

Arbeid og velferd

Utviklingen på arbeidsmarkedet- NAVs arbeidsmarkedsprognose

Arbeidsledige innvandrere – hvor lenge er de ledige og hva gjør de etterpå?

Når flere skal bo hjemme lengre: Flere mottar pleiepenger for å pleie nærstående i livets slutfase

Kjønnforskjellen i sykefravær: Hvor mye er det mulig å forklare med registerdata?

Redusert sysselsetting blant småbarnsforeldre etter økt kontantstøttesats

REDAKSJON

Ansvarlig redaktør

Heidi Nicolaisen

Redaktør

Jorunn Furuberg

Redaksjon

Anders Mølster Galaasen, Ivar Lima, Therese Døkken, Torunn Bragstad,
Heidi Nicolaisen, Jon Petter Nossen og Eugenia Vidal Gil.

Redaksjonsråd

Catherine B. Arnesen, Ole Christian Lien, Magnus Wright Jacobsen,
Ida Frisak Ringnes, Jostein Ellingsen, Nina Lysø og Anders Thorgersen

Redaksjonen avsluttet sitt arbeid den 04.12.2019

EIER

Arbeids- og velferdsdirektoratet

Postboks 5, St. Olavs plass

0130 Oslo

Arbeid og velferd er tilgjengelig på www.nav.no/analyser

Vårt nyhetsbrev kan bestilles via e-post: arbeid.og.velferd@nav.no

ISSN: 1504-8217

Innhold

Utviklingen på arbeidsmarkedet- NAVs arbeidsmarkedsprognose	3
Arbeidsledige innvandrere – hvor lenge er de ledige og hva gjør de etterpå?	25
Når flere skal bo hjemme lengre: Flere mottar pleiepenger for å pleie nærstående i livets slutfase.	45
Kjønnforskjellen i sykefravær: Hvor mye er det mulig å forklare med registerdata?	59
Redusert sysselsetting blant småbarnsforeldre etter økt kontantstøttesats	81

UTVIKLINGEN PÅ ARBEIDSMARKEDET¹

NAV's arbeidsmarkedsprognose

Sammendrag

Arbeidsmarkedet har bedret seg i løpet av de siste tre årene. Etter hvert som det har blitt høyere vekst i fastlandsøkonomien, har sysselsettingen tatt seg opp. Ifølge arbeidskraftundersøkelsen har yrkesdeltakelsen også økt og var i tredje kvartal på sitt høyeste nivå på tre år. Antallet registrerte helt ledige og arbeidssøkere som deltar på tiltak har gått ned i løpet av de tre siste årene. Den registrerte arbeidsledigheten i prosent av arbeidsstyrken har ikke vært så lav som den er nå siden slutten av 2008. De siste seks månedene har det imidlertid vært kun små endringer i antall helt ledige og arbeidssøkere på tiltak, noe som kan tyde på at arbeidsledigheten er i ferd med å stabilisere seg, om enn på et lavt nivå.

Norge er fortsatt inne i en moderat oppgangskonjunktur, men vi forventer at veksten i norsk økonomi avtar i løpet av de neste to årene, og dermed at veksten i sysselsettingen også avtar. Et lavt nivå på arbeidsledigheten vil samtidig bidra til at yrkesdeltakelsen forblir høy. Vi venter derfor en svak økning i antall registrerte helt ledige fram til 2021. I gjennomsnitt vil antallet helt ledige ligge på 63 000 i år, noe som tilsvarer 2,3 prosent av arbeidsstyrken. Videre anslår vi at antallet helt ledige vil ligge på 63 000 i gjennomsnitt også i 2020 og på 64 000 i 2021, noe som tilsvarer 2,2 prosent av arbeidsstyrken begge år.

Det er flere faktorer som vil bidra til at veksten i norsk økonomi avtar fram mot 2021. Etter en betydelig oppgang i år, venter vi at oljeinvesteringene går noe ned de neste to årene, noe som vil dempe veksten i fastlandsøkonomien. Vi legger også til grunn lav vekst i boligprisene fram til 2021, siden boligtilbudet fortsatt er høyt, utlånsrentene har økt noe og det er videreført begrensninger på låneopptak. Dette vil dempe igangsetting av nye byggeprosjekter. Vi venter derfor moderat vekst i boliginvesteringene til neste år og en liten nedgang i 2021, noe som også vil trekke ned veksten i norsk økonomi.

Vi forventer at økt eksport av norske varer og tjenester vil løfte veksten i fastlandsøkonomien de neste to årene, men at dette bidraget blir stadig mindre som følge av lavere vekst blant Norges handelspartnere, til tross for fortsatt svak kronekurs. Veksten i offentlig etterspørsel vil også være lavere neste år og vil i mindre grad bidra til økt aktivitet i norsk økonomi. Selv om vi venter lavere sysselsettingsvekst framover, vil høyere reallønninger legge til rette for stabil vekst i privat konsum, noe som vil være det viktigste bidraget til veksten i norsk økonomi de neste to årene.

¹ NAV's arbeidsmarkedsprognose er utarbeidet av prognosegruppen i Arbeids- og velferdsdirektoratet. Artikkelen er skrevet av Eugenia Vidal-Gil, Malin Jensen og Audun Gjerde.

Utviklingen på arbeidsmarkedet

Flere sysselsatte

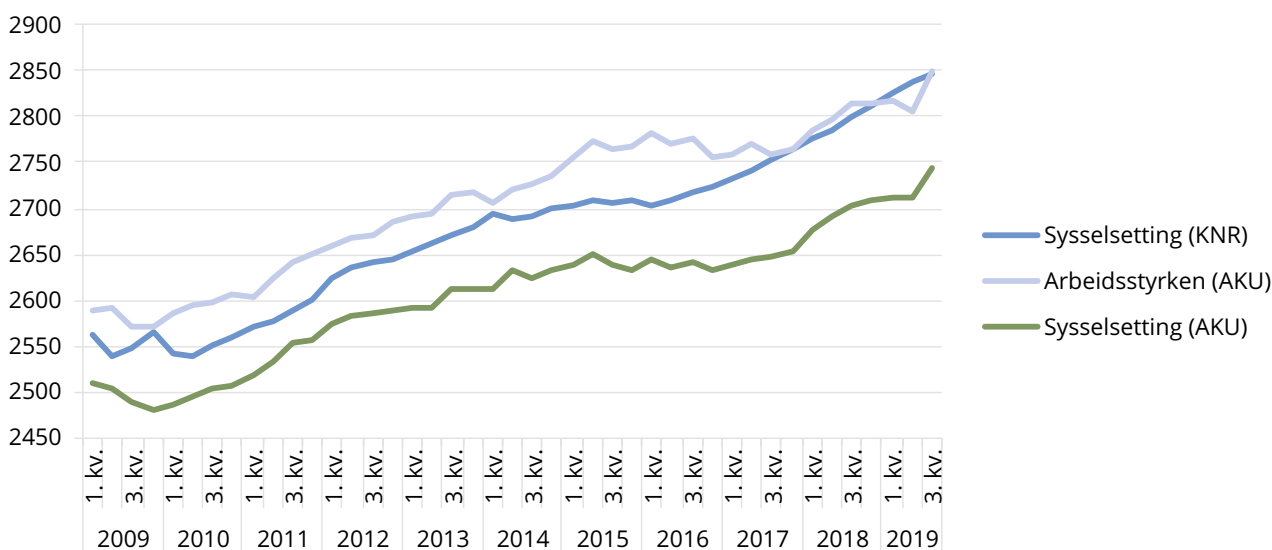
Sysselsettingen i Norge har tatt seg opp de siste tre årene etter svak vekst i 2015 og 2016. Vi benytter sysselsettingstall fra to ulike kilder: nasjonalregnskapet og arbeidskraftundersøkelsen. Ifølge de sesongjusterte tallene fra nasjonalregnskapet (NR) har sysselsettingen siden begynnelsen av fjoråret økt med om lag 12 000 personer i gjennomsnitt hvert kvartal (figur 1). Fra første kvartal 2018 til tredje kvartal 2019 har det blitt over 81 000 flere sysselsatte. I denne perioden har sysselsettingen økt i de aller fleste næringene. Det er primært næringer som bygg og anlegg, offentlig forvaltning og helse- og omsorgstjenester som utmerker seg med sterk vekst i den perioden. Disse næringene har stått for omtrent 50 prosent av den totale veksten i sysselsettingen siden første kvartal 2018. Sysselsettingen innen bygg og anlegg økte også gjennom hele den oljerelaterte nedgangskonjunkturen, noe som henger sammen med kraftig vekst i boliginvesteringene og høyere samferdselsinvesteringer på den tiden. Boliginvesteringene falt imidlertid fra fjerde kvartal 2017 til andre kvartal 2018, noe som medførte en noe svakere sysselsettingsvekst enn tidligere år. Hittil i år har sysselsettingsveksten i bygg og anlegg avtatt ytterligere. Etter tre år med nedgang begynte sysselsettingen i industrien å øke i tredje

kvartal 2017. Veksten har vedvart gjennom 2018 og i begynnelsen av 2019 før den stoppet opp i tredje kvartal 2019. Dette henger sammen med en nedgang i sysselsettingen innen næringsmiddelindustrien, mens sysselsettingen innen oljerelaterte næringer fortsatte å øke i tredje kvartal. Etter en lang periode med nedgang, tok sysselsettingen innen utvinning av olje og naturgass seg opp i midten av 2018 og har fortsatt å øke hittil i 2019.

Sysselsettingen målt med arbeidskraftundersøkelsen (AKU) har vist en noe svakere utvikling de siste årene enn tallene fra nasjonalregnskapet.² Ifølge AKU var sysselsettingsveksten relativt flat i 2015 og 2016 før den økte svakt i 2017 og tok seg betydelig opp i løpet av 2018. Hittil i år har sysselsettingsveksten ifølge sesongjusterte AKU-tall vært noenlunde stabil inntil tredje kvartal, da den tok seg betydelig opp og ble mye høyere enn veksten ifølge NR-tall. I løpet av de fire siste kvartalene har sysselsettingen målt med AKU økt med 42 000 personer.

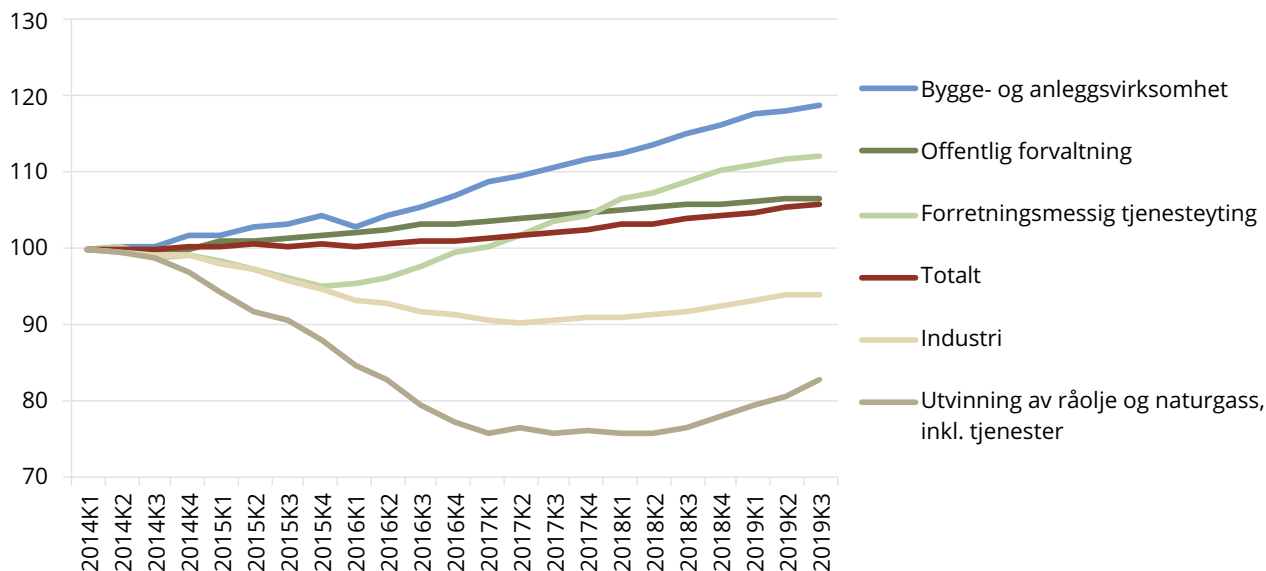
² Sysselsettingen målt med AKU inkluderer kun personer registrert som bosatte i Norge, og er derfor lavere enn sysselsettingen slik den beregnes i kvartalsvis nasjonalregnskap. Sistnevnte inkluderer også sysselsatte på korttidsopphold, det vil si midlertidig sysselsatte som ikke er registrert bosatte, samt sysselsatte i utenriks sjøfart.

Figur 1. Sysselsettingen ifølge AKU og nasjonalregnskapet og arbeidsstyrken ifølge AKU. Sesongjustert. 1 000 personer



Kilde: SSB

Figur 2. Sysselsettingen i utvalgte næringer ifølge nasjonalregnskapet. Sesongjustert. Indeksert: 1. kvartal 2014 =100



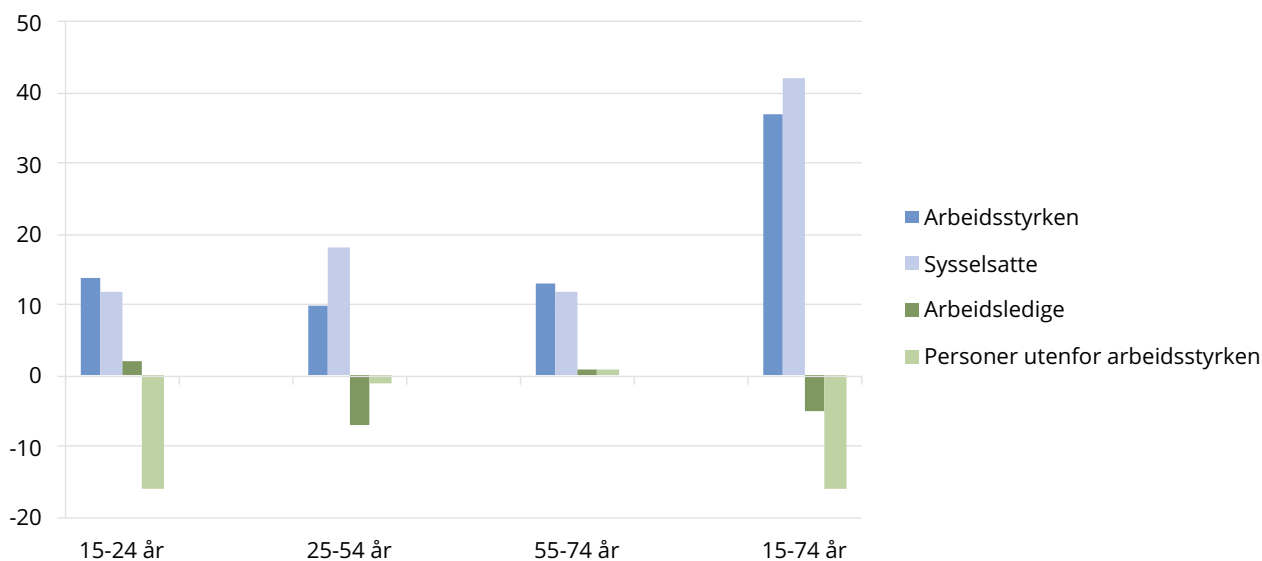
Kilde: SSB

Veksten i sysselsettingen i den perioden var også større enn veksten i befolkningen i yrkesaktiv alder. Dermed økte andelen av befolkningen mellom 15 og 74 år som er sysselsatt fra 67,9 prosent i tredje kvartal 2018 til 68,6 prosent i tredje kvartal 2019. Sysselsettingsandelen økte mest blant menn, og særlig blant de mellom 25 og 54 år.

Flere i arbeidsstyrken

Arbeidsstyrken er summen av de sysselsatte og arbeidsledige i yrkesaktiv alder (15-74 år), og tilsvarer tilbudet av arbeidskraft. Ifølge sesongjusterte tall fra AKU har antall personer i arbeidsstyrken økt med 37 000 personer i løpet av de tre første kvartalene i år. Det er særlig i tredje kvartal at det har vært en betyde-

Figur 3. Endringer i befolkningen i yrkesaktiv alder etter arbeidsstyrkestatus. 1 000 personer. 3. kvartal 2018 – 3. kvartal 2019



Kilde: SSB

lig økning i antall personer i arbeidsstyrken. Veksten har avtatt noe fra i fjor, da arbeidsstyrken økte med 49 000 personer i samme periode.

I tredje kvartal 2019 økte arbeidstilbudet med 37 000 personer sammenliknet med tredje kvartal 2018. Til denne økningen bidro alle aldersgrupper, men den aller største økningen ser vi hos dem mellom 15 og 24 år. Sysselsettingen økte med 42 000 personer i samme periode og antall ledige gikk ned med 5 000 personer. Befolkningen i yrkesaktiv alder økte med 22 000 personer, noe som innebærer at antall personer utenfor arbeidsstyrken falt med 16 000. Det er først og fremst blant dem mellom 15 og 24 år at antall personer utenfor arbeidsstyrken har falt. Fra tredje kvartal 2018 til tredje kvartal 2019 økte befolkningen mellom 55 og 74 år med 14 000 personer, mens sysselsettingen i denne aldersgruppen økte med 12 000 personer. Antall sysselsatte økte for alle aldersgrupper og især blant dem mellom 25 og 54 år, og det er i denne aldersgruppen arbeidsledigheten har sett størst nedgang.

Høyere yrkesdeltakelse

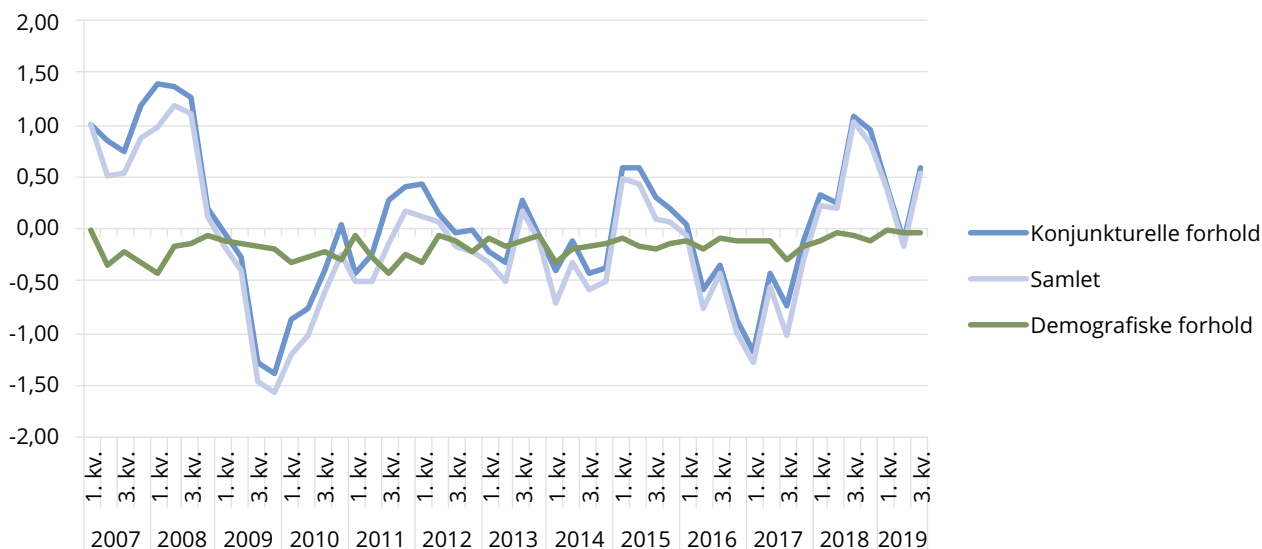
Yrkesdeltakelsen – det vil si andelen personer mellom 15 og 74 år som er i arbeidsstyrken – økte i 2015, noe som ikke er vanlig i en nedgangskonjunktur hvor ledigheten øker, men falt igjen gjennom 2016 og 2017. Siden første kvartal 2018 har veksten i arbeids-

styrken vært høyere enn veksten i befolkningen på 15 – 74 år, og yrkesdeltakelsen har dermed tatt seg opp igjen. Et unntak var andre kvartal i år, da yrkesdeltakelsen falt med 0,2 prosentpoeng sammenliknet med andre kvartal 2018. I tredje kvartal i år økte yrkesdeltakelsen igjen til 71,3 prosent, opp fra 70,7 prosent i tredje kvartal 2018.

