| SEKTOR 02 | Mann | ,17 | ,38 | 417 | P=,00 |
| | Kvinne | ,48 | ,50 | 119 | ETA=,30 |
| JOBBS-HJEM-KONFLIKT 02 | Mann | 2,06 | ,75 | 415 | P=,10 |
| | Kvinne | 2,19 | ,78 | 118 | ETA=,07 |
| VERD DET 02 | Mann | ,78 | ,35 | 417 | P=,22 |
| | Kvinne | ,83 | ,32 | 119 | ETA=,05 |
| BARN 02 | Mann | ,74 | ,44 | 417 | P=,01 |
| | Kvinne | ,61 | ,49 | 119 | ETA=,12 |

Kilde: AFFs lederundersøkelser 1999, 2002, 2011.

ETA angir tallverdien på de parvise korrelasjoner mellom Kjønn og variablene i tabellen ellers.

I de påfølgende analyser (hypotesene 1–4) ved Latent Curve (LCM)- og Cross-Lagged (CLM)-modellene gjør vi bruk av mulighetene i Mplus-programmet til å anslå manglende verdier for longitudinelle data (Bollen & Curran, 2006), slik at utvalgsstørrelse for hele panelet med bruk av veide data er 814. En slik imputering av manglende verdier endrer ikke på hovedresultatene.

Figur 3 viser mønsteret i individers karrierebaner over de tre intervju tidspunktene. Figuren inneholder hovedresultater fra LCM-analysene. Det gjengis standardiserte størrelser, og kun signifikante anslag. Tabell 2 viser utfyllende beregninger.



Figur 3. Lederes posisjon og tidsinvestering over tid (1999–2011). LCM-analyse

Kilde: AFFs lederundersøkelser 1999, 2002, 2011.

i1 = konstantledd for stillingsnivå; s1 = stigningskoeffisient for stillingsnivå.

i2 = konstantledd for timeinnsats; s2 = stigningskoeffisient for timeinnsats.

Figuren viser standardiserte koeffisienter og signifikante estimater.

Tabell 2. Lederes posisjon og tidsinvestering over tid (1999–2011). Tillegg til figur 3

| Estimerte gjennomsnitt for latente variabler | | | |
|--|---------|--------------|---------|
| i1 | s1 | i2 | s2 |
| 1,684 | 0,066 | 46,735 | -0,648 |
| t-verdi til estimater for latente variabler | | | |
| i1 | s1 | i2 | s2 |
| 53,974 | 5,621 | 116,025 | -6,792 |
| Indirekte sammenhenger | | | |
| | Estimat | Standardfeil | t-verdi |
| Fra Kjønn på s2 | 0,204 | 0,087 | 2,350 |
| Fra Kjønn på s1 | 0,058 | 0,022 | 2,647 |

i1 = konstantledd for stillingsnivå; s1 = stigningskoeffisient for stillingsnivå;

i2 = konstantledd for timeinnsats; s2 = stigningskoeffisient for timeinnsats.

La oss starte med de latente størrelsene s1 og s2 i tabell 2 (estimerte gjennomsnitt for latente stigningskoeffisienter). Den anslåtte verdien for faktoren s1 er ,066, og denne er klart signifikant. Det positive fortegnet bekrefter grunntanken om at lederes individuelle karrierer gjennomgående vokser i perioden, selv om det antas variasjon rundt hovedtendensen. Verdien for s2 (-,648) er også signifikant, men her er fortegnet motsatt. Dette indikerer at lederne gjerne slakker litt av på timeinnsatsen etter hvert som årene går. Kort sagt: Med tiden stiger lederen i stillingshierarkiet, samtidig som tidsinvesteringen i jobben avdempes.

Figur 3 viser resultater med relevans særlig for hypotesene 1, 2 og 4, men angår også hypotese 3. For det første: Om lederen er mann eller kvinne, har markant betydning for hvordan karrieren starter. Kjønn har negativ effekt både på i1 (gjennomsnittlig konstantledd for stillingsnivå) og i2 (tilsvarende for timeinnsats). Fra starten av jobber kvinnelige ledere mindre enn mannlige, og de går inn på lavere stillingsnivå. De standardiserte effektene er henholdsvis -,171 og -,286. Resultatene er konsistente med argumentene bak hypotese 1.

For det andre er det betydelig samvariasjon mellom innsats og posisjon i starten, slik dette avspeiles av den krummede pilen i figuren. (Den rapporterte standardiserte verdien på ,386 angir korrelasjonen mellom restvariansene; korrelasjonen mellom selve konstantleddene er litt høyere). Sagt på en annen måte: I tidlig karrierefase framstår tidsinvestering og ledernivå gjerne som to sider av samme sak. Resultatet støtter vår hypotese 2. Mønsteret bekrefter argumentet om at timeinnsats og stillingsnivå er tydelig knyttet sammen tidlig i karrierens mellomfase.

For det tredje er det interessant å betrakte start og stigning for de latente størrelsene under ett. I figur 3 vises sammenhengene mellom de latente konstantleddene og stigningen for henholdsvis stilling og arbeidstid (i1-s1 = -,338; i2-s2 = -,712). De negative fortegnene

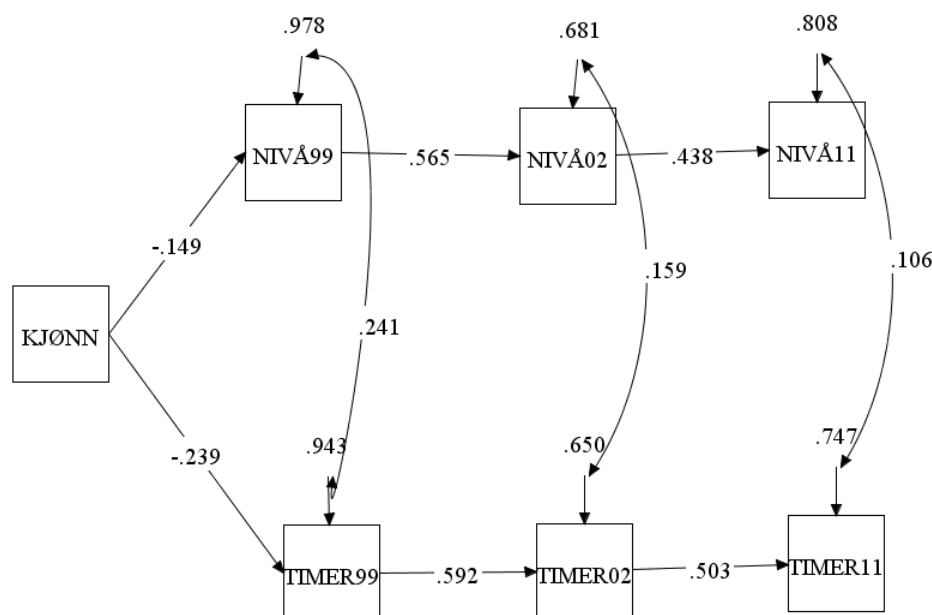
innebærer at ledere som har svak start ofte stiger kjappere, og tilsvarende, at den som starter høyt, får mindre vekst seinere. Om sammenhengen skal forstås som «effekt» eller kun samvariasjon kan nok diskuteres. Vi nøyer oss her med å konstatere at typiske karriereløp har kompenserende trekk; ledere som starter lavere ut på stigen justerer gjerne med sterkere vekst utover i karrierebanen, og *vice versa*. Mønsteret gir et første innspill til vår hypotese 3, om sammenheng mellom startnivå og seinere karrierevekst. Vi kommer tilbake til videre fortolkninger under gjennomgangen av CLM-modellen nedenfor.