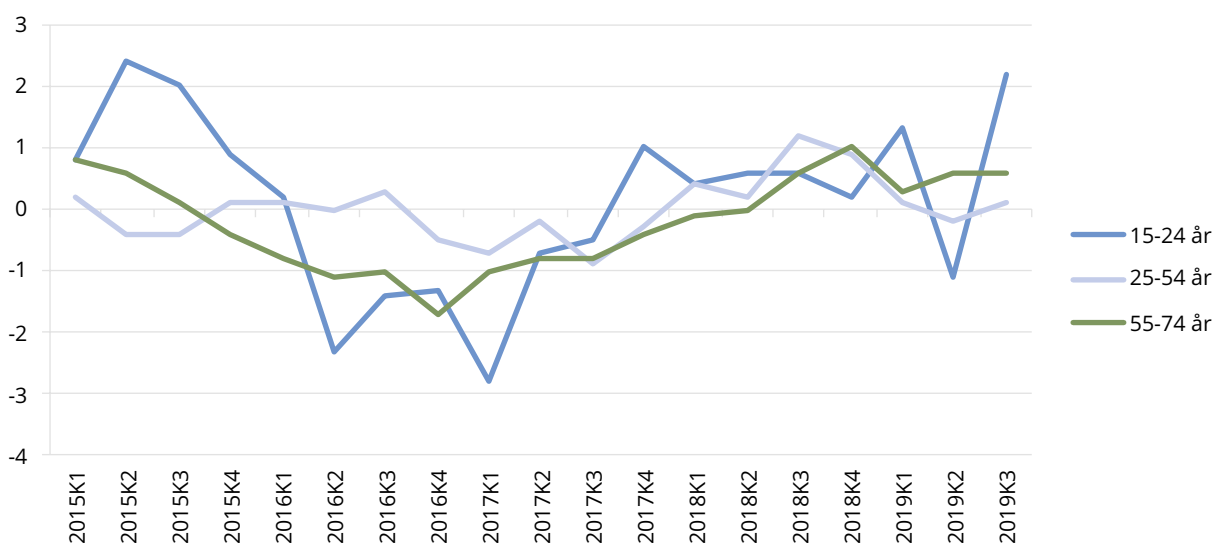
Utviklingen i yrkesdeltakelsen påvirkes av demografiske forhold og konjunkturrelle forhold. Endringene i alderssammensetning i befolkningen over tid utgjør de demografiske forholdene. En større andel eldre eller yngre vil isolert sett medføre lavere samlet yrkesdeltakelse, siden disse gruppene har en lavere yrkesfrekvens enn gjennomsnittet. Andelen som tilhører den eldste aldersgruppen har økt de siste årene, noe som har bidratt til å redusere samlet yrkesdeltakelse. Figur 4 viser at i gjennomsnitt for perioden 2007–2017 har demografiske forhold redusert yrkesandelen med nesten 0,2 prosentpoeng hvert år. Denne effekten var klart mindre allerede i fjor, og hittil i år har demografiske forhold praktisk talt ikke påvirket den samlede yrkesdeltakelsen.

Endringene i yrkesfrekvensene over tid for de ulike aldersgruppene utgjør de konjunkturrelle forholdene. Historiske tall viser at konjunkturrene påvirker yrkesdeltakelsen slik at den synker når etterspørselen etter

Figur 4. Årlig endring i samlet yrkesdeltakelse og bidrag fra demografiske og konjunkturrelle forhold. Prosentpoeng



Kilde: SSB

Figur 5. Årlig endring i yrkesdeltakelsen etter alder. Prosentpoeng

Kilde: SSB

arbeidskraft er lav og ledigheten økende. Størrelsen på denne responsen varierer mellom aldersgrupper, men er vanligvis størst blant de yngste (figur 5). Ser vi nærmere på utviklingen fra tredje kvartal 2018 til tredje kvartal 2019, var det en økning i yrkesdeltakelsen i alle aldersgrupper. Økningen var klart størst i aldersgruppen 15 og 24 år med hele 2,2 prosentpoeng. Det var også en betydelig økning i yrkesdeltakelsen blant dem mellom 55 og 14 år, med 0,6 prosentpoeng. I aldersgruppen 25 og 54 år økte yrkesdeltakelsen med 0,1 prosentpoeng i denne perioden.

BRUDD OG ENDRINGER I STATISTIKKEN

Siden juli 2018 har NAV sendt påminnelse på SMS til arbeidsledige om å sende meldekort om de fortsatt ønsker å være registrert som arbeidssøkere. NAV beregner at denne endringen har ført til at det er om lag 1,4 prosent flere helt ledige hver måned siden juli 2018. Det tas ikke hensyn til denne endringen i de sesongjusterte tallene for registrert ledighet.

I november 2018 lanserte NAV en ny registreringsløsning som bidrar til at det går kortere tid fra arbeidssøkerne registrerer seg på nav.no til de kommer inn i statistikken. Dette har medført et brudd i statistikken på registrert ledighet. Bruddet skjedde gradvis i november, desember og januar. Effekten av bruddet estimeres til å utgjøre 6 prosent flere helt ledige enn det hadde vært uten den nye registreringsløsningen. NAV har estimert bruddjusterte tall tilbake til 2005, og det er disse som benyttes i sesongjusteringen.

For nærmere forklaring om bruddet og øvrige endringer, se kapittel 5 i Om statistikken - Arbeidssøkere - www.nav.no

TO MÅL PÅ ARBEIDSLEDIGHETEN I NORGE

NAVs ledighetstall viser antall personer som registrerer seg som arbeidssøkere hos NAV. Statistisk sentralbyrås (SSB) arbeidskraftundersøkelse (AKU) er en utvalgsundersøkelse som kartlegger arbeidsstyrken, sysselsettingen og arbeidsledigheten. Personer uten arbeid som ikke har rett på dagpenger kan mangle incentiv til å registrere seg som arbeidssøker hos NAV samtidig som de svarer i AKU at de er ledige og aktivt søker arbeid. Dette er en av grunnene til avviket mellom antall registrerte ledige hos NAV og ifølge AKU. Se Årsaker til ulike tall på arbeidsledighet - SSB for noen generelle årsaker til at de to ledighetsmålene kan utvikle seg ulikt.

I perioden 2014 - 2015 økte arbeidsledigheten målt med AKU mye raskere enn den registrerte ledigheten, og det oppsto et uvanlig stort avvik mellom de to målene. På bakgrunn av dette satte Finansdepartementet og Arbeids- og sosialdepartementet ned en arbeidsgruppe for å se nærmere på utviklingen i de to ledighetsmålene. Funnene til arbeidsgruppen er presentert i Andersen m.fl. (2017).

Lavere arbeidsledighet

Antallet registrerte ledige og bruttoledigheten, som er summen av antall helt ledige og arbeidssøkere på tiltak, har gått ned i tre år. Begge størrelsene sank nesten kontinuerlig gjennom hele 2018, og på årsbasis ble antallet helt ledige redusert med om lag 5 600 personer og bruttoledigheten med 9 700 personer. Hittil i år har antallet helt ledige og bruttoledigheten gått ned med henholdsvis 3 900 og 4 400 personer, ifølge brudd- og sesongjusterte tall. Men etter en klar ned-

REVISJON AV NASJONALREGNSKAPETS SYSSELSETTINGSTALL

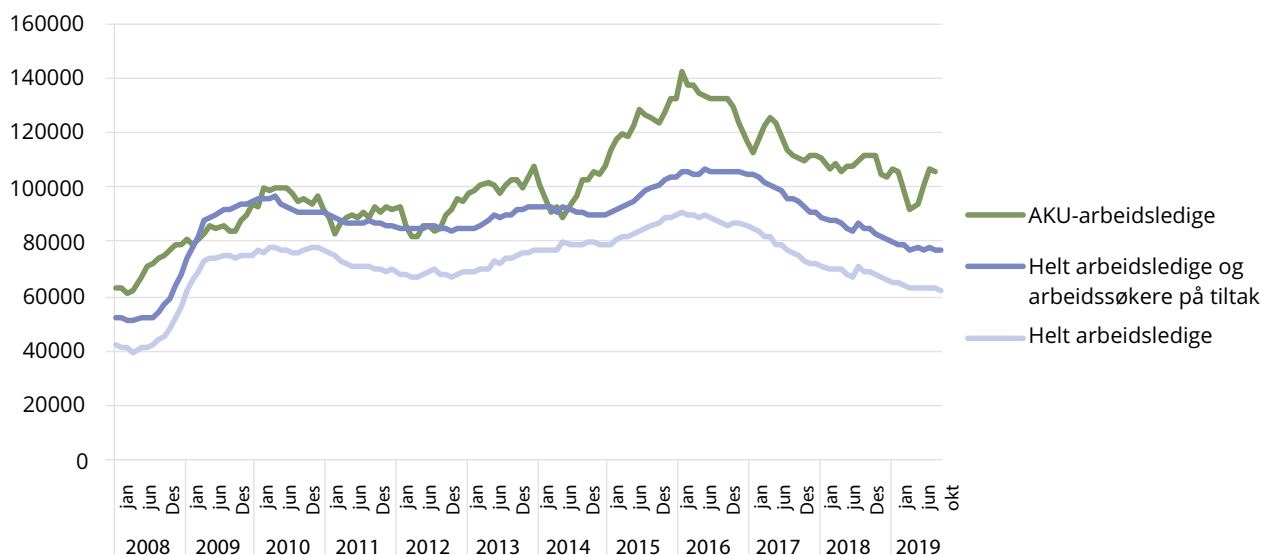
I forbindelse med innarbeiding av nytt datagrunnlag for lønn og sysselsetting (A-ordningen) og endret bruk av eksisterende datagrunnlag, ble tallseriene fra nasjonalregnskapet revidert i august i år. Revisjonen har medført svært små endringer i årgangene fra 2015 og bakover. Den siste årgangen som nå har fått status som endelig nasjonalregnskapstall, er 2016. For denne årgangen har det forekommet store avvik mellom tidligere publiserte tall og reviderte tall. Blant annet er samlet antall sysselsatte personer i 2016 nedjustert med 47 000 personer, eller 1,7 prosent lavere enn det som tidligere er publisert. Dette medfører at antall sysselsatte i de påfølgende årene også er nedjustert. Det er derfor et avvik mellom sysselsettingstallene fra nasjonalregnskapet som ble benyttet i forrige utgave av «Utviklingen på arbeidsmarkedet» og tallene som benyttes her.

gang i både helt ledige og i bruttoledigheten de første fire månedene i år, har det kun vært en liten nedgang i arbeidsledigheten de siste seks månedene. Den registrerte arbeidsledigheten i prosent av arbeidsstyrken

har holdt seg relativt stabil hittil i år. I oktober lå andelen helt ledige på 2,2 prosent av arbeidsstyrken, mens bruttoledigheten lå på 2,7 prosent av arbeidsstyrken, justert for bruddet i statistikken og sesongvariasjoner. Dette ligger på nivå med ledighetsratene vi så i slutten av 2008.

Under den forrige nedgangskonjunkturen økte arbeidsledigheten målt med AKU tidligere og betydelig mer enn den registrerte ledigheten, og det oppstod et uvanlig stort avvik mellom de to målene (se faktaboks *To mål på arbeidsledigheten i Norge*). I januar 2016 nådde AKU-ledigheten toppen på 5,1 prosent av arbeidsstyrken, og viste en betydelig nedgang de påfølgende to årene. Fra midten av fjoråret til og med august 2019 har AKU-ledigheten vekslet mellom oppgang og nedgang, men trenden har ligget relativt stabilt. I august i år var AKU-ledigheten på 3,7 prosent av arbeidsstyrken, ifølge sesongjusterte tall. Gapet mellom AKU-ledigheten og den registrerte ledigheten har blitt noe mindre siden begynnelsen av 2016, men er fortsatt stort, sett i et historisk perspektiv.

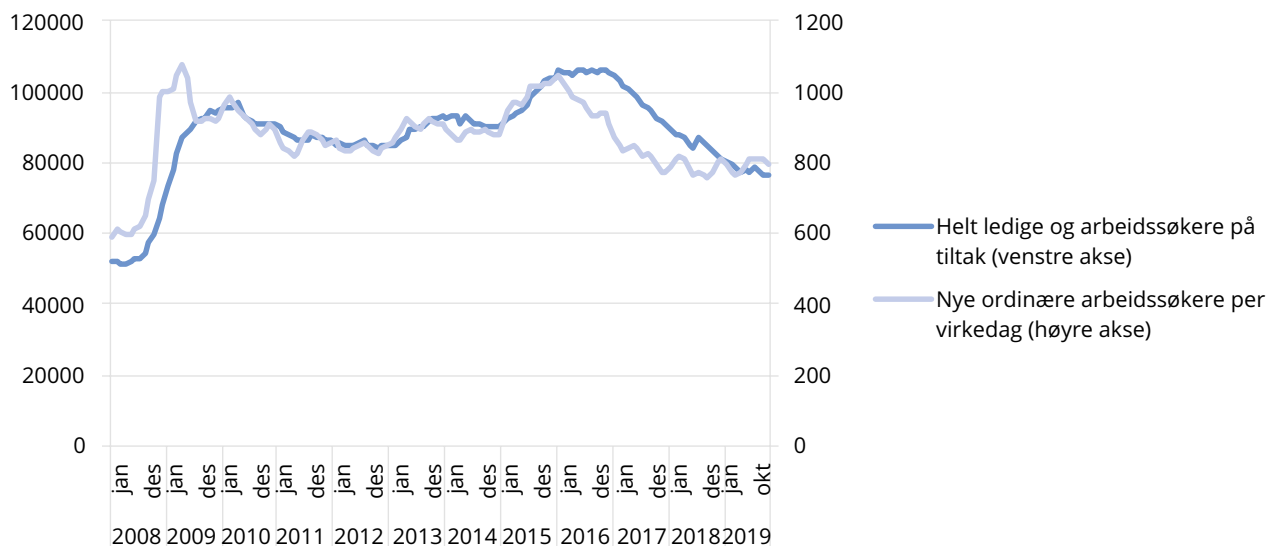
Figur 6. Antall registrerte helt ledige, summen av helt ledige og arbeidssøkere på tiltak og arbeidsledige ifølge Arbeidskraftundersøkelsen (AKU). Sesongjusterte tall³



Kilde: SSB og NAV

³ Tallet på registrerte helt ledige er både sesongkorrigert og justert for bruddet i statistikken som innføring av forenklet registrering av arbeidssøkere i NAV i november 2018 medførte. Alle tall som vises i dette kapitlet er brudd- og sesongjusterte, om ikke annet er oppgitt. For nærmere forklaring om bruddet, se Om statistikken - Arbeidssøkere - www.nav.no

Figur 7. Antall helt ledige og arbeidssøkere på tiltak, sesongjustert. Antall nye ordinære arbeidssøkere per virkedag, sesongjustert



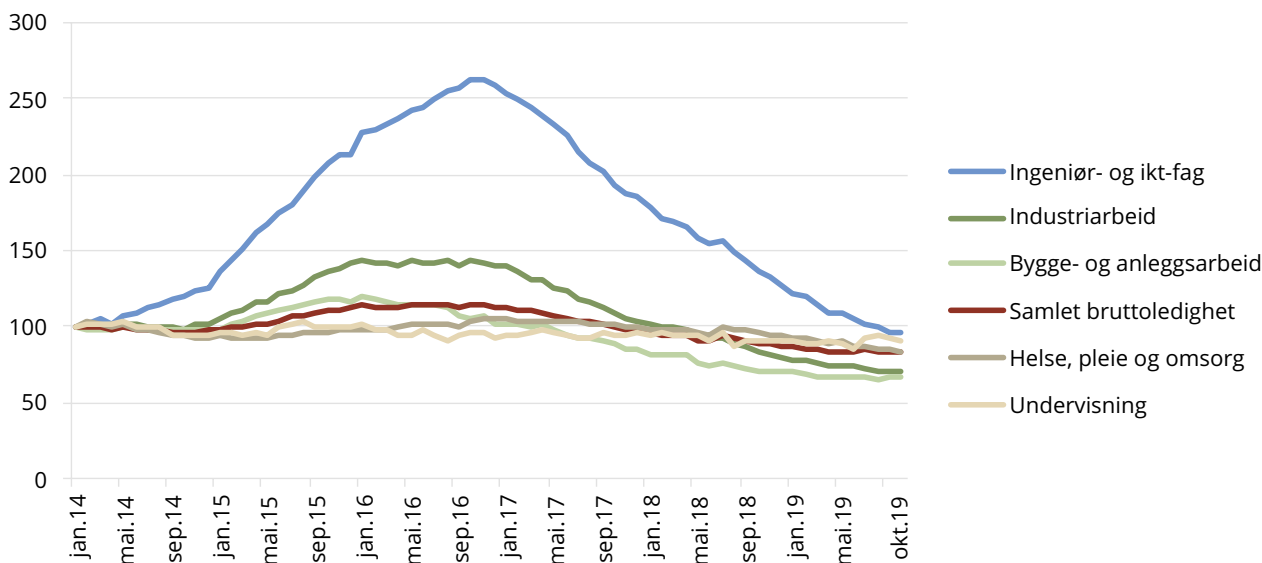
Kilde: NAV

Færre nye arbeidssøkere

Antallet nye arbeidssøkere viste en tydelig avtakende trend gjennom 2016 og 2017 (figur 7). Til tross for svingninger gjennom året, var utviklingen i fjor relativt flat. Økningen i andre halvår i fjor må sees i sammenheng med endringene i registreringsløsningen, da tallene på tilgang av nye arbeidssøkere

ikke er justert for dette. Hittil i år har tilgangen på nye arbeidssøkere i gjennomsnitt vært litt høyere enn i samme periode i fjor, men er fortsatt på et lavt nivå. I oktober var det i gjennomsnitt 800 personer som registrerte seg som arbeidssøker hos NAV hver virkedag.

Figur 8. Summen av helt ledige og arbeidssøkere på tiltak i utvalgte yrkesgrupper. Sesongjustert. Indeksert: Januar 2014 =100



Kilde: NAV

Stadig lavere ledighet blant ingeniører

Den siste oljedrevne nedgangskonjunktoren innebar en stor økning i ledigheten blant ingeniører (figur 8). Fra januar 2014 til oktober 2016 økte bruttoledigheten innen yrkesgruppen ingeniør- og ikt-fag med 163 prosent, og det var særlig for ingeniører og sivilingeniører innen oljerelaterte fag at ledigheten økte mest. Siden toppen i slutten av 2016 har bruttoledigheten innen ingeniør- og ikt-fag gått ned. Ved utgangen av oktober var det registrert 29 prosent færre helt ledige og arbeidssøkere på tiltak med denne yrkesbakgrunnen enn i oktober i fjor, ifølge bruddjusterte tall. Ingeniør- og ikt-fag er dermed den yrkesgruppen med størst nedgang i bruttoledigheten det siste året. Som andel av arbeidsstyrken var bruttoledigheten blant ingeniører på 1,3 prosent i oktober, lavere enn landsgjennomsnittet på 2,6 prosent.

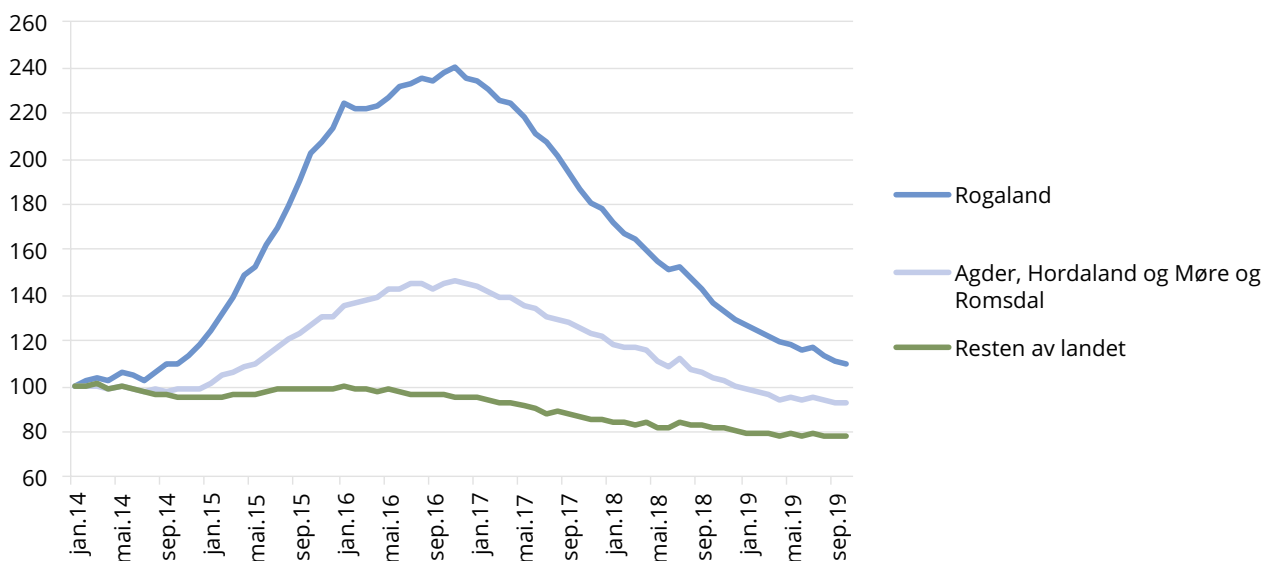
Bruttoledigheten blant industriarbeidere økte også betydelig som følge av lavere aktivitet i de oljerelaterte næringene. Siden desember 2016 har bruttoledigheten innen denne yrkesgruppen blitt halvert. Andre yrkesgrupper, som undervisning og helse, pleie og omsorg, først og fremst tilknyttet offentlig sektor, blir som regel mindre påvirket av slike konjunktur-

svingninger. Vi ser imidlertid at bruttoledigheten innen helse, pleie og omsorg økte noe i starten av 2015, men har falt med 20 prosent siden ledighetstoppen i januar 2017.

Ledigheten faller mest i Rogaland

Nedgangen i oljebransjen og oljerelatert industri rammet hovedsakelig Sør- og Vestlandet og særlig Rogaland, noe som førte til store geografiske forskjeller i arbeidsmarkedet. I Rogaland ble bruttoledigheten mer enn doblet fra januar 2014 til november 2016 (figur 9), og Rogaland gikk fra å være fylket med nest lavest ledighet til å ha den høyeste ledigheten i landet. Resten av landet var samlet sett lite påvirket av nedgangskonjunktoren og bruttoledigheten holdt seg relativt stabil i denne perioden før den begynte å synke våren 2016. I oktober 2019 falt bruttoledigheten mest i Rogaland (-19 %) og Finnmark (-16 %) sammenliknet med oktober 2018, mens den økte i Østfold (5 %) og Oppland (13 %). Bruttoledigheten i Rogaland var i oktober på 2,6 prosent av arbeidsstyrken, det samme som landsgjennomsnittet, mens den var i høyest i Østfold, med 3,8 prosent av arbeidsstyrken. Sogn og Fjordene hadde lavest bruttoledighet i oktober, med 1,6 prosent av arbeidsstyrken

Figur 9. Summen av helt ledige og arbeidssøkere på tiltak i ulike regioner. Sesongjustert. Indeksert: Januar 2014 =100



Kilde: NAV

Utviklingen internasjonalt

Utviklingen hos våre handelspartnere er viktig for utviklingen i norsk økonomi, fordi eksporten av tradisjonelle varer og tjenester utgjør om lag 25 prosent av bruttonasjonalproduktet for Fastlands-Norge⁴ og påvirker etterspørselen etter arbeidskraft direkte. I 2018 gikk 66 prosent av fastlandseksporten til EU, mens 8 prosent gikk til USA, målt i løpende priser.

Den globale økonomien

Ifølge de nyeste prognosene til Det internasjonale pengefondet (IMF) fra oktober kommer det globale bruttonasjonalproduktet (BNP) til å vokse med 3,0 prosent i 2019, noe som er en klar nedgang fra veksten i 2018 på 3,6 prosent. Dette er en nedjustering på 0,2 prosentpoeng fra det forrige anslaget til IMF i juli. Dette er også den svakeste vekstraten siden 2009, da effekten av finanskrisen for alvor rammet verdensøkonomien. IMF anslår at veksten i globalt BNP kommer til å bli noe høyere i 2020 og 2021, henholdsvis 3,4 og 3,6 prosent. Lavere økonomisk vekst internasjonalt gjør at vi forventer en svakere vekst i den utenlandske etterspørselen etter norske varer og tjenester enn tidligere.

Oppbremsingen i internasjonal økonomi kan i stor grad knyttes til en nedgang i internasjonal handel og lavere industriproduksjon i mange viktige økonomier. Høyere tollsatser og usikkerhet knyttet til internasjonal handelspolitikk har ført til en nedgang i investeringer og etterspørselen etter fast realkapital. Tall fra IMF viser at den internasjonale handelen vokste med 1,0 prosent i første halvdel av 2019, noe som er den svakeste veksttakten siden 2012. Ifølge IMF vil de pågående handelskonfliktene, blant annet mellom USA og Kina, føre til et tap tilsvarende 0,8 prosent av verdens BNP innen 2020. Til tross for nedgangen i industriproduksjonen og lavere vekst i internasjonal handel, har tjenestesektoren, som i de fleste land utgjør en større andel av økonomien enn industrien, bidratt til å holde den økonomiske veksten oppe. Ledende indikatorer tyder nå på at også veksten innenfor tjenestesektoren er i ferd med å avta i mange viktige økonomier, blant annet Tyskland, USA og Storbritannia.

Mye tyder nå på at man unngår en videre eskalering av handelskonflikten mellom Kina og USA etter at partene ser ut til å være enige om en delavtale. Dette hindrer en videre økning av tollsatsene på kinesiske varer samtidig som Kina har sagt seg villig til å øke importen av landbruksprodukter fra USA. Imidlertid går det mot en forverring av handelskonflikten mellom EU og USA. Som en respons på EUs subsidiering av flyprodusenten Airbus, har USA valgt å innføre straffetoll på en rekke varer fra EU til en verdi av 7,5 milliarder dollar. Dette kommer i tillegg til truslene fra USA om toll på biler og bildeler fra EU som blir avgjort i november, og tollene på stål og aluminium som ble innført i fjor.

Storbritannia skulle etter planen forlate EU den 31. oktober, men Brexit har nok en gang blitt utsatt etter at partene ikke ble enig i tide. Som følge av en lov vedtatt i september for å hindre en Brexit uten avtale, ble Storbritannias statsminister tvunget til å be EU om en ny utsettelse. EU gikk med på å gi en ny, fleksibel utsettelse fram til 31. januar: Den tillater Storbritannia å forlate EU allerede 1. desember eller 1. januar dersom en avtale blir vedtatt og godkjent i tide. Det har imidlertid blitt lyst ut nyvalg i Storbritannia den 12. desember, og utfallet av valget vil være avgjørende for den videre prosessen. Det er dermed lite trolig at den endelige konklusjonen kommer før etter nyttår.

Europa

BNP i eurosonen vokste med 1,9 prosent i 2018, ned fra 2,5 prosent i 2017. Den nedadgående trenden har også fortsatt inn i 2019 med en vekst i BNP på 0,4 prosent i første kvartal og 0,2 prosent i andre kvartal. Det var særlig lavere vekst i privat konsum og eksport som trakk veksten ned fra første til andre kvartal. Foreløpige estimater fra Eurostat viser at BNP vokste med 0,2 prosent også i tredje kvartal, noe som bekrefter den svake utviklingen så langt i 2019. Den svake veksten i eurosonen så langt i år kan i stor grad tilskrives den svake økonomiske utviklingen i eurosonens viktigste økonomi, Tyskland. I Tyskland vokste BNP med 0,1 prosent fra andre til tredje kvartal, etter å ha falt med 0,2 prosent i andre kvartal. Dette gjør at årsveksten fra tredje kvartal i fjor er på bare 0,5 prosent.

⁴ Bruttonasjonalprodukt for Fastlands-Norge er lik bruttonasjonalprodukt (BNP) utenom næringene utvinning av olje og naturgass, rørrtransport og utenriks sjøfart.

Industriproduksjonen i eurosonen var i september 1,4 prosent lavere enn i september i fjor. I likhet med utviklingen i BNP, er også utviklingen i industrisektoren i eurosonen i stor grad drevet av den svake utviklingen i Tyskland. Industriproduksjonen i Tyskland var i september 5,3 prosent lavere enn på samme tid i fjor. Innkjøps-sjefsindeksen PMI⁵ antyder også en videre nedgang i industriproduksjonen både i eurosonen og i Tyskland. Både samlet for eurosonen og for Tyskland antyder PMI-indeksen for tjenestesektoren fortsatt vekst, men de siste målingene gir grunn til å tro at veksten er i ferd med å avta og stabilisere seg på et lavere nivå.

Arbeidsledigheten i eurosonen har sunket nærmest sammenhengende siden 2013, men den ser nå ut til å ha stabilisert seg. Ledighetsraten har endret seg lite de siste månedene og var i oktober på 7,5 prosent. Dette er det laveste nivået på arbeidsledigheten siden 2008. Sysselsettingen vokste med 0,1 prosent i tredje kvartal, noe svakere enn den gjennomsnittlige veksten på rundt 0,4 prosent de siste årene og den laveste siden 2013. Den europeiske sentralbanken, ECB, holdt sty-

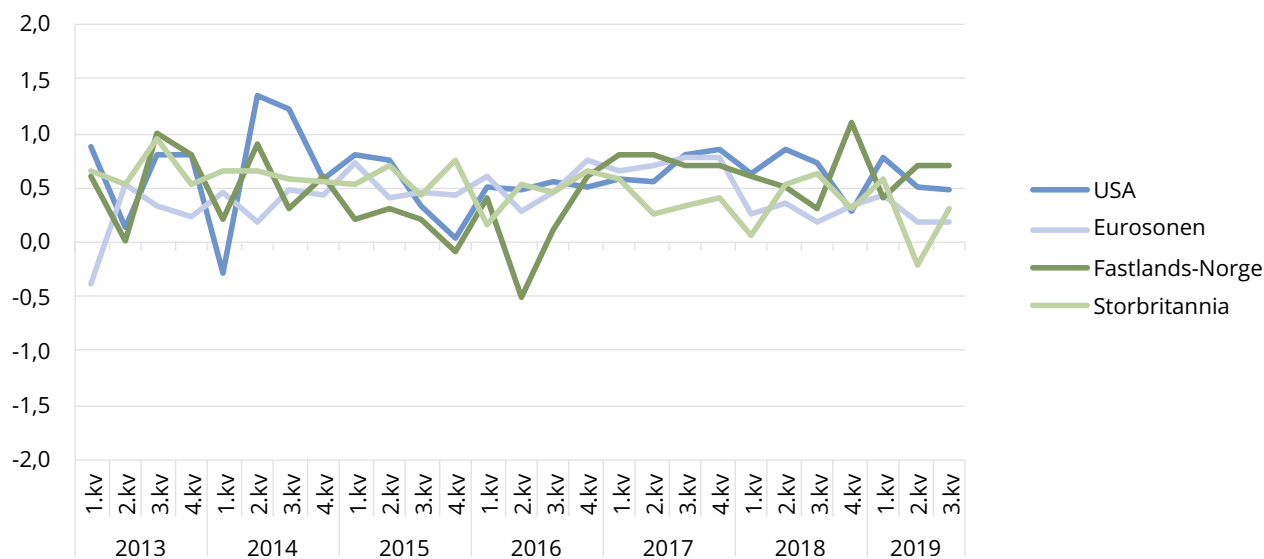
ringsrenten uendret i oktober etter å ha senket den fra -0,4 prosent til -0,5 prosent i september. ECB antyder også at de vil fortsette å holde renten på samme nivå eller lavere fram til prisveksten er tilstrekkelig nær inflasjonsmålet på 2 prosent.

Den økonomiske veksten i Storbritannia avtok ganske kraftig i fjor, og den årlige BNP-veksten for 2018 ble på bare 1,4 prosent. Veksten tok seg opp i første kvartal i år, trolig som følge av at mange bedrifter forberedte seg på den opprinnelige Brexit-datoen 29. mars, mens tallene fra andre kvartal viste en nedgang i BNP på 0,2 prosent. Oppbremsingen i Storbritannia skyldes i stor grad lavere investeringer som følge av usikkerheten knyttet til den planlagte utmeldelsen av EU. Både privat og offentlig konsum bidro positivt til veksten i andre kvartal. Det første estimatet på BNP-veksten i tredje kvartal viste en vekst på 0,3 prosent, noe som utgjør en årsvekst fra tredje kvartal i fjor på 1,0 prosent.

Industriproduksjonen i Storbritannia var 1,4 prosent lavere i september enn på samme tid i fjor, og den ledende forventningsindikatoren, PMI-indeksen, har indikert en negativ vekst innenfor industrien siden april i år. Målingene fra tjenestesektoren indikerer at veksten også her er i ferd med å avta. Arbeidsledigheten har holdt seg lavt og stabilt på 3,8 – 3,9 prosent siden begynnelsen av 2019, men sysselsettingen har

⁵ PMI (Purchase Manager Index) er en ledende indikator for framtidig produksjon i industrien og tjenestesektoren. Den er beregnet på grunnlag av en månedlig spørreundersøkelse blant innkjøpsjefer i bedrifter i de respektive sektorene, og gir en indikasjon på den forventede utviklingen.

Figur 10. Kvartalsvis BNP-vekst blant Norges viktigste handelspartnere. Sesongjusterte tall. Prosent



Kilde: Eurostat, BEA og SSB

gått ned to måneder på rad etter å ha ligget på et historisk høyt nivå det siste året.

USA

I USA økte BNP med solide 2,9 prosent i 2018, mye grunnet sterk vekst i bruttoinvesteringer, privat konsum og offentlige utgifter. Etter en sterk vekst i første kvartal i år på 0,8 prosent, avtok veksten noe og ble på 0,5 prosent i andre og tredje kvartal. Dette var hovedsakelig grunnet en nedgang i bruttoinvesteringer og lavere vekst i samlet eksport. Videre vekst i privat konsum og offentlige utgifter bidro til å trekke opp BNP-veksten også i andre og tredje kvartal. Nedgangen i eksport og bruttoinvesteringer er trolig knyttet til usikkerheten som har preget verdensøkonomien den siste tiden, og særlig handelskrigen mellom USA og Kina.

Pilene peker særlig nedover innenfor industrisektoren i USA. Industriproduksjonen var i oktober 1,1 prosent lavere enn i oktober i fjor. Dette var andre måneden på rad at årsveksten i industriproduksjonen var negativ. PMI-indeksen for industrien har også indikert en avtakende vekst innenfor industrien så langt i år. Tjenestesektoren, som utgjør omtrent 80 prosent av den amerikanske økonomien, har imidlertid holdt stand og har vært en viktig bidragsyter til at BNP-veksten i USA har holdt seg på et relativt solid nivå. ISM-indeksen for tjenestesektoren har også vist en klart nedgående trend det siste året, og selv om den fortsatt indikerer en positiv vekst gir det grunn til å tro at uroen i den globale økonomien nå også er i ferd med å spre seg til tjenestesektoren.

Arbeidsledigheten i USA lå på 3,6 prosent av arbeidsstyrken i oktober. Dette er 0,1 prosentpoeng høyere enn bunnivået som ble nådd i september på 3,5 prosent, noe som også er den laveste ledighetsraten i USA siden 1969. Sysselsettingen har også hatt en positiv utvikling de siste månedene etter å ha ligget stabilt det siste året. Sysselsettingsprosenten i oktober lå på 61,0 prosent, noe som er 0,4 prosentpoeng høyere enn samme måned i fjor, og det høyeste nivået siden 2008. Den amerikanske sentralbanken, Federal Reserve, besluttet i oktober å kutte styringsrenten med 0,25 prosentpoeng for tredje rentemøte på rad til intervallet 1,5 - 1,75. Dette til tross for at Federal Reserve ser på utviklingen på arbeidsmarkedet og generelt i den amerikanske økonomien

som fortsatt solid. De la særlig vekt på at den årlige prisveksten i USA er under sentralbankens mål på 2 prosent, samt usikkerhet om utviklingen i internasjonal økonomi i sin begrunnelse for rentekuttet.

Makroøkonomiske anslag for Norges viktigste handelspartnere

Våre anslag på BNP-veksten for våre viktigste handelspartnere i prognoseperioden (tabell A) er hentet fra de siste tilgjengelige makroøkonomiske anslagene per 12. november fra de respektive sentralbankene Federal Reserve (USA), Den europeiske sentralbanken (eurosonen), Bank of England (Storbritannia) og Riksbanken (Sverige). Ved hjelp av disse anslagene, har vi beregnet den importveide indikatoren for samlet etterspørsel fra utlandet (MI) som ligger til grunn i vår prognosebane.

Tabell A. Anslag på gjennomsnittlig årsvekst i BNP for våre viktigste handelspartnere

Land	2019	2020	2021
USA	2,30 %	2,10 %	1,80 %
Eurosonen	1,10 %	1,20 %	1,40 %
Storbritannia	1,25 %	1,25 %	1,75 %
Sverige	1,35 %	0,95 %	1,50 %

Effekten av en hard Brexit på norsk økonomi

Ved å benytte KVARTS-modellen har vi beregnet effekten av en eventuell hard Brexit den 31. januar på norsk økonomi og det norske arbeidsmarkedet. I KVARTS-modellen vil en hard Brexit påvirke norsk økonomi utelukkende gjennom en redusert etterspørsel etter norske varer som følge av lavere BNP-vekst blant våre handelspartnere. I vår analyse har vi bare sett på effekten en hard Brexit kan ha på BNP-veksten i eurosonen og i Storbritannia, og ikke tatt hensyn til at en Brexit uten avtale vil kunne påvirke resten av verdensøkonomien. Analysen er basert på Det internasjonale pengefondets (IMF) Brexit-scenario presentert i World Economic Outlook fra april 2019⁶. Se rapporten for en mer detaljert og fullstendig gjennomgang av antakelsene som er gjort. Den estimerte effekten av en hard Brexit på BNP i Storbritannia og eurosonen er også basert på samme rapport. Analysen tar utgangspunkt i vår prognosebane, og vi gjør derfor de samme forutsetningene som i vår prognose om ikke annet er nevnt. Blant annet er kronekursen og pengemarkedsrenten holdt eksogene i denne analysen.

Brexit-scenariot tar høyde for tiltak som allerede er planlagt for å begrense effekten av at Storbritannia forlater EU uten en avtale. Dette inkluderer et midlertidig fravær av toll-

.....

⁶ Se faktaboks i International Monetary Fund (2019) «Growth Slowdown, Precarious Recovery». *World Economic Outlook*, April 2019, 28-31.

► satser på 88 prosent av all import inn til Storbritannia det første året etter en eventuell hard Brexit. Alle frihandelsavtaler med tredjepartsland som Storbritannia har gjennom sitt medlemskap i EU vil bortfalle, og Verdens handelsorganisasjons handelsregler vil bli gjeldende fram til Storbritannia får fremforhandlet nye handelsavtaler. Dette ventes først å komme i orden etter 2021. Handelsbarrierene med EU, både i form av toll og andre barrierer, vil også øke (med unntak av varene som importeres under det midlertidige fraværet av tollsatser). I tillegg vil forstyrrelser på grensen føre til forsinkelser og økte importkostnader, og de finansielle forholdene i Storbritannia vil bli strammere på grunn av økt usikkerhet og lavere tillit blant bedrifter og konsumenter.

Figur A viser det prosentvise avviket i BNP for Storbritannia og eurosoneen sammenliknet med vår prognosebane ved en hard Brexit. Som det fremkommer av figuren vil en hard Brexit ha klart størst konsekvenser for Storbritannia, og en relativt begrenset effekt på BNP i eurosoneen. For Storbritannia sin del vil den negative effekten på BNP være klart størst mot slutten av det første året, og BNP vil bli omtrent 5,5 prosent lavere i fjerde kvartal i 2020 sammenliknet med vår prognosebane. For eurosoneen vil effekten komme mer gradvis utover prognoseperioden og være sterkest mot slutten av 2021. BNP vil bli omtrent 0,3 prosent lavere enn i vår prognosebane på dette tidspunktet.

Ifølge våre beregninger med KVARTS-modellen, vil en eventuell hard Brexit ha en begrenset effekt på den norske økonomien og arbeidsmarkedet. Som tidligere presisert, er det forutsatt at en hard Brexit utelukkende vil påvirke Norge gjennom lavere internasjonal etterspørsel fra Storbritannia og eurosoneen. Eventuelle ringvirkninger i resten av verdensøkonomien fanges ikke opp av modellen. Resultatene bør derfor tolkes med forsiktighet.