I forlengelsen av modellen i figur 3 er det mulig å tenke seg indirekte og modererende virkninger av kjønn over karriereløpet (Cheong et al., 2003; Selig & Preacher, 2009; von Soest & Hagtvet, 2011). Poenget angår vår hypotese 4, om mulige kompenserende virkninger for kvinnelige ledere; man kan spørre om det handicap som kvinnelige ledere pådrar seg i starten blir heftende ved dem; om forskjellene forsterkes seinere, eller om de blir utjevnet? Det foreligger ingen signifikant direkte effekt av kjønn på den latente stigningskoeffisienten (s_1). I denne forstand framstår karriereveksten som uavhengig av om man er mann eller kvinne, for ellers gitt startnivå. I tråd med modellens logikk kunne man likevel spørre om lederens kjønn kan ha indirekte og dermed også modererende virkning på karriereveksten (s_1) via startpunktet (i_1). Den statistiske programpakken Mplus gjør det mulig å beregne en slik sammenheng, og nederste del av tabell 2 viser at anslaget på denne formen for indirekte effekt av kjønn på s_1 er positiv ($,058$) og statistisk signifikant.

Kort sagt: Kvinnelige ledes svake inngang kompenseres til en viss grad ved at lavtstartende ledere har sterkere stigning seinere i karrieren. Tilsvarende gjelder også for timeinvestering i jobben, som i utgangspunktet har negativ utvikling. Kvinners svake start slår ut i mindre nedgang i kvinners timeinnsats. Resultatet understrekes videre av en (svakt) signifikant positiv korrelasjon mellom s_1 og s_2 (ikke gjengitt i tabellen), slik at relativ økning i innsats over tid går sammen med karrierevekst. Det kan legges til at hovedkonklusjonene fra analysene i figur 3 og tabell 2 står fast også ved anvendelse av alternative modeller, eksempelvis om hvert av de to forløpene (stillingsnivå, tidsinvestering) analyseres separat for kvinner og menn eller om kun perioden mellom 2002 og 2011 betraktes.

Under ett indikerer resultatene at kvinnelige ledere med årene tar innpå de mannlige, slik vi også kunne ane ut fra det deskriptive mønsteret i tabell 1. Uten å trekke de statistiske beregninger for langt, framstår disse resultatene konsistente med hypotese 4, for de ledere som står i rollen: Kvinners og menns stilling blir mer like etter hvert som deres karrierer utfolder seg. Logikken i vekstmodellen i figur 3 gir differensiert innsikt i hvordan kvinnes opphenting skjer. De kompenserer for sitt svake utgangspunkt med hurtigere stillingsopptrykk når de kommer et stykke ut i karrierens mellomfase, og de reduserer tilsvarende sin arbeidstid mindre enn mannlige ledere etter hvert som de blir eldre.

Disse resultatene gir slik liten støtte til forestillinger om «klebrige gulv» eller glasstak (Booth et al., 2003; Jackson & O'Callaghan, 2009) som hinder for kvinnelige ledes karrierevekst. Umiddelbart kan mønsteret også framstå som noe på tvers av konklusjoner i nyere norsk forskning (Hardoy et al., 2017b). Ulikhetene kan skyldes forskjeller i analysestrategi, datagrunnlag og variabelkonstruksjon. Framtidige analyser kan gi nærmere avklaring.



Figur 4. Kjønn, stillingsnivå og tidsinvestering over 12 år. CLM-analyse

Panel: Norske ledere 1999–2011. N=577.

Kilde: AFFs lederundersøkelser. Standardiserte koeffisienter.

Figur 4 og tabell 3 viser utvalgte resultater fra analyser basert på en Cross-Lagged Model (CLM) med mulighet for kryssede effekter. Figuren inneholder kun signifikante størrelser.

Tabell 3. Indirekte effekter av kjønn på stillingsnivå og tidsinvestering. Tillegg til figur 4

| | Estimat | Standardfeil | t-verdi |
|---|---------|--------------|---------|
| Samlet indirekte effekt fra Kjønn på Nivå11 | -0,037 | 0,013 | -2,794 |
| Samlet indirekte effekt fra Kjønn på Nivå11 | -,071 | 0,020 | -3,628 |

Panel: Norske ledere 1999–2011. N=577.

Kilde: AFFs lederundersøkelser.

For det første bekrefter figur 4 konklusjonen for hypotese 1 fra vekst-modellen i figur 3: Kjønn har klar betydning for tidlig stillingsnivå og innsats. Kvinner jobber mindre, og starter ut på lavere stillingsnivå, enn menn (-,239; -,149). I tråd med hypotese 2 viser figuren, for det andre, markert rest-samvariasjon mellom stilling og arbeidstid i begynnerfasen (.241), en tendens som siden avtar noe. Sammenhengen mellom tidsinvestering og stillingsnivå – som framstår som viktig i tidlig karrierefase – mister altså gradvis betydning når lederens plassering i hierarkiet festner seg. Vår tolkning er at etter hvert som karrieren utfolder seg og ledere erverver seg mer erfaring, nettverk og kompetanse, blir lang arbeidstid mindre viktig for å oppnå en posisjon høyt i lederhierarkiet eller for å signalisere ambisjoner om fremtidige opprykk

For det tredje inneholder figur 4 markerte autoregressive effekter. Disse avspeiler at nivået på en gitt variabel på ett tidspunkt, bestemmes av nivået på samme variabel ved et

tidligere tidspunkt. Mønsteret bekrefter på dette vis hypotesen om at lederkarrierer preges av stivhengighet: Stillingsnivå i 2011 påvirkes av lederens posisjon i 2002, mens posisjon i 2002 påvirkes av posisjon i 1999. Lignende sammenhenger eksisterer for arbeidstid. Tilpasninger som ledere foretar i tidligere faser, er viktige for hva de siden driver det til. Beregningene støtter altså vår hypotese 3.

De høye verdiene på de autoregressive sammenhengene vitner om stor stabilitet i lederes relative plassering fra ett tidspunkt til det neste. Det er neppe uventet at sammenhengene er så sterke i den første, korte treårsfasen (,565; ,592). Det er mer overraskende at de standardiserte autoregressive effektene er nesten like markerte for den tre ganger så lange andre perioden (,438; ,503). Mønsteret forteller at tilpasningene lederen foretar på tidlige trinn, får systematiske følger for utviklingen seinere.

Resultatene i figur 4 forteller videre at langtidseffekten av kjønn består i indirekte virkninger. Kjønn får i denne modellen ikke signifikante direkte effekter på seinere stilling og innsats. Menns og kvinners ulike arbeidstider og stillingsnivå i 2002 og 2011 skyldes heller at de startet forskjellig ut i 1999. Resultatene gir ytterligere støtte til hypotese 3. Tabell 3 viser riktignok at den indirekte og signifikante effekten av kjønn via tidligere stillingsnivå ikke er dramatisk (-,037). Den illustrerer allikevel hvor viktig tidlige tilpasninger fortsetter å være gjennom videre trinn i lederkarrieren.

Resultatene fra de to tilnærmingene kan nå betraktes i sammenheng. LCM-analysen gir empirisk støtte til hypotesene 1,2, og 4. Resultatene forteller at mannlige ledere i starten jobber mer og har høyere stillingsnivå, og at tidsinvestering og posisjon er sterkt forbundet i tidlige faser, likevel med betydelig variasjon i karrierebaner for begge kjønn. Samtidig indikeres at kvinnelige ledere seinere kan knappe inn på forspranget. Den påfølgende CLM-analysen understreker og differensierer inntrykket fra LCM-resultatene. Også her fortelles at de to kjønn starter ulikt ut (hypotese 1). Særlig viktig synes dog det tydelige bildet av relativ stabilitet over karrierebanen å være, og mønsteret bekrefter i denne forstand argumentene rundt stivhengighet (hypotese 3). Sammen forteller LCM- og CLM-analysene at menns og kvinners lederkarrierer preges av mekanismer som dels trekker i hver sin retning. Mens Cross-Lagged-analysen (figur 4) demonstrerer seigheten over tid i tidlig etablerte mønstre, indikerer beregningene fra Latent Curve-modellen (figur 3) at stivhengigheten ikke er sterkere enn at det er et visst individuelt handlingsrom innenfor de sterke føringene.

Under ett gir ovenstående svar på vårt første forskningsspørsmål, knyttet til stivhengige karrierer: Det foreligger en markert kjønnsforskjell for tidsinvestering og stillingsnivå i starten og betydelig seighet i relativ posisjon siden. Dette betyr likevel ikke at den enkeltes utsikter bare er priggitt deterministiske strukturer. Resultatene viser også variasjon i typiske forløp og at kvinner kan redusere forspranget til sine mannlige kollegaer gjennom egne karrierestrategier, basert blant annet gjennom hurtigere stillingsopptrykk i løpet av karrieren.

Videre analyser, der et bredt knippe av kontrollvariabler er med (jfr. tabell 1), forteller at kjønnseffekten dels formidles via forhold som erfaringslengde og økonomisk sektor. Kvinners utsikter svekkes fordi de oftere har lederkarrierer i offentlig sektor, noe som i utgangspunktet trolig kan knyttes til ordninger som åpner for myk tilpasning mellom jobb og hjem. Slike mønstre differensierer resultatene fra den enkle modellen i figur 4, dog uten at inntrykket av den samlede betydning av kjønn endres.

Karrieredrivere

La oss så se nærmere på hypotesene om karrieredrivere (hypotesene 5–7). Disse vil bli etterprøvd ved hjelp av regresjonsanalyse.³ Avhengig variabel er ledernivå i 2011, nå målt ved en femdelte skala der laveste verdi er førstelinjeleder/operativ leder, og høyeste verdi er toppleder/daglig leder i virksomheter med mer enn 100 ansatte. Skalaen er en utvidet variant av den firedelte skalaen som ble benyttet i analysen av stivhengighet. 2011-undersøkelsen (og bare denne) muliggjør slik en mer differensiert stige, med en særlig topp-posisjon helt øverst i hierarkiet.

Forklaringsvariablene, som alle ligger forut for den avhengige variabelen i tid, er de samme som er benyttet tidligere i artikkelen og som ble dokumentert i tabell 1. Data består av panelet fra AFFs lederundersøkelser i 1999, 2002 og 2011. For å korrigere for at den opprinnelige utvalgsmetodikken innebar ulik trekksannsynlighet på tvers av bransjer, ble svarene vektet og hver deltaker gitt en vekt som tilsvarte vedkommendes trekksannsynlighet (Dalen & Ansteensen, 2012: 6–7). Etter vektning med utgangspunkt i 2002-undersøkelsen består utvalget her av 416 mannlige og 118 kvinnelige ledere. Det er et viktig poeng at man i disse analysene av veien til toppen også kan kontrollere for nivået lederen startet ut på.

Tabell 4 viser beregninger fra regresjonsanalysene, der både den vanlige (ustandardiserte) og den standardiserte koeffisienten er rapportert. Den ustandardiserte regresjonskoeffisienten angir forskjell/endring i den avhengige variabel ved ett trinns forskjell på den uavhengige. Den standardiserte angir tilsvarende, gitt at alle variabler i utgangspunkt ble satt på standardisert form. De standardiserte regresjonskoeffisientene gir indikasjoner på de uavhengige variabelenes relative betydning for den avhengige variabelen.

Beregningene virker interessante i relasjon til hypotesene 5–7 foran. Resultatene gir ikke holdepunkter for at kvinnelige ledere forblir i mellomlederstillinger på grunn av kollisjon mellom jobb og hjem. Mønsteret tyder på en (svak) tendens til at kvinnelige ledere som har erfart høy jobb–hjem-konflikt, seinere har oppnådd en høyere stilling heller enn å bli værende på lavere nivå. Tilsvarende gjelder for øvrig for mannlige ledere. Det er heller ingen tegn til at det har hatt noen betydning for kvinners karriereutvikling om de har opplevd at jobben ikke har vært verd innsatsen. Både kvinner og menn ser ut til å akseptere at spenninger mellom arbeid og hjem og forsakelser av alternative gjøremål, er noe som følger med en lederkarriere og som man må tåle.