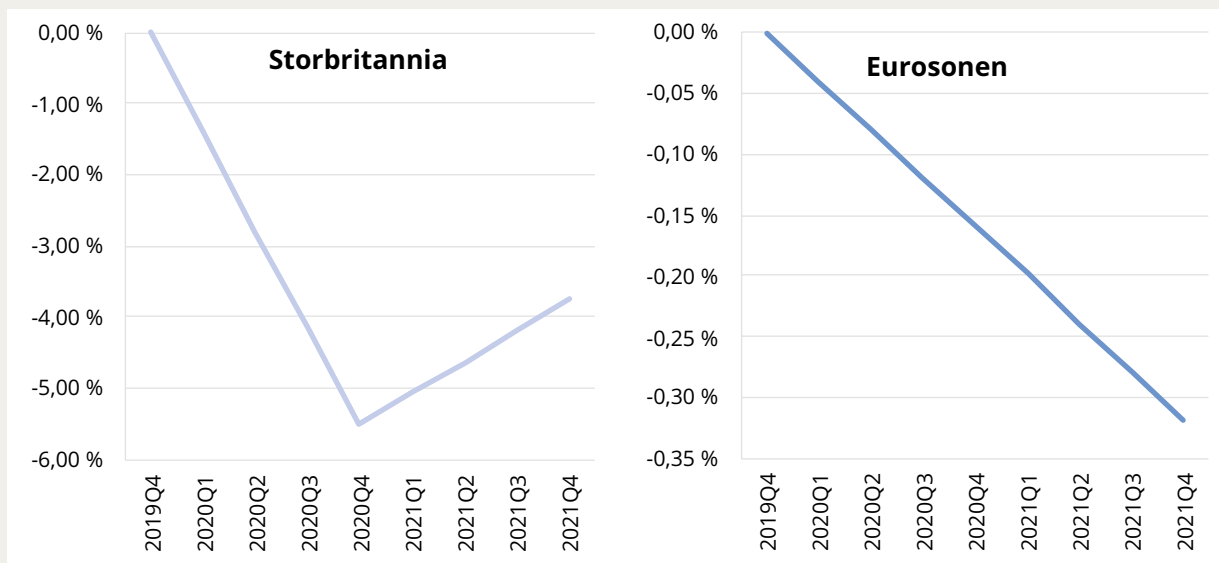
MII-indikatoren, som fanger opp etterspørselen etter norske varer og tjenester fra utlandet, vil ved en hard Brexit være

Tabell B. Prosentvis avvik fra prognosebane ved en eventuell hard Brexit

	2020	2021
Konsum i husholdninger mv.	0,0	-0,1
Bruttoinvesteringer Fastlands-Norge	0,0	-0,1
Eksport	-0,3	-0,5
- Tradisjonell varer	-0,5	-0,7
Indikator for utenlandsk etterspørsel (MII)	-0,8	-1,3
Bruttoprodukt industri	-0,2	-0,4
Bruttonasjonalprodukt Fastlands-Norge	-0,1	-0,1
Sysselsetting (NR)	0,0	-0,1
AKU-ledighet i prosent av arbeidsstyrken (avvik i prosentpoeng)	0,0	0,0

henholdsvis 0,9 og 1,4 prosent lavere i 2020 og 2021 (tabell B). Dette fører til at samlet eksport faller noe sammenliknet med vår prognosebane, og særlig eksport av tradisjonelle varer som vil bli 0,5 og 0,7 prosent lavere de to årene. Dette gjenspeiles også i et lavere bruttoprodukt i industrien. Bruttoinvesteringene for Fastlands-Norge og privat konsum påvirkes i liten grad, og blir begge 0,1 prosent lavere i 2021. Totalt sett fører dette til at BNP for Fastlands-Norge blir 0,1 prosent lavere både i 2020 og 2021. Sysselsettingen blir 0,1 prosent lavere i 2021, men AKU-ledigheten forventes å holde samme nivå som i vår prognosebane.

Figur A. Prosentvis avvik i BNP fra prognosebanelen ved en eventuell hard Brexit



Kilde: IMF

Den makroøkonomiske utviklingen i Norge

Fortsatt god vekst i fastlandsøkonomien

Ifølge sesongjusterte tall fra nasjonalregnskap økte bruttonasjonalproduktet (BNP) for Fastlands-Norge⁷ med 0,7 prosent i tredje kvartal (tabell 1). Dette er samme veksttakt som i andre kvartal, og tilsvarer en vekst på 2,7 prosent målt i årlig rate, som er høyere enn trendveksten for fastlandsøkonomien.⁸ Sesongjusterte månedstall fra nasjonalregnskapet viser imidlertid at oppgangen var særlig sterk i juli, men at Fastlands-BNP gikk noe ned i august og september. Blant annet falt bruttoproduktet både i industri og bygg og anlegg disse to månedene, og samlet for tredje kvartal hadde begge næringer nullvekst. De private tjenestenæringene hadde en samlet produk-

sjonsvekst på 0,6 prosent i tredje kvartal, men der også var utviklingen svakere mot slutten av kvartalet. Økt fiskeproduksjon samt økt kraftproduksjon var også viktige bidrag til veksten i fastlandsøkonomien i tredje kvartal.

Vekst i investeringene

De totale bruttoinvesteringene utgjør mer enn en tredel av Fastlands-BNP og inkluderer både investeringer på norsk sokkel og på fastlandet. Hittil i år har veksten i bruttoinvesteringene tatt seg opp etter en nedgang i første kvartal. Fra andre til tredje kvartal økte bruttoinvesteringene med 4,8 prosent. Til dette bidro en bred oppgang i fastlandsinvesteringene samt i oljeinvesteringene (figur 11). Bruttoinvesteringene i Fastlands-Norge gikk opp med 5,3 prosent i tredje kvartal, der blant annet betydelig vekst i industriinvesteringene var et viktig bidrag. Det var også solid vekst i offentlige investeringer i tredje kvartal, men det skyldes innkjøp av nye kampfly. Veksten i oljeinvesteringene i tredje kvartal var lavere enn kvartalet før og bidro i mindre grad til å løfte veksten i de samlede investeringene.

⁷ Bruttonasjonalprodukt for Fastlands-Norge er lik bruttonasjonalprodukt (BNP) utenom næringene utvinning av olje og naturgass, rørtransport og utenriks sjøfart.

⁸ Trendveksten er en estimert størrelse. SSBs estimat av den årlige trendveksten for BNP Fastlands-Norge er på 2 %. En oppgangskonjunktur er definert som en periode der veksten i BNP for Fastlands-Norge er høyere enn trendveksten.

Tabell 1. Utvalgte makroøkonomiske hovedstørrelser. Årlig vekst og sesongjustert kvartalsvis vekst. Prosent

	2017	2018	4. kv. 2018	1. kv. 2019	2. kv. 2019	3. kv. 2019
Bruttonasjonalprodukt	2,0	1,4	0,4	-0,1	0,2	0,0
Bruttonasjonalprodukt Fastlands-Norge	2,0	2,2	1,1	0,4	0,7	0,7
Konsum i husholdninger	2,3	1,8	0,2	0,5	0,3	0,4
– Varekonsum	2,3	0,7	-0,2	0,5	0,3	0,0
– Tjenestekonsum	2,3	2,3	0,4	0,7	0,7	0,6
Konsum i offentlig forvaltning	1,9	1,4	0,1	1,0	0,9	0,9
Bruttoinvestering i fast realkapital	2,6	2,8	2,9	-2,1	3,1	4,8
– Utvinning og rørtransport	-5,4	1,9	4,8	-2,6	6,7	3,0
– Fastlands-Norge	6,8	3,0	2,1	-2,0	2,1	5,3
– – Næringer	9,2	6,8	3,3	-1,2	0,2	4,7
– – – Industri og bergverk	-0,5	16,7	6,1	7,0	3,5	17,2
– – Boliger (husholdninger)	7,3	-6,2	0,8	0,2	0,9	0,7
– – Offentlig forvaltning	2,6	7,5	-0,9	-4,1	7,2	6,8
Eksport i alt	1,7	-0,2	-1,4	2,0	-0,3	-2,2
– Tradisjonelle varer	1,7	2,0	3,5	2,2	-1,5	-0,3
– Tjenester	-2,1	5,4	-3,9	5,8	2,4	1,5
Import i alt	1,9	1,9	1,1	3,1	1,5	1,2
– Tradisjonelle varer	3,8	3,2	0,7	6,3	-0,6	-0,9

Kilde: SSB (NR)

Oppgang i petroleumsinvesteringene

Oljeprisen falt kraftig fra sommeren 2014 og var på sitt laveste – under 30 dollar fatet – i begynnelsen av 2016. Den tok seg opp fram til i fjor høst, for så å falle igjen på slutten av året. Hittil i år har oljeprisen beveget seg mellom 55 dollar fatet og 75 dollar fatet, men de siste månedene har den holdt seg relativt stabil på i overkant av 60 dollar fatet. Terminprisene på olje som skal leveres om ett til to år tyder på at oljeprisen vil avta framover. I vår prognose ligger det til grunn at oljeprisen blir på 63 dollar fatet i gjennomsnitt i år, og at den avtar til 55 dollar fatet i gjennomsnitt i 2021, men det er stor usikkerhet knyttet til anslaget.

Oljeinvesteringene nådde sitt høyeste nivå i tredje kvartal 2013, før de begynte å falle som følge av et høyt kostnadsnivå og nedgangen i oljeprisen. Bunnen ble nådd i første kvartal i fjor, da oljeinvesteringene var 42 prosent lavere enn i tredje kvartal 2013. Oljeinvesteringene vokste videre resten av året og økte med 1,9 prosent i 2018 etter fire år med nedgang. Så langt i år har oljeinvesteringene økt med 7 prosent, til tross for en ny nedgang i første kvartal, og har vært et viktig bidrag til økt produksjon blant oljeleverandørene og til høyere aktivitet i fastlandsøkonomien. I SSBs investeringsundersøkelse fra august anslår operatørene på norsk sokkel at investeringene innen olje- og gassvirksomhet i år vil bli på 182 milliarder kroner,

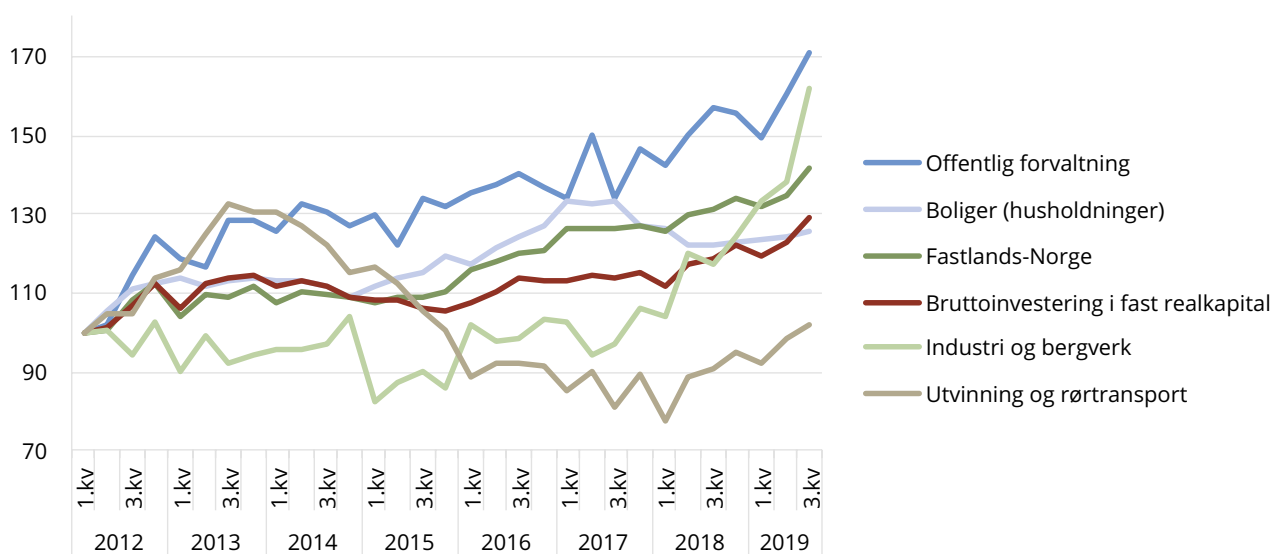
som er 16 prosent høyere enn tilsvarende anslag for 2018, målt i løpende priser. Anslaget på oljeinvesteringene i 2020 har blitt litt oppjustert og tilsvarer en økning på 5,4 prosent sammenliknet med investeringsanslaget for 2019 gitt i august året før, men er lavere enn det siste anslaget for 2019. Vi venter derfor en betydelig vekst i oljeinvesteringene i år, og at de går noe ned de neste to årene (tabell 2).

Moderat oppgang i boliginvesteringene

Boliginvesteringene falt i andre halvår 2017 og første halvår 2018 etter å ha vokst kraftig gjennom hele 2015 og 2016. I gjennomsnitt ble boliginvesteringene 6,2 prosent lavere i 2018 enn i 2017. Etter første halvår i fjor stoppet nedgangen, og boliginvesteringene har nå vist en jevn, men moderat økning i fem kvartaler på rad. Utviklingen i boliginvesteringene følger utviklingen i igangsetting av nye byggeprosjekter. Antallet igangsettingstillatelser til nye boliger begynte å falle i starten av 2017, om enn fra et rekordhøyt nivå. Ifølge sesongjusterte tall fra SSB har antall igangsettingstillatelser tatt seg opp igjen siden i fjor vår, selv om denne tendensen har flatet ut i år.

Det høye boligtilbudet og strammere kredittpraksis bidro til nedgang i boligprisene i 2017 og i første kvartal 2018. Ifølge sesongjusterte tall fra SSB har boligprisene økt de påfølgende kvartalene, men klart

Figur 11. Utviklingen i investeringene. Sesongjustert. Indeksert: 1. kvartal 2012=100



Kilde: SSB (NR)

saktere enn tidligere år. I gjennomsnitt for hele landet økte prisene på brukte boliger med 0,9 prosent fra andre til tredje kvartal i år og var 2,3 prosent høyere enn i tredje kvartal i fjor. Sesongjusterte tall fra Eien- dom Norge tyder på noe lavere vekst i boligprisene gjennom tredje kvartal enn det SSBs indeks viser og på uendret boligpriser i oktober. Vi venter svak vekst i boligprisene fram til 2021, siden boligtilbudet fort- satt er høyt, utlånsrentene har økt noe og boliglånsfor- skriften, som setter grenser på lånopptak, ble videre- ført i juli i år. Utviklingen i boligprisene vil også påvirke igangsetting av nye byggeprosjekter. Vi ven- ter derfor moderat vekst i boliginvesteringene i år og neste år, og at de går noe ned i 2021 (tabell 2).

Sterk vekst i industriinvesteringene

I løpet av de tre siste kvartalene har industriinveste- ringene økt med 31 prosent, ifølge sesongjusterte KNR-tall. Veksten var særlig sterk i tredje kvartal, med 17 prosent. Det er særlig oljeraffinering, kjemisk og farmasøytisk industri, samt næringsmiddelindus- trien, som står bak investeringsoppgangen i indus- trien.

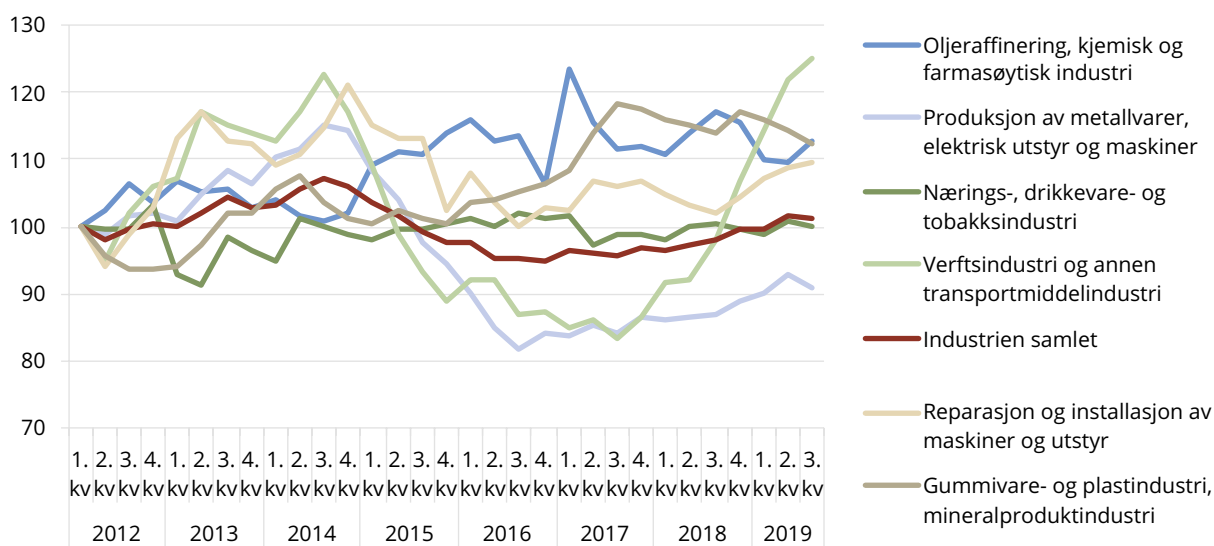
Ifølge SSBs investeringsundersøkelse fra august er virksomhetenes anslag på industriinvesteringene i år 34 prosent høyere enn tilsvarende anslag for 2018, målt i løpende priser. Det er særlig høye investerings-

anslag innen næringsmiddelindustrien og maskinre- parasjon og -installasjon som bidrar til dette. Anslaget på industriinvesteringene i 2020 tyder på en liten ned- gang. Vi venter derfor en betydelig vekst i industriin- vesteringene i år og at de går noe ned de neste to årene.

Vekst i industriproduksjonen

Bruttoproduktet i industrien har økt med 1,8 prosent så langt i år, men det holdt seg uendret i tredje kvartal (figur 12). Det er særlig en betydelig vekst i produksjo- nen i verftsindustrien som har bidratt til oppgangen i industriproduksjonen hittil i år. Andre viktige leveran- dører til oljenæringen, som produsenter av metallvarer, elektrisk utstyr og maskiner, samt reparasjon av maski- ner og utstyr, har også hatt en solid produksjonsvekst, noe som kan sees i sammenheng med veksten i oljein- vesteringene i år. På den andre siden har bruttoproduk- tet innen oljeraffinering, kjemisk og farmasøytisk industri gått ned hittil i år, selv om det tok seg noe opp i tredje kvartal, og har dermed dempet oppgangen i industriproduksjonen. Produksjonen innen gum- mivare-, plast- og mineralproduktindustri har også falt i løpet av de tre siste kvartalene. Disse to næringsgrup- pene er produsenter av såkalte innsatsvarer eller tradi- sjonelle varer som i stor grad leverer til utenlandske markeder. Nedgangen i produksjonen kan dermed sees i sammenheng med svakere vekst internasjonalt og i eksporten av tradisjonelle varer.

Figur 12. Bruttoprodukt for industrien. Utvalgte industrinæringer. Sesongjustert. Indeksert: 1. kvartal 2012=100



Kilde: SSB (NR)

Ifølge SSBs konjunkturbarometer for industrien er den generelle bedømmelsen av utsiktene for fjerde kvartal i år fortsatt positiv, men mindre enn i tidligere målinger. Veksten i ordretilgangen fra eksportmarkedet har avtatt de siste kvartalene, og i tredje kvartal var det ingen vekst. Det ble dermed ingen vekst i samlet ordrebeholdning heller, selv om ordretilgangen fra hjemmemarkedet økte i tredje kvartal. Det er produsenter av investeringsvarer og konsumvarer som er mest optimistiske om utsiktene for fjerde kvartal, mens produsentene av innsatsvarer er mindre positive. Til tross for en fortsatt svak krone, vil lavere vekst internasjonalt de kommende årene medføre lavere vekst i etterspørselen fra utlandet, samtidig som oljeinvesteringene vil gå noe ned. Vi venter derfor at industriproduksjonen vokser saktere de neste to årene.

Moderat vekst i privat konsum

Husholdningenes forbruk utgjør om lag halvparten av Fastlands-BNP, slik at deres forbruksbeslutninger har stor betydning for veksten i norsk økonomi. Husholdningenes konsum har vist en relativt stabil, moderat vekst så langt i år. Det økte med 0,4 prosent i tredje kvartal, som er gjennomsnittlig vekst for de tre siste kvartalene. Det var ingen vekst i varekonsumet i tredje kvartal, noe som dempet veksten i samlet privat konsum. Bilkjøpene har variert mye fra måned til måned i en lengre periode, blant annet i takt med leveranser av el-biler, og dette har bidratt til svingninger i varekonsumet. Tjenestekonsumet har derimot hatt en solid vekst så langt i år, og økte med 0,6 prosent i tredje kvartal.

Framover venter vi at veksten i reallønningene, det vil si lønninger justert for prisvekst, vil bli høyere enn i de to siste årene som følge av lav arbeidsledighet og lavere prisvekst. Dette vil bidra til høyere vekst i disponibel realinntekt for husholdningene og videre vekst i privat konsum fram til 2021. I tillegg til de løpende inntektene, tar husholdningene hensyn til sin formue når de bestemmer sitt forbruk, og en stor del av husholdningenes formue består av eiendom. Vi venter at boligprisene kun øker svakt fram til utgangen av 2021. Dette, sammen med høyere renter, vil trekke i retning av lavere vekst i konsumet. I sum venter vi at veksten i privat konsum vil være relativt stabil på omtrent 2 prosent fram til 2021 (tabell 2).

Vekst i offentlig etterspørsel

Den offentlige etterspørselen, det vil si summen av konsum og bruttoinvesteringer i offentlig forvaltning, utgjør rundt en tredel av Fastlands-BNP. Ekspansiv finanspolitikk under den siste nedgangskonjunktoren bidro til å heve veksten i fastlandsøkonomien. I vår prognose legger vi til grunn at den offentlige etterspørselen vil vokse saktere i år og neste år enn i fjor, slik det foreslås i nasjonalbudsjettet for 2020, og dermed i mindre grad bidra til veksten i norsk økonomi enn det som har vært tilfellet de siste årene.