Resultatene indikerer at belastningen på familielivet som følger med å være kvinnelig toppleder er tvetydig. Toppledere må riktignok være på alerten 24/7, og de arbeider gjerne flere timer per uke enn mellomledere. Imidlertid har toppledere myndighet til å sette agenda og fatte beslutninger, og dermed visse muligheter til å tilpasse jobben til egne behov og ambisjoner, i det minste i «normale» perioder uten ekstraordinære hendelser.

3. Det ble også gjennomført logistiske regresjonsanalyser der skillet mellom toppledere og andre ledere ble brukt som avhengig variabel. Resultatene var i hovedsak sammenfallende med regresjonsanalysen. Sistnevnte ble valgt siden den gjør det mulig å ta hensyn til at karrierer skjer i en trinnvis stillingsstruktur som er ordnet hierarkisk. På den måten utnyttes mer av informasjonen i datamaterialet.

Tabell 4. Mannlige og kvinnelige lederes stillingsnivå i 2011

| | Kvinner | | | Menn | | | Differanse | |
|--------------------------|---------|---------|-------|------|---------|-------|------------|-----------------------|
| | BK | P-verdi | BETAK | BM | P-verdi | BETAM | BK - BM | P-verdi Differanse |
| Jobb-hjem-konflikt | ,18 | ,07 | ,17 | ,11 | ,04 | ,10 | ,07 | >,25 |
| Lederjobb verd innsatsen | ,01 | ,98 | ,00 | ,37 | ,00 | ,15 | -,36 | >,10 |
| Offentlig/privat sektor | -,51 | ,00 | -,30 | ,01 | ,93 | ,00 | -,52 | ,00 |
| Barn hjemme | -,07 | ,62 | -,04 | ,03 | ,74 | ,02 | -,10 | >,25 |
| Utdanningsnivå | ,36 | ,00 | ,45 | ,02 | ,64 | ,02 | ,34 | ,00 |
| Total ledererfaring | ,01 | ,45 | ,07 | ,00 | ,82 | ,01 | ,01 | >,10 |
| Stilling 1999 | ,26 | ,03 | ,20 | ,39 | ,00 | ,31 | -,13 | >,10 |
| Arbeidstimer per uke | ,01 | ,65 | ,04 | ,03 | ,00 | ,19 | -,02 | ,10 |
| Konstantledd | | | ,16 | | | ,24 | | |
| R2 | | | ,29 | | | ,20 | | |
| N | | | 118 | | | 416 | | |

Kilde AFFs lederundersøkelser, panel 1999–2002–2011. N=534.

BK og BM er ustandardiserte regresjonskoeffisienter for henholdsvis kvinner og menn, BETAK BETAM er standardiserte regresjonskoeffisienter, P-verdi er signifikansnivå for regresjonskoeffisientene og differansene mellom dem. Alle variabler er skalert med laveste verdi satt til 0.

Tabellen forteller at kvinner i offentlig sektor skårer lavere på stillingsnivå enn i private virksomheter. Funnet styrker hypotese 6. Den ustandardiserte regresjonskoeffisienten forteller at kvinner som går inn i offentlig sektor erfarer et stillingsnivå som er ,51 lavere enn de som velger privat, gitt den valgte skalering av variablene. Den standardiserte koeffisienten på -.30 indikerer videre at karrieretapet ved å knytte seg til offentlig sektor er betydelig, relativt sett. Mannlige ledere som søker til det offentlige, opplever ikke et tilsvarende tap. Erfaring fra offentlig forvaltning kan kanskje oftere gi mannlige ledere kompetanse og nettverk som danner et springbrett til videre karriere i næringslivet.

Hvorvidt en kvinnelig leder har hatt barn under 16 år hjemme tidlig i karrieren, ser ut til å ha liten betydning for muligheter for seinere forfremmelser. En forklaring kan muligens ligge i at det i 2002 var blitt etablert en rekke offentlige velferdsordninger som økte kvinners muligheter til å kombinere lønnet arbeid med barneomsorg (Birkelund & Petersen, 2016). En annen fortolkning er at kvinner i 2011 hadde tatt igjen det meste av karrieretapet de ble påført ved å ha barn hjemme i 2002, etter hvert som barna hadde vokst til. Det ikke-signifikante utslaget trekker i en annen retning enn resultatene fra analyser basert på norske registerdata (Hardoy et al., 2017a), og man bør følgelig være forsiktig med å trekke endelig konklusjon.

Tabell 4 gir sterk støtte til hypotese 7. Lang formell utdanning er en markert karriere-driver for kvinnelige ledere. Verken mye ledererfaring eller lange arbeidsdager slår imidler-

tid ut. Utdanningens betydning for kvinner understrekes av en standardisert regresjonskoeffisient på hele ,45. Tabell 4 bekrefter for øvrig funnet fra analysen av stivhengighet som viste at kvinnelige ledere som vil opp i hierarkiet, er tjent med å starte på høyest mulig stillingsnivå.

Verken utdanningsnivå eller ledererfaring har betydning for menns stillingsnivå. Også deres suksess er knyttet til posisjon tidlig i karrieren, og deretter etter alt å dømme ved å gå «all in» med lange arbeidsdager. Mannlige ledere som synes de har fått mye igjen for å legge stor innsats ned i jobben tidlig i karrieren, har etter alt å dømme også blitt motivert til å søke mer overordnede stillinger seinere. Skal menn påta seg de oppofrelser som en toppstilling innebærer, er det tilsynelatende en fordel om de tidligere har erfart at de får tilstrekkelig igjen for innsatsen, et moment som altså ser ut til å ha liten betydning for kvinners karrierer.

Generasjonsforskjeller

Vi går så til vår siste hypotese om generasjonsforskjeller (hypotese 8). Her vil vi sammenligne stillingsnivå og arbeidstider mellom to uavhengige kohorter. Til dette formålet har vi etablert to underutvalg fra AFFs lederundersøkelser, ett fra 1999- og ett fra 2011-undersøkelsen, slik det foran er redegjort for.

Tabell 5 inneholder informasjon om stillingsnivå og arbeidstid for 1999- og 2011-kohortene, brutt ned på kjønn. Tabellen inneholder også bakgrunnsinformasjon om gjennomsnittlig alder og ledererfaring. Tabellen gjengir de to kohortenes skåre på den firedelte stillingsvariabelen som vi har benyttet tidligere og som rangerer ledere i stigende orden, avhengig av om de er førstelinjeledere/operative ledere, mellomledere, rapporterer direkte til daglig leder, eller er toppledere/daglig ledere. Arbeidstid er målt som totalt antall timer per uke.

Resultatene støtter hypotese 8. Kjønnsgapet i stillingsnivå som eksisterte for 1999-kohorten og som da var klart statistisk signifikant, er så godt som fraværende for kohorten som begynte tolv år seinere. Kvinner som startet sine lederkarrierer et stykke ut på 2000-tallet, hadde med andre ord skaffet seg omtrent samme utgangspunkt for sin videre karriere som mannlige ledere. Reduksjonen i kjønnsgapet mellom 1999 og 2011 er statistisk signifikant.⁴

Samtidig ble forskjellen mellom menns og kvinners arbeidstid mindre. Kvinnene investerte forholdsmessig noe mer tid i lederjobben i 2011. Kjønnsgapet ble redusert med knappe én time og fire minutter per uke (1.06 timer). Slik har kvinnelige ledertalenter, relativt sett, nå bedre grunnlag også for fremtidige forfremmelser. Reduksjonen i kjønnsgapet i arbeidstid er også statistisk signifikant.⁵

Et interessant funn i tabell 5 er den markante reduksjonen i ukentlig arbeidstid blant både menn og kvinner fra 1999 til 2011. Det er ikke noe nytt at arbeidstiden går ned over tid. Reduksjoner i arbeidstiden har lenge vært en tung historisk tendens. Forskjellen mel-

4. Målt med skalaen til den benyttede stillingsvariabelen, er differansen i stillingsnivå mellom menn og kvinner redusert med 0,15 mellom 1999 og 2011. En t-test for reduksjonen i kjønnsgapet viser at endringen fra 1999 til 2011 er statistisk signifikant på 5-prosentnivå, med konfidensintervall 0,15 +/- 0,06.

5. Differansen i ukentlig arbeidstid mellom menn og kvinner er redusert med 1.06 timer fra 1999 til 2011. En t-test viser at denne reduksjonen er statistisk signifikant på 5-prosentnivå, med konfidensintervall 1,06 +/- 0,66.

lom 1999- og 2011-kohorten synes imidlertid å være i største laget til å være skapt av en langsiktig historisk trend, tidsrommet tatt i betraktning. En annen mulig forklaring tar utgangspunkt i at 2011 var kjennetegnet av uvanlig sterk økonomisk vekst. Det kan kanskje tenkes at medlemmene av 2011-kohorten, som da var i en fase av livet med mange gjøremål utenom jobben, benyttet de gode tidene til å gi barn, familie og fritidsinteresser større prioritet enn 1999-kohorten hadde kunnet gjøre på det tidspunktet de ble intervjuet. Men dette får stå som spekulasjoner.

Tabell 5. Stillingsnivå, arbeidstid, alder og ledererfaring etter kjønn, 1999 og 2011

| | Kjønn | Gj. snitt | Stand. avvik | M | P-verdi/eta |
|--------------------|-------|-----------|--------------|------|-------------|
| Ledererfaring 1999 | M | 6,87 | 4,77 | 1023 | P = ,000 |
| | K | 5,17 | 5,31 | 403 | ETA = ,15 |
| Alder 1999 | M | 34,79 | 4,07 | 1028 | P = ,000 |
| | K | 33,08 | 4,64 | 407 | ETA = ,18 |
| Stillingsnivå 1999 | M | 1,67 | 0,72 | 1028 | P = ,000 |
| | K | 1,5 | 0,64 | 407 | ETA = ,11 |
| Arbeidstid 1999 | M | 48,22 | 7,4 | 1023 | P = ,000 |
| | K | 44,14 | 6,98 | 396 | ETA = ,24 |
| Ledererfaring 2011 | M | 6,74 | 4,83 | 397 | P = ,932 |
| | K | 6,78 | 5,84 | 267 | ETA = ,00 |
| Alder 2011 | M | 35,48 | 4,1 | 401 | P = ,200 |
| | K | 35,03 | 4,76 | 269 | ETA = ,05 |
| Stillingsnivå 2011 | M | 1,63 | 0,68 | 401 | P = ,745 |
| | K | 1,61 | 0,64 | 267 | ETA = ,01 |
| Arbeidstid 2011 | M | 44,1 | 6,22 | 401 | P = ,000 |
| | K | 41,08 | 5,6 | 267 | ETA = ,24 |

Kilde: AFFs lederundersøkelser 1999 og 2011.

Ledere 40 år eller yngre.

ETA angir tallverdien på de parvise korrelasjoner mellom kjønn og øvrige variabler i tabellen.

Resultatene i dette avsnittet gir grunn til en viss optimisme med tanke på kvinners fremtidige karrieremuligheter. Tidligere i artikkelen har vi vist at lederkarrierer preges av stivhengighet. Kvinner som befant seg tidlig i lederkarrieren i 1999, startet med en ulempe vis-à-vis sine mannlige kollegaer som de ikke greide å tette helt igjen siden, selv om de knappet innpå. Resultatene i dette avsnittet tyder på at kvinner som startet tolv år seinere begynner på omtrent samme stillingsnivå som menn. Det gir dem et bedre utgangspunkt for å posisjonere seg for fremtidige toppstillinger.

Regresjonsanalyser som er foretatt i forlengelsen av tabell 5 (ikke gjengitt her), understøtter og differensierer konklusjonene. I disse inngår stillingsnivå som avhengig variabel, samt relevante forklaringsvariabler, herunder et interaksjonsledd for kombinasjonen av kohort (1999, 2011) og kjønn. Den positive interaksjonseffekten svekkes noe når egenskaper som alder, erfaring og arbeidstimer kontrolleres for, dog på en slik måte at effekten fortsatt forblir signifikant. En tentativ fortolkning er altså at yngre kvinners relative stilling

er hevet i perioden fordi grunnlaget for kvinnelige ledertalenter generelt er bedret. Resultatene fra slike supplerende regresjonsanalyser indikerer at konklusjonene fra tabell 5 er rimelig robuste.

DISKUSJON OG KONKLUSJON

Norske kvinner deltar ofte i arbeidslivet. Samtidig er to tredjedeler av lederne fortsatt menn. Kvinnene finnes enda sjeldnere på toppen, spesielt i større virksomheter. Det er en viktig faglig utfordring å forstå hvorfor så få kvinner blir ledere og sjelden når til topps i hierarkiet.