Lavere eksport av tradisjonelle varer

Etter en økning i første kvartal i år, falt eksporten av tradisjonelle varer i både andre og tredje kvartal. Samlet i løpet av de siste tre kvartalene har eksporten av tradisjonelle varer økt med kun 0,3 prosent. Høyere eksport av verkstedprodukter og næringsmidler i denne perioden bidro til vekst i samlet eksport av tradisjonelle varer, mens det særlig var et fall i eksporten av metaller og raffinerte oljeprodukter som trakk veksten ned. Nedgangen i eksporten av tradisjonelle varer de to siste kvartalene må sees i sammenheng med oppbremsingen i internasjonal økonomi.

Den utenlandske etterspørselen etter norske varer og tjenester vil fortsette å øke fram mot 2021, om enn noe saktere enn tidligere år. Vi venter at den norske kronen vil holde seg svak fram til 2021, noe som bidrar til økt eksport fra Norge, siden det gjør prisen på norske varer relativt billigere i internasjonale markeder. Vi venter at veksten i eksporten av tradisjonelle varer blir høyere i år enn i fjor, for så å avta noe fram mot 2021 (tabell 2).

Valutakurs og rente

Den norske krona har svekket seg ytterligere de siste månedene, og er svakere enn modellberegninger⁹ tilsier gitt nivået på oljeprisen samt renten og prisvekst i Norge og utlandet. Dette kan gjenspeile økt usikkerhet blant utenlandske investorer og mindre risikovilje til å holde norske kroner. I denne prognosen har vi derfor valgt å

⁹ Vi benytter KVARTS-modellen i vårt prognosearbeid. Denne modellen er utviklet i SSBs forskningsavdeling. I boks 2.1 i «Konjunkturtendensene 2019/1» redegjør SSB for valget mellom konstant kronkurs og kursen som følger av modellberegningene, samt konsekvensene av en sterkere kronkurs for norsk økonomi ifølge KVARTS.

holde eurokursen konstant på 10,0 kroner fram til 2021, som var gjennomsnittlig kurs måneden før vi avsluttet våre beregninger. Det er stor usikkerhet knyttet til utviklingen av kronekursen framover. I faktaboksen *Alternative baner for kronekursen* undersøker vi hvordan en sterkere og en svakere kronekurs ville påvirke vår prognose.

Norges Bank hevet styringsrenten fra 1,25 prosent til 1,50 prosent i september. Ifølge deres siste renteprognose vil styringsrenten trolig bli værende på det nivået

framover. Renteprognosen er dermed nedjustert siden forrige rentemøte. Begrunnelsen for dette er lavere renter og utsikter til lavere vekst blant handelspartnere samt usikkerhet om utviklingen internasjonalt framover. Svakere krone enn tidligere anslått trakk i motsatt retning. En høyere styringsrente kan bidra til økte kostnader av å betjene lån og dermed dempe investeringene og konsumet. I våre beregninger har vi lagt til grunn at de neste to årene vil pengemarkedsrenten utvikle seg i tråd med Norges Banks siste renteprognose.

ALTERNATIVE BANER FOR KRONEKURSEN

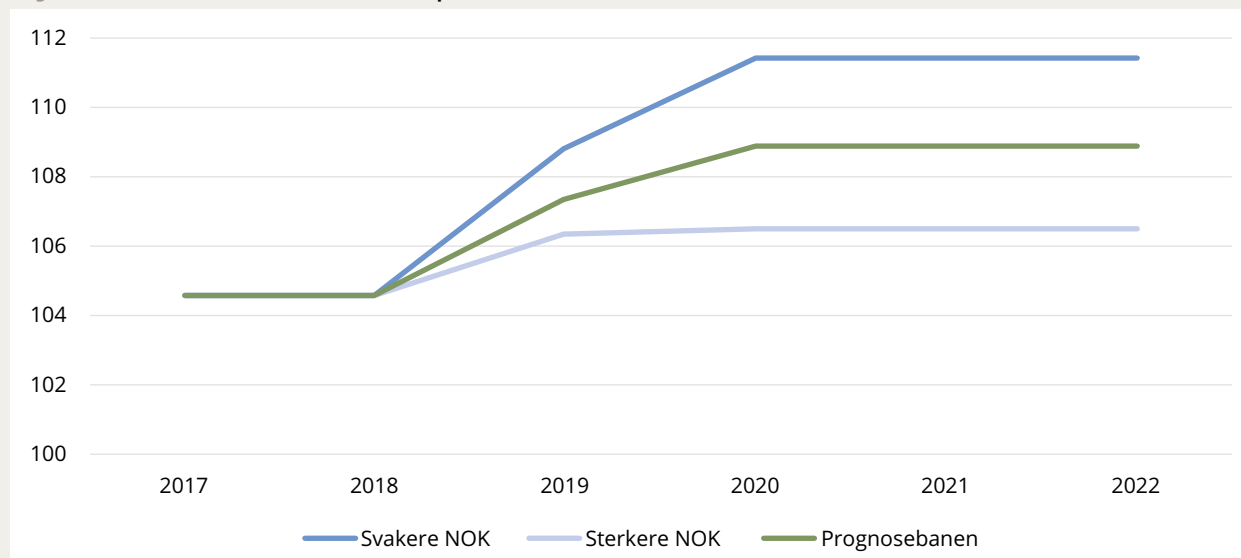
Sett i en historisk sammenheng, har kronekursen aldri vært svakere mot euroen enn i oktober i år, og vi må tilbake til høsten 2000 for å finne en svakere krone mot dollaren. Utviklingen i kronekursen den siste tiden er vanskelig å forklare ut fra fundamentale forhold. Slik den er modellert i KVARTS, ville kronekursen vært sterkere enn den har vært den siste tiden. I vår prognose har vi derfor valgt å holde kronekursen eksogen, det vil si at vi lar den bli bestemt utenfor modellen, og uendret fram til 2021. I vår prognosebane har vi lagt til grunn at en euro vil koste 10,0 kroner og 9,15 kroner fram til 2021, som er gjennomsnittskursen i oktober. Det er knyttet stor usikkerhet til den videre utviklingen i kronekursen. I denne faktaboksen undersøker vi derfor effektene av to alternative scenarier for kronekursen på vår prognose.

I det første scenarioet, sterkere NOK, legger vi til grunn at kronekursen vil styrke seg fra dagens nivå til sin gjennomsnittsverdi for 2019, mot både euroen og dollaren, ut prognoseperioden. Det vil si at en euro og en dollar vil koste henholdsvis 9,8 og 8,7 kroner fra og med fjerde kvartal 2019 til fjerde kvartal 2021. Dette innebærer at den importveide

kronekursen¹⁰ (IMPKR44) styrker seg med 2,2 prosent i 2020 og 2021 i forhold til prognosebanen. I det andre scenarioet, svakere NOK, undersøker vi hvordan prognosebanen blir påvirket av en svakere krone ut prognoseperioden. Her legger vi til grunn at kronen vil ligge på sitt svakeste nivå hittil i år fra fjerde kvartal 2019 til fjerde kvartal 2021. Det vil si at en euro og en dollar vil koste henholdsvis 10,3 og 9,3 kroner ut prognoseperioden. Samlet sett medfører dette at den importveide kronekursen svekker seg med 2,3 prosent for 2020 og 2021 sammenliknet med prognosebanen. De to alternative scenarioene har nærmest symmetriske effekter på den importveide kronekursen, se figur C. Felles for de to scenarier er at vi holder pengemarkedsrenten eksogen og lik den som er i vår prognosebane.

¹⁰ Den importveide valutakursen er en indeks som viser verdien av norske kroner målt mot et veid gjennomsnitt av valutaene til Norges 44 viktigste handelspartnere, der euro fulgt av amerikanske dollar har størst vekt.

Figur C. Alternative baner for den importveide kronekursen



Kilde: NAV

► I en liten, åpen økonomi er kronekursen en viktig størrelse for utviklingen i økonomien. Norges konkurransevne blir blant annet svekket av en sterkere krone, da det betyr at norske eksportvarer blir relativt dyrere i utlandet. Samtidig innebærer en sterkere krone at importerte varer blir relativt billigere for norske konsumenter. I KVARTS-modellen innebærer dette at eksporten faller og importen øker. Lavere priser på importprodukter bidrar også til å dempe prisveksten i Norge, som igjen bidrar til høyere kjøpekraft i husholdningene og høyere konsum. Til tross for økt konsum, er totaleffekten av redusert eksport og økt import negativ for Fastlands-BNP. Effektene av endret kronekurs på norsk økonomi blir mindre om styringsrenten tilpasses endringer i prisene. I KVARTS ville for eksempel lavere prisvekst føre til lavere renter og videre til høyere investeringer og konsum, noe som demper de negative effektene på norsk økonomi av sterkere kronekurs.

I det første scenarioet, hvor den importveide kronekursen

styrker seg med 2,2 prosent i 2020 og 2021, nedjusteres BNP Fastlands-Norge med 0,2 prosent i 2021 sammenliknet med prognosebanen. En sterkere krone innebærer redusert lønnsomhet hos konkurranseutsatt sektor, og bruttoproduktet i norsk industri ville blitt 0,9 prosent lavere i 2021 enn i prognosebanen. Med denne styrkelsen av kronekursen ville AKU-ledigheten bli 0,1 prosentpoeng høyere i 2021 enn i prognosebanen.

I scenario 2, med en enda svakere kronekurs enn den som er lagt til grunn i prognosebanen, øker derimot BNP Fastlands-Norge med 0,2 prosent i 2021 sammenliknet med prognosebanen, mens bruttoproduktet i industrien øker med 0,9 prosent. I dette scenarioet blir AKU-ledigheten under 0,1 prosentpoeng lavere i 2021 enn i prognosebanen. Høyere importpriser innebærer høyere prisvekst i Norge, noe som reduserer husholdningenes realdisponible inntekt, og trekker ned husholdningenes konsum med 0,1 prosent i 2021.

Tabell C. Virkninger av sterkere kronekurs, alternativ 1. Avvik fra prognosebanen i prosent

	2019	2020	2021
Husholdningenes konsum	0,0	0,1	0,2
Bruttoinvesteringer fastlands-Norge	0,0	-0,1	-0,3
Eksport, totalt	0,0	-0,2	-0,3
Eksport av tradisjonelle varer	-0,1	-0,4	-0,7
Indikator for utenlandsk etterspørsel	0,0	0,0	0,0
BNP, Fastlands-Norge	0,0	-0,1	-0,2
Bruttoprodukt, Industri	-0,1	-0,5	-0,9
AKU-ledighet, prosentpoeng	0,0	0,0	0,1
Sysselsetting (NR)	0,0	-0,1	-0,1
Konsumprisindeksen	-0,1	-0,3	-0,4

Tabell D. Virkninger av svakere kronekurs, alternativ 2. Avvik fra prognosebanen i prosent

	2019	2020	2021
Husholdningenes konsum	-0,1	-0,1	-0,1
Bruttoinvesteringer fastlands-Norge	0,0	0,1	0,3
Eksport, totalt	0,1	0,3	0,4
Eksport av tradisjonelle varer	0,1	0,5	0,7
Indikator for utenlandsk etterspørsel	0,0	0,0	0,0
BNP, Fastlands-Norge	0,0	0,1	0,2
Bruttoprodukt, Industri	0,1	0,6	0,9
AKU-ledighet, prosentpoeng	0,0	-0,1	-0,1
Sysselsetting (NR)	0,0	0,1	0,1
Konsumprisindeksen	0,1	0,3	0,4

Tabell 2. NAVs prognose for utviklingen i norsk økonomi i 2019–2021. Prosentvis vekst om ikke annet er angitt

	2019	2020	2021
Arbidsmarked			
Registrerte helt ledige	63 000	63 000	64 000
Registrerte helt ledige i prosent av arbeidsstyrken	2,3	2,2	2,2
AKU-arbeidsledige i prosent av arbeidsstyrken	3,6	3,7	3,7
Sysselsettingsvekst (AKU)	1,3	0,9	0,3
Arbeidsstyrkevekst (AKU)	1,1	1,0	0,4
Realøkonomi			
Konsum i husholdninger mm	1,9	2,2	2,1
Bruttoinvesteringer Fastlands-Norge	3,9	0,9	-0,9
- Boliginvesteringer	2,6	1,9	-3,1
Petroleumsinvesteringer	17,2	-3,1	-3,1
Eksport	1,9	6,5	3,1
- Tradisjonelle varer	5,0	4,6	3,3
Bruttonasjonalprodukt Fastlands-Norge	2,5	2,2	1,7
Valutakurs og oljepris (nivå)			
NOK per euro	9,9	10,0	10,0
Råoljepris i dollar	63	56	55

Kilde: NAV

Veksten i norsk økonomi vil avta framover

Fastlandsøkonomien har siden slutten av 2016 vært inne i en moderat oppgangskonjunktur som vi venter vil fortsette fram til 2020. Veksten i Fastlands-BNP vil imidlertid avta gradvis i løpet av de neste to årene, og vi venter at den vil være i underkant av 2 prosent i 2021. De fleste etterspørselskomponentene vil bidra i mindre grad til vekst i fastlandsøkonomien de nærmeste årene. Oljeinvesteringene vil, etter en betydelig økning i år, gå noe ned de neste to årene og dermed dempe veksten i norsk økonomi. Veksten i boliginvesteringene vil også avta framover, og vi venter en liten nedgang i 2021. Svakere konjunkturer internasjonalt vil føre til at veksten i eksport av tradisjonelle varer avtar i løpet av prognoseperioden, til tross for fortsatt svak kronekurs. Veksten i offentlig etterspørsel vil også være lavere neste år og bidra i mindre grad til veksten i norsk økonomi, mens høyere reallønninger vil bidra til fortsatt moderat vekst i privat konsum framover.

NAVs arbeidsmarkedsprognose

Arbidsmarkedet har bedret seg i løpet av de siste to årene i takt med høyere vekst i fastlandsøkonomien. Ifølge tall fra nasjonalregnskapet (NR) tok veksten i sysselsettingen seg opp i 2017, og det har blitt mer enn 90 000 flere sysselsatte i løpet av de siste to årene. Sysselsettingen målt ved AKU viste kun svak vekst i 2017, men har de siste to årene økt noe mer enn målt ved NR. Antall personer i arbeidsstyrken har også tatt seg opp, og yrkesdeltakelsen er nå på sitt høyeste på tre år. Arbeidsledigheten målt ved AKU har derfor gått ned i et saktere tempo siden begynnelsen av fjoråret, og har så langt i år vekslet mellom oppgang og nedgang. Antallet registrerte helt ledige og arbeidssøkere som deltar på tiltak fortsatte å gå klart ned fram til april i år, men det har vært bare mindre endringer siden. Dette tyder på at arbeidsledigheten er i ferd med å stabilisere seg. Både NAVs og SSBs statistikk viser at antallet ledige stillinger nå er noe lavere enn i fjor.

Selv om tilgangen på ledige stillinger fortsatt er høy, tyder dette på at etterspørselen etter arbeidskraft vil øke saktere framover.

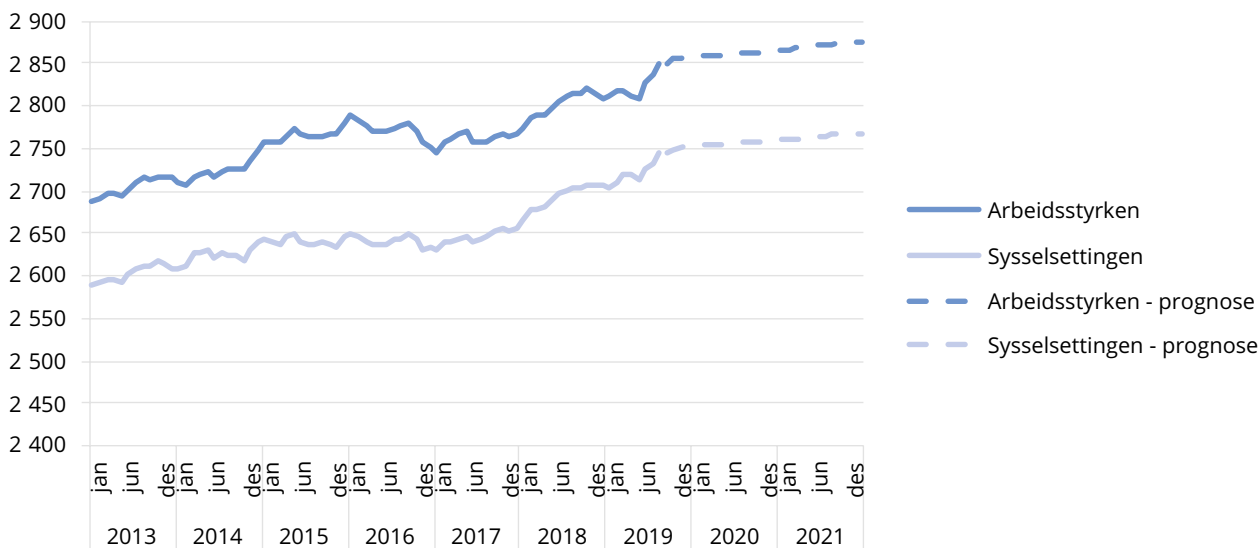
Ifølge AKU økte antall sysselsatte i 2017 etter to år uten vekst. Siden første kvartal i fjor har antall sysselsatte økt betydelig raskere, med til sammen 92 000 personer fram til tredje kvartal i år, ifølge sesongjusterte AKU-tall. Vi venter at sysselsettingen fortsetter å øke fram til 2021, men at veksttakten avtar etter hvert som veksten i fastlandsøkonomien også blir mer moderat (figur 13). Som årlig gjennomsnitt anslår vi at veksten i sysselsettingen målt ved AKU vil bli på 1,3 prosent i år, 0,8 prosent i 2020 og 0,3 prosent i 2021. Det betyr at antall sysselsatte vil øke med omtrent 24 000 fram til utgangen av 2021.

Ifølge tall fra SSB var nettoinnvandringen i 2018 på 18 000 personer. Dette er det laveste tallet på nettoinnvandring siden 2005. Så langt i år ser nedgangen i innvandringen ut til å fortsette. Ifølge tall fra SSB ble det i årets andre kvartal registrert 10 600 innvandring. Dette er færre enn i årets første kvartal, og det laveste antallet for noe kvartal siden 2006. Likevel ble det registrert positiv nettoinnvandring, og den var noe høyere enn i andre kvartal i fjor. Som i 2018, var det statsborgere fra Syria som bidro mest til nettoinnvandringen i andre kvartal i år, blant annet fordi det nesten ikke var

noen utvandring til Syria. Nettoinnvandringen fra landene de fleste arbeidsinnvandrerne kommer fra har vært avtakende de siste årene. Dette henger sammen med at en svak krone har gjort det norske arbeidsmarkedet mindre attraktivt for utenlandske arbeidstakere, samtidig som den økonomiske utviklingen har vært positiv i de landene de fleste arbeidsinnvandrerne kommer fra. Selv om det fortsatt er et betydelig antall innvandring fra disse landene, har antallet som utvandrer blitt stadig høyere. For eksempel innvandret om lag 1 100 polakker til Norge i andre kvartal, men nettoinnvandring fra Polen ble på 400 personer. Vi legger til grunn lavere nettoinnvandring framover, også fra Europa, samt lavere vekst i befolkningen i yrkesaktiv alder, slik det anslås i SSBs befolkningsframskriving. Dette bidrar til å dra ned veksten i arbeidsstyrken de nærmeste årene. Samtidig venter vi at flere av flyktningene som kom til Norge i 2015 deltar på arbeidsmarkedet de nærmeste årene. Fortsatt lav arbeidsledighet vil på sin side bidra til at yrkesdeltakelsen holder seg på omtrent samme nivå som i år fram til 2021. Samlet anslår vi at antall personer i arbeidsstyrken vil øke i gjennomsnitt med 1,1 prosent i år og med 1,0 og 0,4 prosent i henholdsvis 2020 og 2021.