Utgangspunktet for artikkelen var tre forskningsspørsmål: 1) I hvilken grad er kvinnelige og mannlige leders karrierebaner ulike, fra starten og i det videre forløp? 2) Hvilke faktorer er særlig viktige for kvinner for å nå til topps? og 3) Har kvinnenens svakere startposisjon relativt til mennene bedret seg de siste ti–tolv år? For å finne svar har vi studert stiavhengighet, karrieredrivere og generasjonsforskjeller blant menn og kvinner som gjennomgår midtfasen av sine lederkarrierer. Vi tok utgangspunkt i at kvinner og menn gjerne møter ulike betingelser i familie og arbeid som skaper forskjeller i lederkarrierer og slik svekker kvinners posisjon. To drivkrefter er her av betydning. Den første mekanismen er knyttet til kvinners vekt på å skape rom både for jobb og hjem, særlig i tidlige faser av karrieren der behovene i familien er mest krevende. Vi hevdet at forventninger knyttet til familie og morsrolle får kvinnelige ledere til å starte mer forsiktig ut når det gjelder posisjon og tidsinvestering. Kvinnelige ledere søker gjerne virksomheter med aksept for familievennlige løsninger, og velger oftere offentlig sektor. Generøse velferdsordninger i et egalitært samfunn kan underlette slike tilpasninger. Den andre mekanismen kalles for stiavhengighet eller hysterese, og innebærer at mønstre som etableres på et gitt tidspunkt forplanter seg til seinere. Sosiologer har vist at karrierer typisk kan beskrives som stiavhengige prosesser. Stiavhengighet utelukker likevel ikke at individuelle valg og strategier seinere kan modifisere det opprinnelige mønsteret.

Som svar på vårt første forskningsspørsmål forteller resultatene at arbeidsinnsats og stillingsnivå henger systematisk sammen i starten. Forbindelsen svekkes etter alt å dømme med årene når lederne stiger i hierarkiet. Parallelt avtar arbeidsinnsatsen, likevel på en slik måte at det relative mønsteret som ble tidlig etablert fortsetter å gjøre seg gjeldende. Kjønnforskjeller trer fram på to måter. For det første finner vi at lederens kjønn i tidlige faser har betydning både for den tiden som investeres i jobben og for stillingsnivået. Slik starter kvinnene etter alt å dømme ut mer prøvende. For det andre indikerer de statistiske anslagene at kvinnene, etter en forsiktig åpning, kan kompensere med å nærme seg mennene over tid. For ledere som blir stående i rollen over tid, avtar kjønnforskjellene.

I analysen av vårt andre spørsmål framstår sterk utdanningsbakgrunn og jobb i privat sektor som de mest karrierefremmende faktorene for kvinnelige ledere. Antall års ledererfaring og arbeidstid synes mindre avgjørende. For menn har formell utdanning liten betydning for karriereveksten. Mannlige ledesers suksess er heller knyttet til tidlig å oppnå høyest mulig stillingsnivå, og deretter være villig til å gå «all in» med lange arbeidsdager. Kvinner som går inn i offentlig sektor oppnår kanskje familievennlige arbeidsforhold, likevel ikke uten at dette hemmer deres karriereutvikling. Videre tyder våre funn på at både menn og

kvinner aksepterer at visse spenninger mellom arbeid og familie vil måtte oppstå i en lederkarriere. Analysen gir ingen holdepunkter for at kvinner som over tid står i lederrollen, lar være å søke toppjobber av frykt for at det skal gå ut over familie, venner og fritidsinteresser.

Resultatene tyder videre på at kvinners karrieregrunnlag kan være under utvikling (forskningsspørsmål 3). Kvinnelige ledere som var tidlig i karrieren i 2011, startet bedre ut enn dem som var i tilsvarende fase i 1999. I 2011 befant kvinnelige ledere i begynnerfasen seg på omtrent samme stillingsnivå som mannlige ledere. Det relative kjønnsgapet i arbeidstid var også blitt mindre fra den ene kohorten til den neste, selv om arbeidstiden går ned for begge kjønn. Kvinnene investerer i 2011 relativt sett mer tid i lederrollen, og kan slik skape bedre grunnlag for framtidige forfremmelser.

Vår studie har begrensninger. Disse er dels knyttet til selve panelet. Det at de samme ledere følges over tid, gir klare fordeler når det gjelder innsikt i drivkreftene rundt karriereforløpet for de to kjønn. Panelet framstår representativt i den forstand at kjønnsandelen for panelet er den samme som for hele utvalget i starten. Likevel må en ha i minnet at vi her følger ledere som faktisk kan gjenfinnes i lederposisjon over tid: Gjennomgangen kan følgelig fortelle lite om dem som ikke kunne oppspores da de seinere undersøkelsene ble gjennomført. I denne sammenheng kan opplyses at opprinnelig design tok høyde for å få tak i opplysninger om dem som over tid falt ut av panelet. Ved en feil fra dataleverandøren kunne disse opplysningene likevel ikke identifiseres på tilfredsstillende vis for den siste niårsperioden. Det ville vært en styrke for våre analyser om slike opplysninger var tilgjengelige. Analyser av panelet for den første treårsperioden tyder på at kvinnelige ledere har en tendens til å forlate sine lederjobber etter kortere tid enn mannlige ledere, og dette var blant annet knyttet til deres opplevelse av at innsatskravene til lederrollen ikke var verd innsatsen (Colbjørnsen, 2004: 162–166).

Flere av våre funn trekker i en mer optimistisk retning enn en del nyere norske analyser. For eksempel finner vi at den kohorten unge kvinner som startet sine lederkarrierer på begynnelsen av 2000-tallet, begynner karrieren med et mindre handicap i forhold til menn, sammenlignet med den kohorten unge kvinner som begynte på 1990-tallet. Hardoy et al. (2017b) fant imidlertid at kohort har mindre betydning for den lave andelen kvinnelige ledere enn den enkelte kvinnes valg og muligheter gjennom livsløpet. Forskjellen i resultater kan blant annet skyldes ulike måter å operasjonalisere ledelse på (hierarkisk posisjon versus lederyrke) og ulike typer data (paneldata versus registerdata). Slike forskjeller avdekker viktige temaer for fremtidig forskning.

Ideelt vil man ønske å studere lederne over et lengre tidsrom. Vårt panel dekker i første rekke de midtre deler av kvinners og menns lederkarriere. Hadde panelet dekket fra start til mål i karrieren, kunne man fått ytterligere innsikt i hvordan utgangspunkt og vekst kan være forskjellig for de to kjønn, og fått etterprøvd om den tendensen til konvergens som vi har konstatert finner sted i karrierens mellomfase, fortsetter også mot slutten av løpet. Et lengre tidsspenn, fortrinnsvis med flere datapunkter, ville også styrket robustheten i de statistiske anslagene, særlig for den postulerte vekstprosessen (LCM-modellene). Tilsvarende gjelder for begrepsfesting og måling av posisjon i lederhierarkiet. I panelanalysene har vi vært henvist til en smal begrepsfesting av ledernes stillingsnivå. Utgangspunktet er den resultat- og ansvarsenheter lederne er knyttet til. En del av vårt utvalg består imidlertid av ledere for enheter som inngår i større konsern og etater. Vår begrepsfesting lykkes ikke å

skille mellom toppledere for det totale konsernet eller etaten og toppledere for selvstendige underenheter. En viktig oppgave for fremtidig forskning er å utvikle indikatorer på posisjon i lederhierarkiet som fanger opp mer av kompleksiteten i virksomhetenes organisasjonsformer.

Resultatene viser at kvinnelige ledes opprykksmuligheter et godt stykke på vei er forutbestemt av det stillingsnivå de starter lederkarrieren på. Men sammenhengen er ikke deterministisk. Funnene foran forteller at kvinner også har rom til å forfølge individuelle strategier. Vi finner heller ikke støtte til forestillingen om at det finnes et «glasstak» som systematisk stenger for kvinnelige ledes karrierevekst. Et ensidig offerperspektiv på kvinners stilling vil undervurdere de muligheter som kvinner med lederambisjoner har for å komme opp og fram innen etablerte karrierestrukturer. Dersom et offerbilde får feste seg, kan det bli en selvoppfyllende profeti. Kvinnelige ledere risikerer å overvurdere vanskene med å bli toppledere, og lar være å ta de karrieregrep som trengs for å lykkes. I så fall risikerer de å ikke framstå som tilstrekkelig relevante når toppjobber skal besettes.

Viktig for kvinnene i våre data som har nådd toppen, har gjerne vært å satse på en karriere i privat sektor. Når mange likevel har valgt offentlig sektor, kan det være fordi det der finnes gode ordninger for å kombinere en lederkarriere med ansvar for barn og familie. Et relevant spørsmål ut fra foreliggende funn er imidlertid om mange kvinner overvurderer forskjellene ved å ha en toppjobb i en offentlig og en privat virksomhet. Kvinnelige toppledere i vårt materiale har tilsynelatende ikke latt hjem og barn stå i veien for å nå til topps, enten karrieren har funnet sted i det offentlige eller det private.

Kvinner har vært i flertall innen høyere utdanning siden 1980-tallet. AFF-dataene bekrefter videre at kvinneandelen innen de mest relevante lederutdanningene har økt til dels betydelig mellom 1999 og 2011. Sterk utdanningsbakgrunn er en viktig forklaring på at kvinnelige ledere i våre data har lykkes med å bli toppledere. Høyt utdannende er samtidig mer tilbøyelige til å søke relevant videreutdanning etter at karrieren er påbegynt. Et voksende antall utdanningssterke kvinner kan dermed gi virksomhetene økt effekt av lederutvikling spesielt tilpasset kvinner, og gi bedriftene flere kvalifiserte kvinnelige kandidater når slike stillinger skal besettes. Samtidig vil flere kvinner trolig se at sjefsjobben er noe de kan beherske, og at en plass på toppen er en meningsfull ambisjon.

REFERANSER

- Antonakis, J. (2017). On doing better science: From thrill of discovery to policy implications. *The Leadership Quarterly*, 28(1), 5–21 DOI: <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2017.01.006>
- Antonakis, J., Bendahan, S., Jacquart, P. & Lalive, R. (2010). On making causal claims: A review and recommendations. *The Leadership Quarterly*, 21(6), 1086–1120. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.leaqua.2010.10.010>
- Biesanz, J. C. (2012). Autoregressive longitudinal models. I R. H. Hoyle (red.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (s. 459–471). New York: Guilford Press.
- Birkelund, G. E. & Petersen, T. (2003). Det norske likestillingsparadokset. Kjønn og arbeid i velferdssamfunnet. *Det norske samfunn*. 4. utg. Oslo: Gyldendal. DOI: <https://doi.org/10.13140/2.1.2677.6649>
- Birkelund, G. E. & Petersen, T. (2016). Likestilling. Utdanning, politikk og arbeid. I I. Frønes & L. Kjølørød (red.), *Det norske samfunn, bind II* (s. 144–163). Oslo: Gyldendal Akademisk.