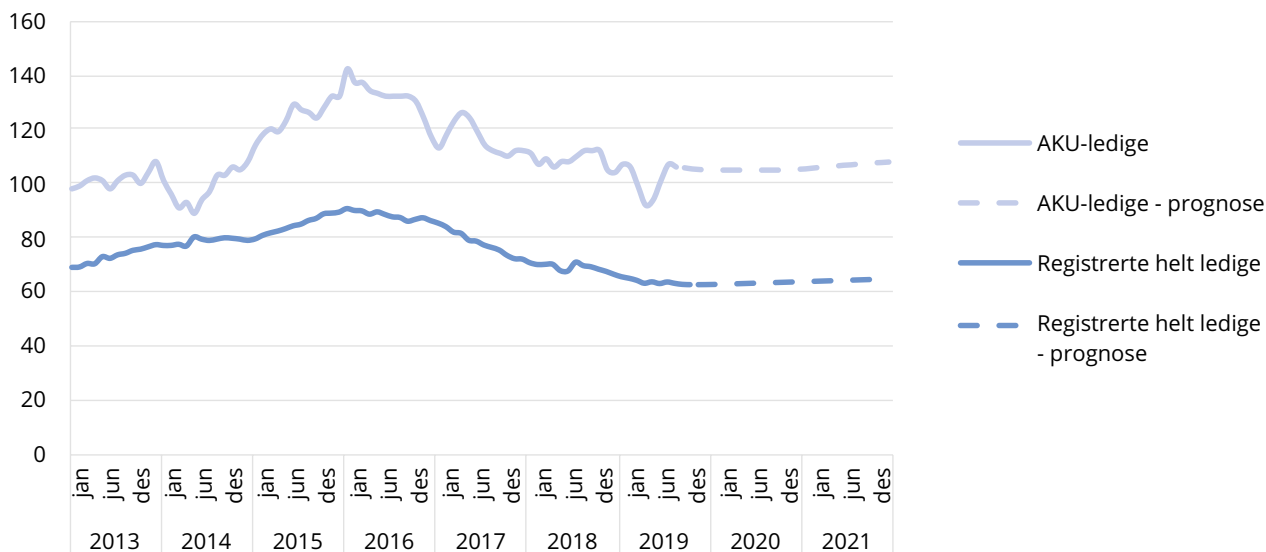
AKU-ledigheten var i august på 3,7 prosent av arbeidsstyrken, ifølge sesongjusterte tall, eller 1,4 prosentpoeng lavere enn toppen i januar 2016. De

Figur 13. Antall personer i arbeidsstyrken og antall sysselsatte ifølge AKU. 1 000 personer. Sesongjusterte tall



Kilde: SSB og NAV

Figur 14. Antall registrerte helt ledige og ledige ifølge AKU. 1000 personer. Sesongjusterte tall



Kilde: SSB og NAV

siste månedene har AKU-ledigheten økt noe, men trenden viser en stabil arbeidsledighet på rundt 3,6 prosent så langt i år. Ifølge vår prognose vil AKU-ledigheten fortsette å holde seg stabil det neste året og så øke noe i 2021, da vi venter noe høyere vekst i arbeidsstyrken enn i sysselsettingen (figur 14). Den registrerte arbeidsledigheten har gått videre ned så langt i år. Fra desember til august har antallet helt ledige gått ned med 3 900 og bruttoledigheten (summen av helt ledige og arbeidssøkere på tiltak) med 4 400, ifølge brudd- og sesongjusterte tall.¹¹ Mens det

var en klart fallende trend i begynnelsen av året, har både antall helt ledige og bruttoledigheten de siste seks månedene vekslet mellom oppgang og nedgang, og i sum har det vært kun en liten nedgang i denne perioden. Vi venter at antallet helt ledige vil holde seg stabilt de nærmeste månedene for så å øke sakte mot 2021. Vi anslår at det i gjennomsnitt vil være 63 000 helt ledige både i år og neste år, og 64 000 i 2021. Det innebærer en ledighet på 2,3 prosent av arbeidsstyrken i 2019 og på 2,2 prosent i 2020 og 2021. Den registrerte arbeidsledigheten i prosent av arbeidsstyrken vil dermed holde seg stabil på et lavt nivå de neste to årene.

¹¹ For nærmere forklaring om bruddet og øvrige endringer i statistikkene, se kapittel 5 i Om statistikken - Arbeidssøkere - www.nav.no

Tabell 3. Befolkning i yrkesaktiv alder, arbeidsstyrken, sysselsatte og arbeidsledige ifølge AKU

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Befolkning 15-74 år	3 743 000	3 798 000	3 850 000	3 896 000	3 934 000	3 965 000	3 993 000
Arbeidsstyrken	2 677 000	2 704 000	2 734 000	2 772 000	2 779 000	2 769 000	2 802 000
Sysselsatte	2 591 000	2 610 000	2 637 000	2 651 000	2 647 000	2 652 000	2 694 000
Yrkesdeltakelsen	71,5 %	71,2 %	71,0 %	71,2 %	70,6 %	69,8 %	70,2 %
AKU-arbeidsledige	86 000	95 000	96 000	121 000	132 000	117 000	108 000
Registrerte helt ledige (NAV)	65 682	69 719	75 254	80 561	83 813	74 235	65 547

Kilde: SSB og NAV

Næringsvise forskjeller

Ifølge våre beregninger vil sysselsettingen innen utvinning av olje og gass og tilknyttede tjenester øke fram til 2020 og holde seg stabil i 2021, mens innen industrinæringene som leverer til oljeindustrien vil økningen i sysselsettingen fortsette fram til 2021, men i et saktere tempo.

Bygge- og anleggsnæringen har vært blant næringene med størst vekst i sysselsettingen de siste årene. Vi venter at sysselsettingen innen bygge- og anleggsbransjen vil fortsette å øke fram til 2021, men at den vokser stadig saktere framover som følge av lavere vekst i boliginvesteringene.

Våre beregninger tyder også på vekst i sysselsettingen i kommuneforvaltningen, som i stor grad består av sysselsatte innen undervisning og helse- og omsorgstjenester. Videre er det i de private tjenestenæringene at vi venter størst vekst i sysselsettingen fram til 2021.

Makromodellen KVARTS

NAVs prognose er basert på modellsimuleringer vi har gjort med den makroøkonometriske modellen KVARTS. KVARTS er en modell for norsk økonomi utviklet av Statistisk sentralbyrå (SSB). Modellen er estimert på data fra nasjonalregnskapet og basert på økonomisk teori. For mer informasjon om modellen, se MODAG og KVARTS - SSB.

Referanser

Andersen, Ulf, Ådne Cappelen, Einar Nordbø, Helge Næsheim, Johannes Sørbø og Ragnar Torvik (2017). *Mål for arbeidsledigheten: Avvik, årsaker og supplerende indikatorer*. Arbeidsnotat 8/2017 Finansdepartementets notatserie.

International Monetary Fund (2019). *Growth Slowdown, Precarious Recovery*. World Economic Outlook, April 2019, 28-31.

Statistisk sentralbyrå (2019). *Konjunkturtendensene 2019/1*.

ARBEIDSLEDIGE INNVANDRERE – HVOR LENGE ER DE LEDIGE OG HVA GJØR DE ETTERPÅ?

Inger Cathrine Kann, Therese Dokken og Jun Yin ¹

Sammendrag

I denne artikkelen undersøker vi hvordan sannsynligheten for overgang til jobb, helse relaterte ytelser og andre NAV-ytelser endres gjennom ledighetsperioden for registrerte arbeidsledige. Vi sammenlikner innvandrere med registrerte arbeidsledige norskfødte med samme rettigheter til dagpenger. Vi deler innvandrerne i to grupper; de som er født i lavinntektsland og de som er født i høvinntektsland.

Som gruppe har arbeidsledige innvandrere fra lavinntektsland uten dagpengerettigheter lavest sannsynlighet for overgang til arbeid, lavere sannsynlighet for overgang til helse relaterte ytelser og høyere sannsynlighet for overgang til andre NAV-ytelser.

Når vi kontrollerer for forskjeller i bakgrunnskjenne tegn mellom norskfødte og innvandrergruppene, endrer dette bildet seg. Vi finner da at innvandrere fra lavinntektsland uten rett til dagpenger har høyere sannsynlighet for overgang til arbeid enn norskfødte med samme rettigheter og bakgrunnskjenne tegn. Etter en nedgang i sannsynligheten for overgang til arbeid de første månedene av ledighetsperioden for alle grupper, øker den for innvandrere fra lavinntektsland utover i ledighetsperioden, mens den fortsetter å falle for norskfødte. For de med rett til dagpenger likner innvandrere og norskfødte mye og det er kun små forskjeller med hensyn til hvilke overganger de gjør, og når de gjør dem.

¹ Takk til Ola Thune for uttrekk av data.

Innledning

Flere studier peker på at innvandrere går arbeidsledige lenger enn norskfødte, og at en ledighetsperiode påvirker innvandrere mer negativt med hensyn til framtidige jobbutsikter og inntekt. I denne artikkelen undersøker vi hvordan sannsynligheten for overgang til jobb, helserelaterte ytelser og andre NAV-ytelser endres gjennom ledighetsperioden for registrerte arbeidsledige innvandrere sammenliknet med registrerte arbeidsledige norskfødte med samme rettigheter til dagpenger. Vi deler innvandrerne i to grupper etter fødeland.

Det å gå arbeidsledig lenge kan ha negative konsekvenser for videre tilknytning til arbeidslivet, ved at det reduserer arbeidslediges sjanser til å få jobb og øker arbeidslediges sjanser til å få helserelaterte ytelser. I tillegg til at hvor lenge man er arbeidsledig påvirker sannsynligheten for ulike overganger (såkalt *varighetsavhengighet*), er det også flere studier som peker på at adferd endres når man nærmer seg utløp av dagpengeperioden.

Vi bruker en diskret hasardratemodell med konkurrerende risiko. Alle estimatene bestemmes simultant, og tar hensyn til at overgangene konkurrerer med hverandre. Vi bruker et paneldatasett med månedlige opplysninger på individnivå for å kontrollere for både tidsavhengige og tidsuavhengige variabler, og deler de arbeidsledige i tre grupper avhengig av hvorvidt de mottar dagpenger eller ikke. Blant de som har rett til å motta dagpenger, skiller vi mellom de som har rett til dagpenger i 12 måneder og de som har rett til dagpenger i 24 måneder.

Bakgrunn

Forskjeller mellom innvandrere og norskfødte

Flere studier viser at innvandrerbakgrunn påvirker både sannsynlighet for overgang til jobb og ulike trygdeytelser. For eksempel viser Bratsberg, Raaum og Røed (2014) at noen grupper innvandrere har høyere sannsynlighet for å bli uføretrygdet enn ikke-innvandrere, også etter lang botid i Norge. Innvandrere fra ikke-europeiske land ble hardt rammet av de strukturelle endringene i den norske industrien på 1980- og 90-tallet, og en relativt stor andel av de som mistet

jobben kom ikke i arbeid igjen. Årsaken til dette er sammensatt, men Bratsberg, Raaum og Røed (2014) peker på at dårlige inntektsutsikter på arbeidsmarkedet, i kombinasjon med høyt kompensasjonsnivå i trygdesystemet for enkelte grupper av innvandrere med store barnefamilier, gjorde det mer lønnsomt å motta trygd enn å jobbe.

Varighetsavhengighet

Kaitz (1970) var en av de første til å dokumentere at jo lenger folk i USA var arbeidsledige, jo mindre sannsynlig var det å komme i jobb. Dette finner også Røed og Zhang (2005) i Norge. Det er flere mulige forklaringer bak denne sammenhengen. En er at humankapitalen forringes ved arbeidsledighet. Man mister den bedriftsspesifikke humankapitalen når man blir arbeidsledig, fordi denne ikke er overførbart til andre bedrifter eller sektorer. I tillegg er det flere som peker på at den generelle humankapitalen forringes ved langvarig arbeidsledighet. Dette kan føre til at antall jobber som er aktuelle reduseres i løpet av tiden man går arbeidsledig. Personer som har gått arbeidsledige lenge kan oppfattes som mindre attraktive av potensielle arbeidsgivere, slik for eksempel Eriksson og Rooth (2014) finner i Sverige. Samtidig er det studier som peker på at søkeintensiteten går ned jo lenger man går ledig (Krueger og Mueller 2011), noe som tyder på at motivasjonen for å få jobb og troen på at man kan få jobb også blir mindre i løpet av ledighetsperioden. Dersom sannsynligheten for å få jobb går ned jo lenger en person har vært arbeidsledig snakker man om *negativ varighetsavhengighet*.

Negative konsekvenser av arbeidsledighet, både i form av vanskeligheter med å få ny jobb og lavere framtidig lønn, er kjent som *scarring* eller *brennmerking*. Det er gjort en del studier av hvordan brennmerking avhenger av ulike bakgrunnskjennetegn. Et eksempel på dette er Bratsberg, Raaum og Røed (2018), som bruker registerdata fra Norge og ser på konsekvensene av å miste jobben som følge av en bedriftsnedleggelse eller en stor nedbemanning. De finner at de negative konsekvensene som følger av å miste jobben er større for innvandrere fra lavinntektsland enn for både innvandrere fra vesteuropeiske land og ikke-innvandrere. Det gir seg utslag både i form av lavere framtidig inntekt

og lengre varighet av arbeidsledighet. Det er også stor variasjon mellom innvandrere avhengig av innvandringsgrunn. En høyere andel av arbeidsinnvandrerne kommer tilbake i jobb etter en periode som arbeidsledig sammenliknet med flyktninger og familiegjenforente (SSB 2019). Kjønn, alder og utdanningsnivå har også mye å si for sannsynligheten for å komme tilbake i jobb. Uavhengig av landbakgrunn er det høyere sannsynlighet for å bli sysselsatt blant de yngre og de med høyere utdanning.

Samtidig som sannsynligheten for overgang til jobb går ned jo lenger en ledighetsperiode varer, finner Røed og Zhang (2005) en såkalt *positiv varighetsavhengighet* i overgang til langvarig sykemelding og uføretrygd. Det vil si at det å være arbeidsledig lenge gir høyere sannsynlighet for overgang til en helsere-latert trygdeytelse. I tillegg til de negative helseeffektene av det å miste jobben er det også et innslag av substitusjon mellom dagpenger og helserelaterte ytelser, da noe av tilgangen til uføreytelser kan forklares av mangel på passende arbeid for personer som har blitt arbeidsledige (se for eksempel Rege, Telle og Votruba 2009 og Bratsberg, Fevang og Røed 2013).

Yin, Dokken og Kann (2019) ser på overgangssannsynlighet for ulike grupper av arbeidsledige, etter hvilke rettigheter de har. De finner betydelige forskjeller i når de gjør overganger og hvilke typer overganger de gjør. Felles for gruppene er at sannsynligheten for overgang til jobb er størst de første månedene og deretter er det kraftig fall i alle overgangssannsynligheter. For arbeidsledige uten rett til dagpenger og som ikke kommer rett fra høyere utdanning, stabiliseres sannsynligheten for jobb og helserelaterte ytelser relativt raskt. For de med rett til dagpenger faller sannsynligheten for overgang til arbeid med tiden man er arbeidsledig. Sannsynligheten for overgang til jobb er fallende inntil dagpengerrettighetene løper ut. Da øker overgangssannsynlighetene midlertidig, men faller så igjen.

Hvilken inntektssikring man har påvirker hvor lenge man går arbeidsledig

Et svært robust funn i empirisk økonomisk forskning er den positive sammenhengen mellom hvor generøs

dagpengeordningen er og varigheten av arbeidsledighet. For eksempel finner Falch, Hardoy og Røed (2012) at en reduksjon i maksimal lengde på dagpengeperioden i 2003 og 2004 førte til at arbeidsledige i Norge kom raskere tilbake i jobb. Lalive (2008) finner tilsvarende i Østerrike, der en økning i maksimal ledighetstrygd førte til lengre ledighet blant arbeidsledige. Søketeori er et godt utgangspunkt for å forstå mekanismen bak denne sammenhengen. Arbeidsledige vil akseptere et jobbtilbud dersom verdien av jobbtilbudet er høyere enn verdien av å være arbeidsledig. Et viktig konsept er *reservasjonslønnen*. Dette er den laveste lønnen en arbeidsledig er villig til å akseptere. Til grunn for beslutningen om å akseptere et jobbtilbud eller fortsette å søke etter jobb, ligger det en vurdering av kostnadene ved å fortsette å søke og forventet inntektsgevinst ved å fortsette. Dette kommer an på hvor mange jobbtilbud den arbeidsledige får, hvilke jobbtilbud den arbeidsledige forventer å få i framtiden og varigheten og størrelsen på arbeidsledighetstrygden eller annen inntektssikring. Jo høyere stønaden er, jo høyere er reservasjonslønnen. Arbeidsledige som mottar dagpenger kan være mer selektive i hvilket jobbtilbud de takker ja til, og de forblir arbeidsledige lenger (Mortensen 1977). For arbeidsledige som ikke mottar dagpenger har størrelsen på dagpengene motsatt effekt. Jo høyere dagpengeutbetalingen er, jo mer attraktivt er det også for de som ikke har dagpengerrettigheter å opparbeide seg slike rettigheter. Dette betyr at jo høyere utbetalingen er, jo høyere er sannsynligheten for overgang til jobb blant de som ikke har dagpengerrettigheter.

Når dagpengeperioden nærmer seg slutten øker sannsynligheten for overgang til jobb for arbeidsledige som mottar dagpenger. Dette er et empirisk funn som går igjen i flere land, for eksempel i USA (Katz og Meyer 1990). Røed og Zhang (2005) finner det samme mønsteret i Norge. Dette henger antakelig sammen med at søkeintensiteten blir høyere og kravene til lønnstilbud lavere når man nærmer seg slutten på dagpengeperioden.

Økt sannsynlighet for overgang til sykepenger når det nærmer seg slutten på dagpengeperioden er også et empirisk funn, både i Norge (Henningsen 2008 og Falch, Hardoy og Røed 2012) og i Sverige (Larsson

2006). Utover de potensielle negative helseeffektene av å være arbeidsledig lenge er det også økonomiske insentiver i ordningene til å bli urettmessig sykmeldt mens man er arbeidsledig. Grunnen til dette er at overgang fra dagpenger til sykepenger er en måte å forlenge dagpengeperioden på, da dagpengeperioden settes på pause mens man mottar sykepenger². Også andre trygdeytelser kan brukes som inntektssikring når dagpengene faller bort.

² Det er kun ved sykmeldingsgrader på mer enn 50% at dagpengeperioden i praksis blir forlenget.

Dagpengeordningen

Dagpenger er den viktigste inntektssikringen ved arbeidsledighet. Formålet med dagpengeordningen er å gi økonomisk trygghet for arbeidsledige og samtidig opprettholde insentiver til å være i arbeid. Disse hensynene balanseres ved at personer med liten eller ingen tidligere arbeidsinntekt ikke har rett på dagpenger. Arbeidsledige med tilstrekkelig tidligere inntekt får 62,4 prosent av tidligere inntekt (inntil 6 G) i dagpenger, men samtidig en begrensning på hvor lenge de kan motta dagpenger. Varigheten av dagpenger avhenger av hvor høy arbeidsinntekt man har hatt i kalenderåret før, eller i gjennomsnitt i de 3 kalenderårene før man søker om dagpenger. Minstekravet til tidligere arbeidsinntekt er 1,5 ganger folketrygdens grunnbeløp (G)¹ i året som gikk, eller minst 3 G i løpet av de 3 siste avsluttede kalenderårene. For personer med arbeidsinntekt på minimum 2 G er maksimal varighet på dagpenger 24 måneder. For personer som kun oppfyller minstekravet er maksimal varighet 12 måneder.

Personer med inntekt under minstekravet har ikke rett på dagpenger, men de kan motta andre ytelser fra NAV. Dersom de deltar på tiltak, har de rett på tiltakspenger og de kan også motta sosialhjelp. En analyse av registrerte arbeidsledige i perioden 2010–2012 viste at 27 prosent ikke mottok noen form for livsoppholdsytelse fra NAV (Furuberg 2014). Mange av disse forsørges enten av familie eller oppsparte midler mens de søker arbeid og har derfor ikke den samme økonomiske tryggheten ved arbeidsledighet. Dette gjelder antakelig også mange av de som har rett på dagpenger i 12 måneder. Disse har ikke bare rett på dagpenger en kortere periode, de mottar også et lavere beløp hver måned fordi de tjente mindre i årene før de ble arbeidsledige.

¹ Grunnbeløpet (G) er kr 99 858 per 1. mai 2019.

Data og metode

Vi bruker registerdata fra NAV over personer i alderen 18–65 år som registrerte seg som helt arbeidsledige i perioden juli 2010 til desember 2016. Vi følger disse fram til slutten av juni 2017. Datasettet består av 533 453 forløp (tabell 1). Et forløp er fra de registrerer seg som arbeidsledige til de ikke lenger gjør det. Utvalget inkluderer kun personer som ikke har vært arbeidsledige i løpet av de siste 18 månedene i forkant av ledighetsperioden. Grunnen til at vi har denne restriksjonen på utvalget er at vi bare vil inkludere nye tilfeller av arbeidsledige. Dette gjør vi for at starten av et ledighetsforløp skal være nettopp starten og ikke en fortsettelse av et tidligere forløp som har vært avbrutt av et kort arbeidsforhold. På denne måten sikrer vi at «varighet» betyr det samme i hvert forløp. Ulempen ved dette er at de som går mye inn og ut av ledighet er underrepresentert i vårt utvalg. Vi har løpende opplysninger om hvilke rettigheter den enkelte har til dagpenger.