- Bollen, K. A. & Curran, P. J. (2006). *Latent Curve Models: A Structural Equation Perspective* (Vol. 467). Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons.
- Booth, A. L., Francesconi, M. & Frank, J. (2003). A sticky floors model of promotion, pay, and gender. *European Economic Review*, 47(2), 295–322. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(01\)00197-0](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00197-0)
- Brown, E. R. & Diekmann, A. B. (2010). What will I be? Exploring gender differences in near and distant possible selves. *Sex Roles*, 63(7-8), 568–579. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11199-010-9827-x>
- Bursztyn, L., Fujiwara, T. & Pallais, A. (2017). 'Acting Wife': Marriage Market Incentives and Labor Market Investments. *American Economic Review*, 107(11), 3288–3319. DOI: <https://doi.org/10.1257/aer.20170029>
- Cheong, J., MacKinnon, D. P. & Khoo, S. T. (2003). Investigation of mediational processes using parallel process latent growth curve modeling. *Structural Equation Modeling*, 10(2), 238–262. DOI: http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM1002_5
- Clayton, N. S. & Emery, N. J. (2009). What do jays know about other minds and other times? I A. Berthoz & Y. Christen (red.), *Neurobiology of Umwelt: How Living Beings Perceive the World* (s. 109–123). Berlin: Springer-Verlag.
- Colbjørnsen, T. (2004). *Ledere og lederskap : AFFs lederundersøkelser*. Bergen: Fagbokforlaget.
- Colbjørnsen, T. (2013). Norske ledere i et nytt århundre – hva skjer? I R. Rønning, W. Brochs- Haukedal, L. Glasø & S. B. Matthiesen (red.), *Livet som leder: Lederundersøkelsen* (Vol. 3) (s. 27–46). Bergen: Fagbokforlaget.
- Colbjørnsen, T. (2017). *Kvinnens veier til topps i norsk næringsliv*. Rapport. Oslo: Arbeidsgiverforeningen Spekter.
- Colbjørnsen, T., Drake, I. & Brochs-Haukedal, W. (2001). *Norske ledere i omskiftelige tider: AFFs lederundersøkelse*. Bergen: Fagbokforlaget.
- CORE (2017). *CORE Topplederbarometer 200*. Hentet fra <https://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/2448640/CORE-Topplederbarometer+200.pdf?sequence=2>
- Dalen, E. & Ansteensen, A.-K. (2012). *Dokumentasjon. AFFs lederundersøkelse 2011*. Oslo/Bergen: Synnovate.
- Eastman, W. (1998). Working for position: Women, men, and managerial work hours. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 37(1), 51–66. DOI: <https://doi.org/10.1111/0019-8676.711998034>
- Fetterolf, J. C. & Eagly, A. H. (2011). Do young women expect gender equality in their future lives? An answer from a possible selves experiment. *Sex Roles*, 65(1-2), 83–93. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11199-011-9981-9>
- Fischer, T., Dietz, J. & Antonakis, J. (2016). Leadership process models: A review and synthesis. *Journal of Management*, 43(6), 1726–1753. DOI: <https://doi.org/10.1177/0149206316682830>
- Fitzsimmons, T. W., Callan, V. J. & Paulsen, N. (2014). Gender disparity in the C-suite: Do male and female CEOs differ in how they reached the top? *The Leadership Quarterly*, 25(2), 245–266. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2013.08.005>
- George, R. (2006). A cross-domain analysis of change in students' attitudes toward science and attitudes about the utility of science. *International Journal of Science Education*, 28(6), 571–589. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/09500690500338755>
- Halrynjo, S., & Lyng, S. T. (2010). Fars forkjørersrett – mors vikeplikt? Karriere, kjønn og omsorgsansvar i eliteprofesjoner. *Tidsskrift for samfunnsforskning*, 51(02), 249–280.
- Hardoy, I., Schöne, P. & Østbakken, K. M. (2017a). Children and the gender gap in management. *Labour Economics*, 47, 124–137. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2017.05.009>
- Hardoy, I., Schöne, P. & Østbakken, K. M. (2017b). Kjønnforskjeller i ledelse: Kohort eller livsløp? *Søkelys på arbeidslivet*, 34(01-02), 95–107. DOI: 10.18261/issn-1504-7989-2017-01-02-06
- Hovden, J., Kvande, E. & Rasmussen, B. (2011). Gender and the production of elites in the Nordic countries: New directions in research. *Gender in Management: An International Journal*, 26(6), 408–418. DOI: <https://doi.org/10.1108/17542411111164902>

- Hoyle, R. H. (red.) (2012). *Handbook of Structural Equation Modeling*. New York: Guilford Press.
- Hurley, D. & Choudhary, A. (2016). Factors influencing attainment of CEO position for women. *Gender in Management: An International Journal*, 31(4), 250–265. DOI: <http://dx.doi.org/10.1108/GM-01-2016-0004>
- Jackson, J. F. & O'Callaghan, E. M. (2009). What do we know about glass ceiling effects? A taxonomy and critical review to inform higher education research. *Research in Higher Education*, 50(5), 460–482. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11162-009-9128-9>
- Kirchmeyer, C. (2002). Gender differences in managerial careers: Yesterday, today, and tomorrow. *Journal of Business Ethics*, 37(1), 5–24. DOI: <https://doi.org/10.1023/A:1014721900246>
- Kitterød, R. & Rønsen, M. (2013). Yrkes- og familiearbeid i barnefasen. Endring og variasjon i foreldres tidsbruk 1970–2010. Rapport 44/2013. Kongsvinger/Oslo: SSB.
- Knudsen, K. (2009). Striking a different balance: Work–family conflict for female and male managers in a Scandinavian context. *Gender in Management: An International Journal*, 24(4), 252–269. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2017.05.009> 10.1108/17542410910961541
- Knudsen, K., Gunnarsdóttir, H. M. & Karlsen, J. E. (2014). Aldri fred å få? – Rollekonflikter midt i lederlivet. *Sosiologisk tidsskrift*, 22(01), 28–50.
- Mandel, H. & Semyonov, M. (2006). A welfare state paradox: State interventions and women's employment opportunities in 22 countries. *American Journal of Sociology*, 111(6), 1910–1949.
- Ngo, H.-Y. & Lui, S.-Y. (1999). Gender differences in outcomes of work–family conflict: The case of Hong Kong managers. *Sociological Focus*, 32(3), 303–316. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/00380237.1999.10571143>
- Powell, G. N. & Butterfield, D. A. (2015). The glass ceiling: What have we learned 20 years on? *Journal of Organizational Effectiveness: People and Performance*, 2(4), 306–326. DOI: <https://doi.org/10.1108/JOEPP-09-2015-0032>
- Reisel, L. & Teigen, M. (2014). *Kjønnsdeling og etniske skiller på arbeidsmarkedet*. Oslo: Gyldendal Akademisk.
- Rosenbaum, J. E. (1979). Tournament mobility: Career patterns in a corporation. *Administrative Science Quarterly*, 220–241. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2017.05.009> 10.2307/2392495
- Rønning, R., Brochs-Haukedal, W., Glasø, L. & Mathiesen, S. B. (2013). *Livet som leder: Lederundersøkelsen 3.0*. Bergen: Fagbokforlaget.
- Sandberg, S. (2013). *Lean in: Women, Work, and the Will to Lead*. New York: Random House.
- Selig, J. P. & Preacher, K. J. (2009). Mediation models for longitudinal data in developmental research. *Research in Human Development*, 6(2-3), 144–164. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/15427600902911247>
- SSB (2008). *Mot maktens tinder*. Hentet fra https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/_attachment/39406?_ts=132af1db018
- SSB (2016). *Styring og leiing i aksjeselskap*. Hentet fra <https://www.ssb.no/virksomheter-foretak-og-regnskap/statistikker/styre/aar/2016-03-11>
- SSB (2017). *Fakta om likestilling*. Hentet fra <https://www.ssb.no/befolkning/faktaside/likestilling>
- Stone, L. & McKee, N. P. (2000). Gendered futures: Student visions of career and family on a college campus. *Anthropology & Education Quarterly*, 31(1), 67–89. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2017.05.009> 10.1525/aeq.2000.31.1.67
- Teigen, M. (2014). Kjønnsdeling på langs. I L. Reisel & M. Teigen (red.), *Kjønnsdeling og etniske skiller på arbeidsmarkedet* (s. 48–65) Oslo: Gyldendal Akademisk.
- von Soest, T. & Hagtvet, K. A. (2011). Mediation analysis in a latent growth curve modeling framework. *Structural Equation Modeling*, 18(2), 289–314. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/10705511.2011.557344>