For å være registrert som arbeidsledig i NAV, må man sende meldekort hver 14. dag. De som ikke har rett til dagpenger, vil i mindre grad registrere seg som arbeidsledige, noe som blant annet synliggjøres av at Arbeidskraftsundersøkelsen til SSB (AKU) har langt flere arbeidsledige enn de som er registrert hos NAV. Selv om mange er arbeidsledige uten å sende meldekort til NAV, er det også veldig mange som sender meldekort selv om de ikke har rett til å motta dagpenger. Incentivene til å sende meldekort når det ikke utløser rett til dagpenger kan være at de får andre tjenester fra NAV, for eksempel veiledning eller kurs, eller at de får økonomiske ytelser fra NAV som det er knyttet aktivitetskrav til, som for eksempel sosialhjelp eller overgangsstønad.

Vi har laget et individpanel med et bredt sett av opplysninger på individnivå for hver måned i perioden vi observerer. Datasettet inkluderer følgende individvariabler: alder, kjønn, om personen har studiekompetanse³, om man har forsørgeransvar for barn, fødeland,

³ Utdanningsvariabelen NAV har er selvoppgitt utdanning på cv'en de arbeidsledige fyller ut når de registrerer seg som arbeidsledig. Den er av varierende kvalitet, og vi har valgt å ikke bruke alle nivåene, men aggregere den til en binær variabel som forteller om den arbeidsledige med høy sannsynlighet har studiekompetanse eller ikke (fullført videregående skole eller høyere utdanning).

trygdehistorikk, inntektshistorikk, bostedsinformasjon og om man var i høyere utdanning eller ikke seks måneder før man ble arbeidsledige. Vi inkluderer også variabler som endrer seg fra måned til måned i løpet av ledighetsperioden. Disse er alder, arbeidsledighet i arbeidsmarkedsregionen (målt løpende med tre måneders forsinkelser)⁴, om man er sykemeldt eller ikke denne måneden⁵, om man tar høyere utdanning, om man mottar sosialhjelp og om man mottar arbeidsavklaringspenger.

Noen grupper er ekskludert fra vårt datasett. Det gjelder personer som ikke er «under risiko» for overgang til jobb. Dette betyr i praksis at vi vurderer det slik at de ikke er reelle arbeidssøkere, selv om de har sendt meldekort. Dette gjelder for eksempel nye mottakere av arbeidsavklaringspenger (AAP) som kan starte sitt møte med NAV med å registrere seg som arbeidsledig, men som NAV vurderer til å ha for dårlig helse til å være ordinære arbeidssøkere. På grunn av forsinkelser i NAVs registreringer kan det likevel ta noen måneder før disse tas ut av ledighetsregisteret. Vi ekskluderer derfor de som mottar AAP alle månedene de er registrert som arbeidsledige, men som ikke mottok AAP før det. Permitterte er også ekskludert, da disse skiller seg fra ordinære arbeidssøkere. I tillegg til at de ofte forventer å returnere til tidligere arbeidsgiver, er varigheten på ledigheten også påvirket av varighetsbegrensningene i permitteringsregelverket. Vi har også tatt ut de som har rettigheter til dagpenger en kort periode etter militærtjeneste.

Definisjon av overganger

Arbeidsledighetsperioden avsluttes dersom den arbeidsledige ikke sender meldekort på én måned (to meldekort etter hverandre innenfor samme måned).⁶ Unntaket fra dette er dersom de får innvilget AAP. Da

fortsetter de å sende meldekort, men de får automatisk en stoppdato og tas ut av arbeidsledighetsstatistikken. Vi bruker da denne stoppdatoen som dato for avslutning på arbeidsledighetsperioden.

Vi ser på hvilken status de er registrert med *seks måneder* etter at de har avsluttet arbeidsledighetsperioden og kaller dette en overgang. Disse overgangene lager vi slik at de er gjensidig utelukkende, og samme person kan bare ha én overgang på ett tidspunkt. Overgangene prioriteres i rekkefølgen 1) død, 2) utvandret, 3) jobb (lang deltid til fulltid), 4) helserelatert ytelse, 5) kort deltidsjobb, 6) andre NAV-ytelser, 7) ukjent status. Prioriteringen innebærer at dersom en arbeidsledig for eksempel har overgang til jobb (lang deltid til fulltid) og samtidig overgang til en helserelatert ytelse, ser vi bort fra overgangen til ytelsen og registrerer dette som overgang til jobb. Vi tar ikke hensyn til hvor lenge de opprettholder samme status.

Vi skiller mellom overgang til *jobb* og *kort deltidsjobb*. For å ha overgang til jobb har vi satt som krav at avtalt arbeidstid må være minimum 20 timer per uke. Med en normalarbeidsuke på 37,5 timer innebærer dette at vi anser det som overgang til jobb også dersom man har overgang til å jobbe såkalt *lang deltid*. Det er stor forskjell på deltid avhengig av om det er såkalt kort eller lang deltid. I tråd med SSBs definisjon, er kort deltid inntil 20 timer per uke og lang deltid 20 timer eller mer. Grunnen til at vi ikke skiller mellom lang deltid og heltid, er fordi lang deltid i stor grad er av samme karakter som en heltidsjobb, med tilsvarende arbeidsvilkår og med en stabil arbeidsmarkedstilknytning. Dette er i motsetning til kort deltidsjobb, som i mange tilfeller innebærer dårligere arbeidsvilkår og høyere risiko for en ustabil arbeidsmarkedstilknytning (Messenger og Ray 2015). For å ha overgang til kort deltidsjobb er kravet at antall avtalte arbeidstimer er minimum fire timer per uke og inntil 20 timer. Vi gjør også en sensitivitetsanalyse og undersøker om resultatene blir annerledes når vi endrer definisjonene av overgang til jobb. Det gjør de ikke.

Overgang til en helserelatert ytelse betyr at personen er registrert som mottaker av enten arbeidsavklaringspenger, uføretrygd eller sykepenger seks måneder etter avsluttet ledighetsperiode. Fordi vi ikke ønsker å

⁴ Sannsynlighet for overgang påvirkes antakelig ikke så mye av ledigheten samme måned som man har overgang, men ledigheten et par måneder før. Ved overgang til jobb, så er det ikke tidspunktet for tilbud om jobb som registreres, men oppstart i jobb.

⁵ Disse kunne vært tatt ut av analysen, men de er få og resultatene påvirkes ikke av disse. De utgjør mellom 0,1 og 1,47 prosent av månedsobservasjonene vi ser på (tabell 1).

⁶ En meldekortsperiode varer i 14 dager. Hvis en arbeidsledig unnlater å sende ett meldekort, skjøtes perioden. Dersom to meldekort innen samme kalendermåned uteblir, anses ledighetsperioden som avsluttet.

inkludere personer som er sykmeldt i ny jobb blant de som har overgang til en helserelatert ytelse, har vi bare inkludert sykmeldte som ikke er registrert med en arbeidsgiver mens de mottar sykepengene. De som er sykmeldt hos arbeidsgiver og er registrert med mer enn 20 timer arbeid per uke defineres som «i jobb».

I tillegg til de tre overgangene som er nevnt her, skiller vi også mellom overgangene til andre NAV-ytelser, «ukjent status» og om en person er utvandret eller død. Overgang til andre NAV-ytelser innebærer at personen er registrert som mottaker av for eksempel sosialhjelp, ny dagpengeperiode, tiltakspenger, kvalifiseringsstønad, alderspensjon, stønad til enslig forsørger eller liknende. Overgang til «ukjent status» dekker resten. Disse slutter å registrere seg som ledige uten at vi vet årsaken til det. Mange er antakelig fortsatt arbeidsledige, men slutter å sende meldekort fordi det ikke (lenger) utløser rett til dagpenger eller andre tjenester eller ytelser fra NAV. Personer som blir selvstendig næringsdrivende, får jobb i et annet land enn Norge eller av andre grunner flytter uten å registrere utflytting vil også falle i denne kategorien.

Fødelandsgrupper

Innvandringsårsak er en viktig forklaringsfaktor for innvandreres sysselsetting generelt, men også for hva som skjer med dem når de blir arbeidsledige. Arbeidsinnvandrere er i høyere grad tilbake i jobb eller utvandret etter en periode som arbeidsledig, mens en større andel flyktninger og familiegjenforente havner utenfor arbeidsstyrken (SSB 2019). Vi har ikke tilgang til innvandringsårsak i våre registre, kun fødeland, og vi har derfor gjort en grov inndeling i innvandringsgrupper basert på fødelandsregion som fanger opp mye av variasjonen i innvandringsårsak. Personer født i land i Asia, Afrika, Latin-Amerika, Oseania utenom Australia og New Zealand eller i europeiske land utenfor EU og EØS er kategorisert som innvandrere fra lavinntektsland. Denne gruppen har en relativt høy andel flyktninger og familiegjenforente. Personer født i land i USA, Canada, Australia, New Zealand eller EU/EØS-land er kategorisert som innvandrere fra høyinntektsland. Denne gruppen har en høyere andel arbeidsinnvandrere. Disse gruppene sammenliknes med personer født i Norge (norskfødte).

Dagpengegrupper

Fra annen forskning vet vi at inntektssikring under arbeidsledighet påvirker varigheten på ledighetsperioden. Siden inntektssikring under arbeidsledighet varierer med tidligere arbeidsinntekt er det viktig å kontrollere for dette når vi estimerer sannsynlighet for overgang til arbeid og trygdeytelser. I tillegg er det antakelig mye uobserverbar heterogenitet knyttet til hvilken gruppe av arbeidsledige man tilhører. Vi har derfor valgt å gjøre analysen på hver gruppe separat etter hvilke dagpengerettigheter de har.

Vi bruker registerdata for å identifisere nøyaktig hvilke rettigheter den enkelte har basert på vedtaket som er gjort i dagpengesaken, og deler de arbeidsledige i tre grupper avhengig av hvorvidt de har rett til dagpenger eller ikke, og også etter hvor lenge de har rett. Gruppe 1 består av de uten dagpengerettigheter, gruppe 2 av de med rett til dagpenger i 12 måneder, og gruppe 3 av de med rett til dagpenger i 24 måneder.

Utvalget vårt er registrerte arbeidsledige. Siden man må sende inn meldekort for å få dagpenger, er gruppe 2 og 3 antakelig representative for arbeidsledige med henholdsvis 12 og 24 måneders rett til dagpenger. Vi er derimot i tvil om gruppe 1 er representativ for arbeidsledige uten rett til dagpenger. For mange er det ikke aktuelt å sende meldekort til NAV hver 14. dag når det ikke utløser dagpenger. Det er likevel mange som gjør det, for 35 prosent av utvalget vårt tilhører gruppe 1 (tabell 1).

Deskriptiv statistikk

Forskjeller mellom de tre ulike dagpengegruppene er vist i tabell 1, fordelt på ulike fødelandsgrupper. Registrerte arbeidsledige innvandrere fra lavinntektsland har langt sjeldnere rett på dagpenger enn norskfødte og innvandrere fra høyinntektsland. Mens 43 prosent av innvandrere fra lavinntektsland har rett på dagpenger, gjelder det omtrent 70 prosent av innvandrere fra høyinntektsland og norskfødte. Dette er en viktig forskjell mellom registrerte arbeidsledige innvandrere fra lavinntektsland og andre registrerte arbeidsledige. På tvers av dagpengegrupper er det noen systematiske forskjeller mellom innvandrerguppene. En lavere andel av innvandrerne fra lavinntektsland har overgang til

Tabell 1. Deskriptiv statistikk over forløp i utvalget

	Ikke rett til dagpenger			Rett til dagpenger i 12 måneder			Rett til dagpenger i 24 måneder			I alt
	Norge	Høyinn- tektsland	Lavinn- tektsland	Norge	Høyinn- tektsland	Lavinn- tektsland	Norge	Høyinn- tektsland	Lavinn- tektsland	
Antall forløp i utvalget	103 361	23 171	56 741	33 425	6 852	7 670	221 360	45 000	35 873	533 453
Utfall										
Sensurert*	1,7 %	2,8 %	4,8 %	2,5 %	3,8 %	4,9 %	4,3 %	6,0 %	7,1 %	4,0 %
Død	0,1 %	0,1 %	0,0 %	0,1 %	0,1 %	0,1 %	0,1 %	0,1 %	0,1 %	0,1 %
Utvandret	0,4 %	4,5 %	1,3 %	0,3 %	4,3 %	1,4 %	0,3 %	5,8 %	1,8 %	1,2 %
Jobb (fulltid/lang deltid)	28 %	31 %	19 %	40 %	39 %	31 %	53 %	48 %	41 %	41 %
Helserelatert ytelse	11 %	2 %	3 %	9 %	2 %	6 %	8 %	3 %	7 %	7 %
Andre NAV-ytelser	14 %	7 %	23 %	13 %	10 %	20 %	10 %	9 %	14 %	13 %
Kort deltid	12 %	10 %	9 %	12 %	8 %	10 %	7 %	5 %	7 %	9 %
«Ukjent status»	36 %	43 %	41 %	27 %	35 %	31 %	21 %	27 %	26 %	29 %
Bakgrunnskjenne tegn										
Kvinner	49 %	62 %	61 %	55 %	46 %	56 %	44 %	31 %	44 %	47 %
Alder ved tilgang	25	32	32	29	34	34	37	37	36	33
Har barn under 18 år	17 %	37 %	46 %	28 %	31 %	49 %	45 %	33 %	57 %	38 %
Gift	6 %	45 %	52 %	13 %	40 %	46 %	28 %	44 %	54 %	30 %
Har studiekompetanse	61 %	66 %	50 %	63 %	62 %	54 %	64 %	65 %	59 %	62 %
Arbeidsledighetsnivå 3 måneder før	3,5 %	3,5 %	3,5 %	3,5 %	3,5 %	3,5 %	3,5 %	3,5 %	3,6 %	3,5 %
Pensjonsgivende inntekt før de ble ledige målt i G**	0,5	0,3	0,2	1,9	1,9	2,0	4,6	4,1	4,1	3,3
Antall månedsobservasjoner i paneldatasett	407 105	131 901	385 720	183 310	48 182	58 716	1 395 377	336 831	307 931	325 507
Månedsobservasjoner med:										
Sosialhjelp	27,7 %	9,1 %	26,0 %	12,8 %	5,4 %	18,9 %	4,2 %	2,2 %	8,3 %	10,9 %
Sykepenger	0,0 %	0,0 %	0,0 %	1,0 %	0,8 %	0,9 %	1,4 %	0,8 %	1,3 %	0,9 %
AAP	0,5 %	0,1 %	0,1 %	3,5 %	0,7 %	1,7 %	2,2 %	0,6 %	1,7 %	1,5 %

* Avsluttes ikke i løpet av vår observasjonsperiode (fortsatt arbeidsledige 30.06. 2017).

** G er folketrygdens grunnbeløp (99 858 kr pr 1.mai 2019).

Kilde: NAV

fulltidjobb etter en periode som arbeidsledig sammenliknet med både innvandrere fra høyinntektsland og norskfødte, mens en høyere andel har overgang til andre (ikke helserelevante) NAV-ytelser. Når det gjelder overgang til helserelevante ytelser er dette mer vanlig blant norskfødte enn begge gruppene med innvandrere. Det er en høyere andel av innvandrerne fra høyinntektsland som utvandrer når de blir arbeidsledige. Overgang til «ukjent status» er mer vanlig blant innvandrerne enn blant de norskfødte, og mer vanlig blant innvandrerne fra høyinntektsland enn fra lavinntektsland (se figur v1 i vedlegg). En forklaring kan være høyere uregistrert utvandring blant innvandrerne fra høyinntektsland.

Det er også systematiske forskjeller mellom personer med ulike dagpengerettigheter. Blant de uten rett til dagpenger har en lavere andel overgang til fulltidjobb, de er yngre og hadde lavere inntekt før de ble arbeidsledige. En høyere andel av disse mottar også sosialhjelp i løpet av ledighetsperioden. Blant de med rett til dagpenger i 24 måneder er det mer vanlig med overgang til fulltidjobb, de er eldre, flertallet er menn, de hadde høyere inntekt før de ble arbeidsledige og andelen som mottar sosialhjelp i løpet av ledighetsperioden er lavere enn i de andre dagpengegruppene.

Modellen

Vi bruker en diskret hasardratemodell med konkurrerende risiko for å undersøke hvordan sannsynligheten for overgang til jobb og ytelser endres gjennom ledighetsperioden for to ulike grupper innvandrere og norskfødte med ulike dagpengerettigheter (se formell beskrivelse av modellen i faktaboks).

I den første delen av analysen inkluderer vi ingen kontrollvariabler, men skiller kun mellom norskfødte og innvandrere fra lav- og høyinntektsland og ulike dagpengerettigheter. Når vi ikke inkluderer kontrollvariabler tar vi ikke hensyn til at gruppene har ulike kjennetegn ved starten av ledighetsperioden, og heller ikke at det er en seleksjon utover i ledighetsperioden.

Vi så i tabell 1 at det er store forskjeller mellom de ulike gruppene arbeidsledige, både når vi skiller mellom ulike fødelandsgrupper og dagpengegrupper. Dette påvirker

selvfølgelig sannsynligheten for ulike overganger. I del to av analysen inkluderer vi derfor kontrollvariabler, og beregner sannsynligheten for overgang for gitte verdier på variablene i modellen (referansegruppe). Gjennomsnittet for hele gruppen er en mann som var 33 år gammel ved starten av ledighetsforløpet og som hadde 3,1 G i inntekt året før (tabell 1). Dette er for eksempel lite representativt for gruppen av arbeidsledige uten rett til dagpenger. Disse er i gjennomsnitt yngre, hadde mye lavere inntekt og dessuten er flertallet kvinner. Estimaten ville blitt lite representative for denne gruppen dersom vi benyttet gjennomsnittet på hele utvalget. Derfor bruker vi i stedet gjennomsnittet innenfor hver enkelt ledighetsgruppe som referanse når vi beregner sannsynligheten for den gruppen. I tillegg er det store ulikheter mellom fødelandsgrupper innenfor hver dagpengegruppe. Siden innvandrere fra lavinntektsland er den mest sårbare gruppen på arbeidsmarkedet, bruker vi gjennomsnittet for disse som referanseverdi også på norskfødte og innvandrere fra høyinntektsland innenfor hver dagpengegruppe. Referanseverdi for gruppene er vist i tabell v1 i vedlegget.

Som nevnt er overgangene laget slik at de er gjensidig utelukkende, og samme person kan bare ha én overgang på ett tidspunkt. I praksis er det ikke nødvendigvis slik, for en person kan være for eksempel både i en deltidsjobb og motta en ytelse fra NAV seks måneder etter avsluttet ledighetsperiode. I modellen håndteres overgangene etter en prioritert rekkefølge (død, utvandret, jobb (lang deltid til fulltid), helserelevante ytelse, kort deltidsjobb, andre NAV-ytelser, ukjent status). Deltidsjobb er prioritert etter både helserelevante ytelser og andre NAV-ytelser. Konsekvensen av dette er at en person som *både* jobber deltid (inntil 20 timer per uke) og mottar en helserelevante ytelse fra NAV seks måneder etter avsluttet ledighetsperiode *kun* fanges opp med overgang til helserelevante ytelse i vår analyse. Grunnen til dette valget er at antall arbeidstimer blant de som har overgang til deltidsjobb i kombinasjon med en ytelse fra NAV i de aller fleste tilfeller er ganske lavt. De aller fleste har rundt elleve timer avtalt arbeidstid per uke. Vi anser dette som for kort arbeidstid til at det kan være den viktigste inntektskilden, og at det er overveiende sannsynlig at ytelsen fra NAV utgjør hovedinntektskilden. Det er ikke så mange dette

gjelder. I hele utvalget er det 3 023 personer som kombinerer en helsereelatert ytelse med en deltidsjobb seks måneder etter avsluttet ledighetsperiode, og 4 427 personer som kombinerer en annen ytelse fra NAV og deltidsjobb. Dette betyr at det har lite å si for overgangssannsynlighetene til de ulike utfal-
lene.

Vi har kjørt modellene med alternative referansever-
dier og rekkefølge av overgangene for å sjekke hvor
robuste resultatene våre er. Vi finner at resultatene er
lite sensitive for rekkefølge på overgangene, og også
for valg av referansegruppe.

Uobserverbar heterogenitet

I hvilken grad man klarer å identifisere varighetsav-
hengighet kommer an på om man klarer å kontrollere
for sammensetningen av arbeidsledige gjennom
ledighetsforløpet. Mye av endringen i sannsynlighe-
tene for ulike overganger gjennom ledighetsperi-
oden påvirkes av seleksjon. Det betyr at de mest mot-
iverte arbeidsledige, de med de beste kvalifikasjonene
og de det er størst etterspørsel etter på arbeidsmarke-
det er de første med overgang til jobb, og de mest
sårbare er de første med overgang til helsereleater-
te ytelser. Slik seleksjon vil foregå basert på både
observerbare og uobserverbare kjennetegn. De kjen-
netegnene vi kan observere og som inkluderes i
modellen knytter seg til tidligere inntekt, trygde-
historie i halvåret før ledigheten startet og ytelser de
har mens de er arbeidsledige, med mer. Modellen
med stykkevis konstant hasard kontrollerer for
endringer i sammensetningen som skyldes slike
observerbare kjennetegn. Det betyr at endringene i
overgangssannsynlighet ved ulike tidspunkt i varig-
hetsperioden i vår modell ikke skyldes at for eksem-
pel de med høy tidligere inntekt «forsvinner» ut av
utvalget først fordi de er mest attraktive, fordi model-
len krever at de som er igjen i siste måned har samme
kjennetegn som i første måned. Sagt på en annen
måte, så er referansegruppen den samme i løpet av
hele varighetsperioden.

Det kan være at en del observerbare kjennetegn, for
eksempel inntekt, det å motta sosialhjelp, eller trygde-
historie, korrelerer med uobserverbare egenskaper som
motivasjon og hvor ettertraktet en person er i arbeids-

Modellen

Vi bruker en logaritmisk komplementær panelmodell¹ der
vi estimerer stykkevis konstant hasard for overgang til
jobb og ytelser fra NAV.

Den overgangen vi estimerer settes lik 1 ($Y=1$) og de fire
andre overgangene settes lik null ($Y=0$). Vi bytter på hvil-
ken overgang som settes lik 1, og estimerer hver overgang
separat, det vil si overgang 1 i konkurranse med overgang
0. Hasarden til individ i til destinasjonstilstand k i varig-
hetsintervall d , i kalendertid t , θ_{iktd} , er definert på følgende
måte

$$\theta_{iktd} = \exp(\beta_k X_{itd}^k + \text{const}_k)$$

X^k er en vektor av forklaringsvariabel som brukes til å for-
klare variasjon i hasardraten til overgang k , X_{itd}^k angir
individ i sine verdier på denne variabelen, gitt kalendertid t
og varighet på arbeidsledighetsforløpet d . Vektoren X^k
inkluderer dummys for arbeidsledighetsperiodens varig-
het. Vi antar at den estimerte hasarden er konstant innen-
for hver måned.

Hasarden for at person i gjør en overgang fra arbeidsledig til
destinasjon k i løpet av varighetsmåned d , gitt at han fort-
satt er arbeidsledig ved inngangen til varighetsmåned d er:

$$h(t)_{idk} = 1 - \exp\left(-\sum_{j=1}^2 \exp(\beta_j X_{itd}^j + \text{const}_k)\right) \\ * \frac{\exp(\beta_k X_{itd}^k + \text{const}_k)}{\sum_{j=1}^2 \exp(\beta_j X_{itd}^j + \text{const}_k)}, \text{ hvor } k=1,2,$$

Estimatet for hver måned er kontrollert for endringer i bak-
grunnskjennetegn. Koeffisientene for hver måned t i
arbeidsledighetsperioden er estimat på sannsynlighet for
overgang k i periode t , alt annet likt. I figurene regner vi
hasarden om til sannsynlighet. Sannsynlighet er lik hasar-
den/(1+hasarden).

¹ cloglog i STATA- komplementær log-log form av grupperte
hasarder som håndterer sensureringsindikator som en binær
variabel.

markedet. I den grad det er korrelasjon, har vi delvis
kontrollert for dette i modellen ved å inkludere inntekt,
om de har studiekompetanse, om de mottar sosialhjelp
eller sykepenger og hvilke trygdeytelser de eventuelt
hadde før de ble arbeidsledige. Disse variablene funge-
rer dermed som en indikator på motivasjon, attraktivitet
og sårbarhet. I tillegg til dette antar vi at det er mye
uobserverbar heterogenitet knyttet til hvilken gruppe av
arbeidsledige man tilhører. Vi har derfor valgt å gjøre
analysen på hver gruppe separat etter hvilke dagpenge-
rettigheter de har. Resultatene fra analysen er derfor
ikke sammenliknbare på tvers av gruppene. Dersom

man ignorerer uobserverbar heterogenitet, vil man overestimere varighetsavhengighet (Nicoletti og Rondinelli 2010). Vi kan ikke utelukke at vi overestimerer varighetsavhengighet og estimerer spuriøs negativ varighetsavhengighet. Koeffisientene vi estimerer påvirkes av korrelasjon med uobserverte egenskaper og er derfor forventningskjevne (biased), så disse gjengis ikke i artikkelen.

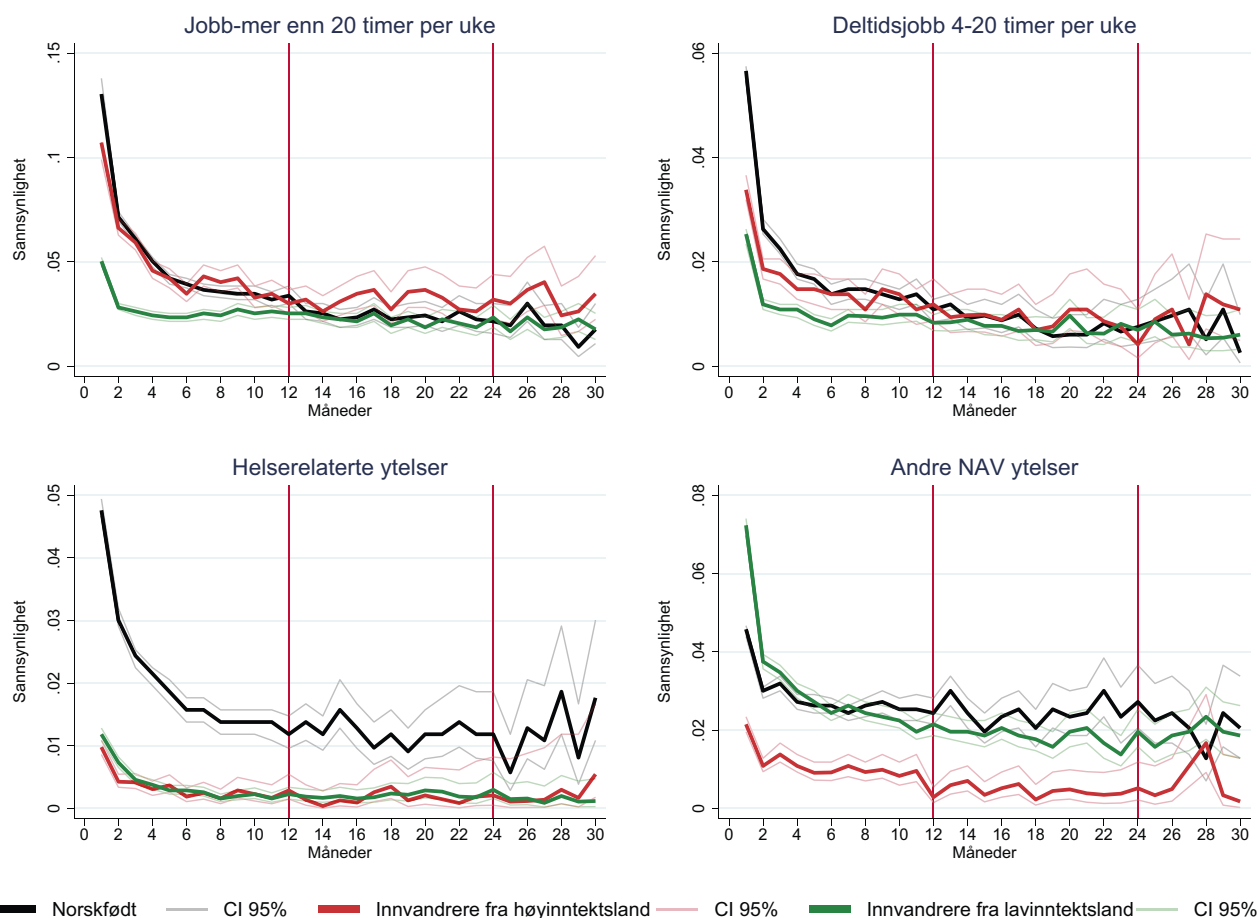
Resultater

Vi ser på tre grupper: 1) arbeidsledige uten rett til dagpenger, 2) arbeidsledige med rett til dagpenger i 12 måneder og 3) arbeidsledige med rett til dagpenger i 24 måneder (se faktaboks om dagpengerettigheter). For hver av disse sammenlikner vi overgang til jobb, helse relaterte ytelser, andre NAV-ytelser og kort del-

tidsjobb for innvandrere fra lav- og høyinntektsland og norskfødte. I første del av analysen estimerer vi overgangssannsynligheten for innvandrere fra lav- og høyinntektsland og norskfødte uten å inkludere ytterligere kontrollvariabler i modellen. I den andre delen av analysen inkluderer vi kontrollvariabler, og estimerer overgangssannsynligheten for en gitt referansegruppe (se i tabell v1 vedlegget).

Figurene 1-3 viser estimert sannsynlighet for overgang til jobb, kort deltidsjobb, helse relaterte ytelser og andre NAV-ytelser for hver måned man er arbeidsledig for norskfødte og innvandrere fra høy- og lavinntektsland i hver dagpengegruppe. Felles for alle grupper og alle typer overganger er at overgangssannsynligheten faller kraftig i løpet av de første månedene.

Figur 1. Sannsynlighet for overgang for arbeidsledige uten rett til dagpenger (gruppe 1), etter fødelandsgruppe. Modell uten kontrollvariabler



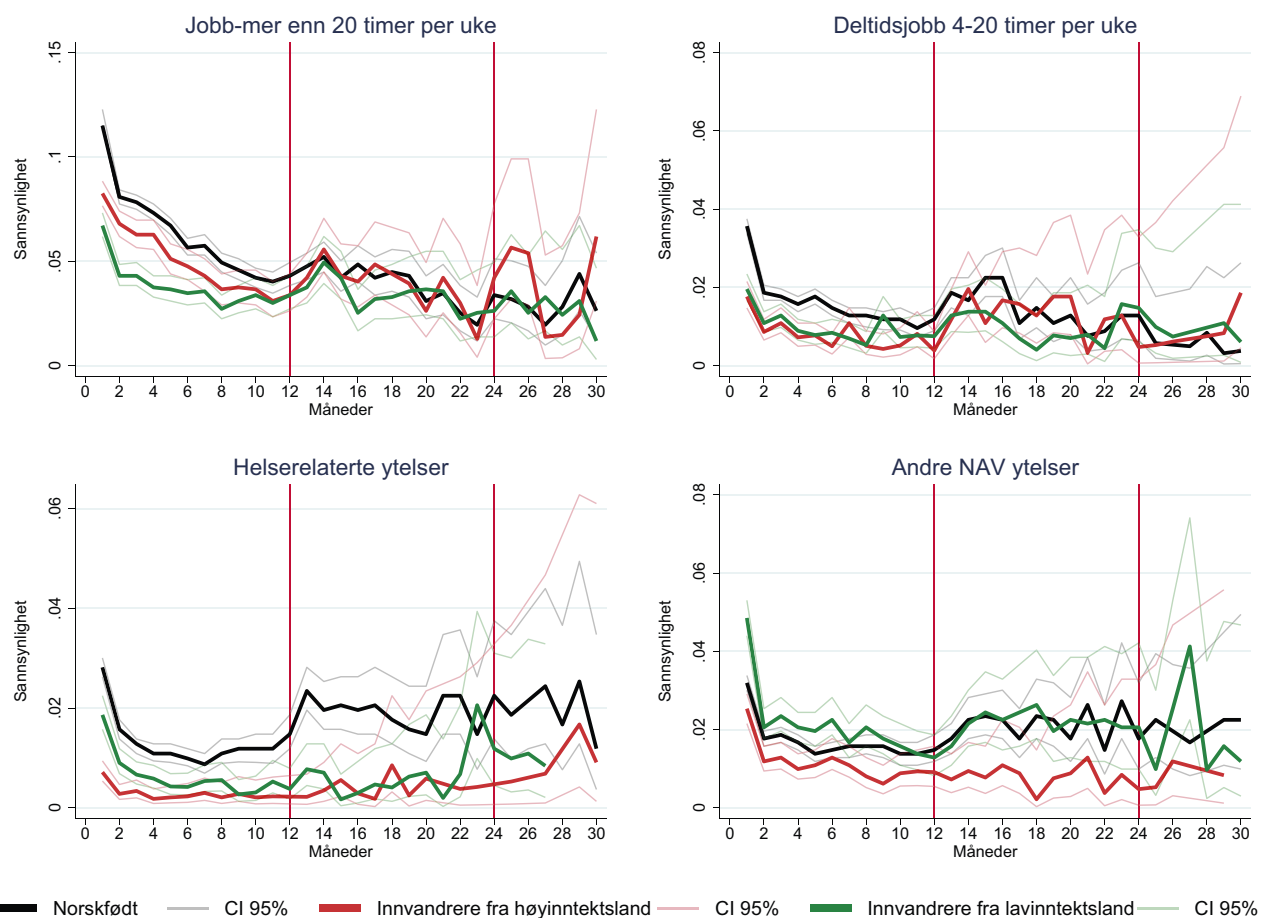
Kilde: NAV

I modellen uten kontrollvariabler, gjenspeiler resultatene for overgang til jobb i stor grad det vi finner i tabell 1 med deskriptiv statistikk, og også funn i Bratsberg, Raaum og Røed (2018) og SSB (2019). Resultatene fra disse modellkjøringene er vist i figur 1-3. Uavhengig av hvilken dagpengegruppe de tilhører, har arbeidsledige innvandrere fra lavinntektsland lavere sannsynlighet for overgang til jobb sammenliknet med både innvandrere fra høyinntektsland og norskfødte. Videre har innvandrere fra høyinntektsland og som har rettigheter til dagpenger noe lavere sannsynlighet for overgang til jobb sammenliknet med norskfødte (figur 2 og 3). For gruppe 3, som består av arbeidsledige med rett til dagpenger i 24 måneder, er sannsynligheten for overgang til jobb i løpet av den første måneden som arbeidsledig 15 prosent blant de norskfødte, 12

prosent blant innvandrere fra høyinntektsland og 10 prosent blant innvandrere fra lavinntektsland (figur 3). Blant de som fortsatt er arbeidsledige etter tolv måneder, har overgangssannsynligheten falt til under 5 prosent for alle gruppene.

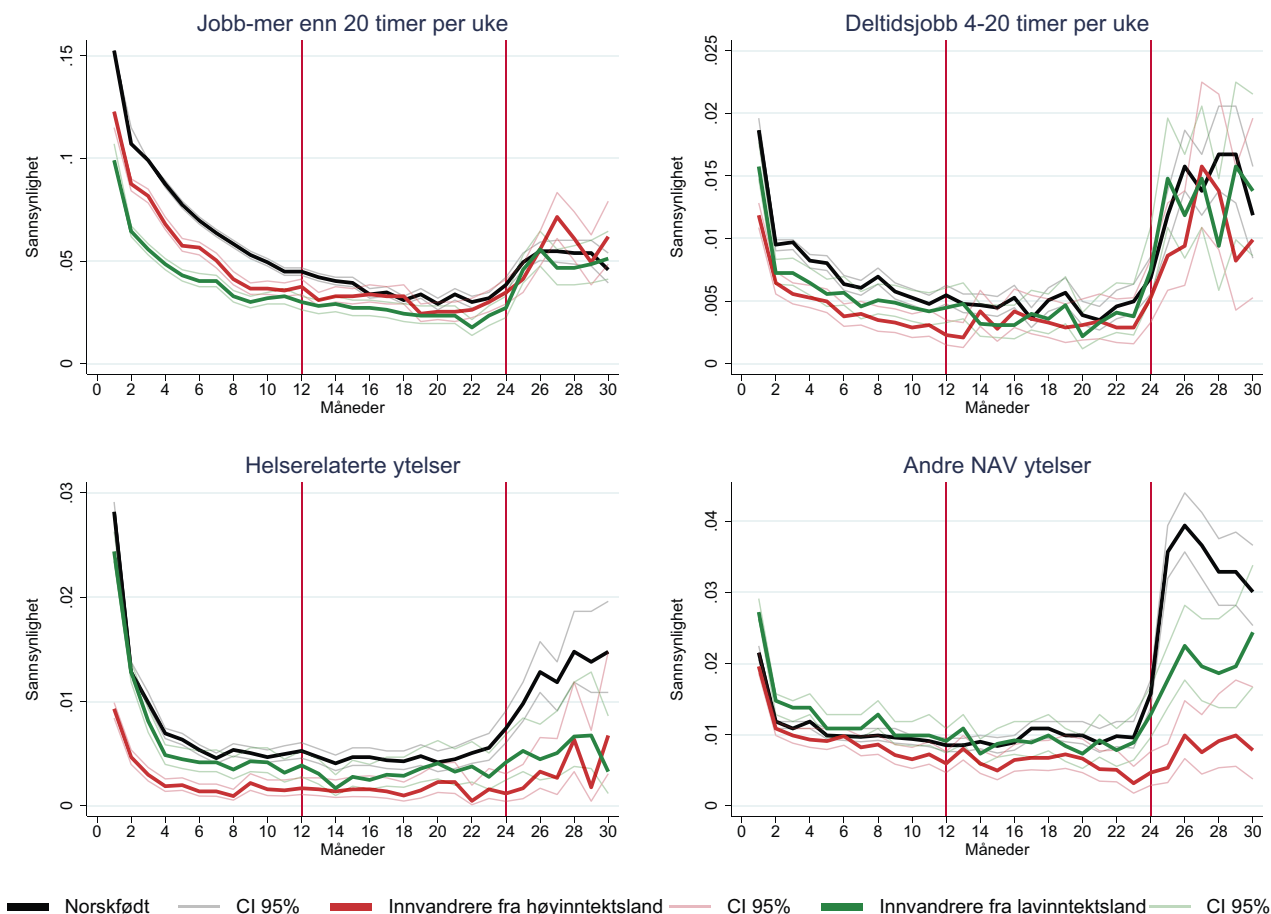
Overgang til jobb er den vanligste overgangen for alle arbeidsledige med rett til dagpenger, både for de med rett i 12 og 24 måneder (figur 2 og 3). For arbeidsledige innvandrere fra lavinntektsland uten rett til dagpenger (figur 1) er overgang til andre NAV-ytelser tilnærmet like sannsynlig som overgang til jobb i hele perioden. For begge grupper med rett til dagpenger (figur 2 og 3) er mønsteret i alle overgangene preget av varighetsbestemmelsene i regelverket, med økt overgangssannsynlighet i forbindelse med at rettigheten løper ut.

Figur 2. Sannsynlighet for overgang for arbeidsledige med rett til dagpenger i 12 måneder (gruppe 2), etter fødelandsgruppe. Modell uten kontrollvariabler



Kilde: NAV

Figur 3. Sannsynlighet for overgang for arbeidsledige med rett til dagpenger i 24 måneder (gruppe 3), etter fødelandsgruppe. Modell uten kontrollvariabler



Kilde: NAV

Norskfødte, både de uten dagpengerrettigheter og de med rett til dagpenger i 12 måneder, har langt høyere sannsynlighet for overgang til helse relaterte NAV-ytelser enn begge innvandrergruppene (figur 1 og 2). Imidlertid er sannsynligheten for overgang til andre NAV-ytelser høyere for innvandrere fra lavinntektsland i samme dagpengegrupper de første to månedene av ledighetsperioden. Deretter er det ingen signifikante forskjeller mellom norskfødte og innvandrere fra lavinntektsland, mens innvandrere fra høyinntektsland har langt lavere sannsynlighet for overgang til andre NAV-ytelser enn begge disse. Blant de arbeidsledige med rett til dagpenger i 24 måneder (figur 3) er det ingen signifikant forskjell mellom innvandrere fra lavinntektsland og norskfødte i sannsynlighet for overgang til helse relaterte ytelser, mens

innvandrere fra høyinntektsland har lavere sannsynlighet for en slik overgang gjennom det meste av ledighetsperioden.

Kontroll for forskjeller mellom fødelandsgruppe

Vi så i tabell 1 at det er store forskjeller mellom de registrerte arbeidsledige i de to innvandrergruppene og norskfødte med hensyn til kjennetegn som samvarierer med sannsynligheten for å få jobb, som for eksempel alder, utdanning og tidligere inntekt. Innvandrere fra lavinntektsland som registrerer seg som arbeidsledige (gruppe 1) er eldre, kvinnene er i flertall, de har svært lav inntekt før de ble ledige og de fleste er gift. Blant de norskfødte som registrerer seg ledige (gruppe 1) er derimot unge menn som er ugift i flertall (tabell 1). Dette har vi ikke tatt hensyn til i

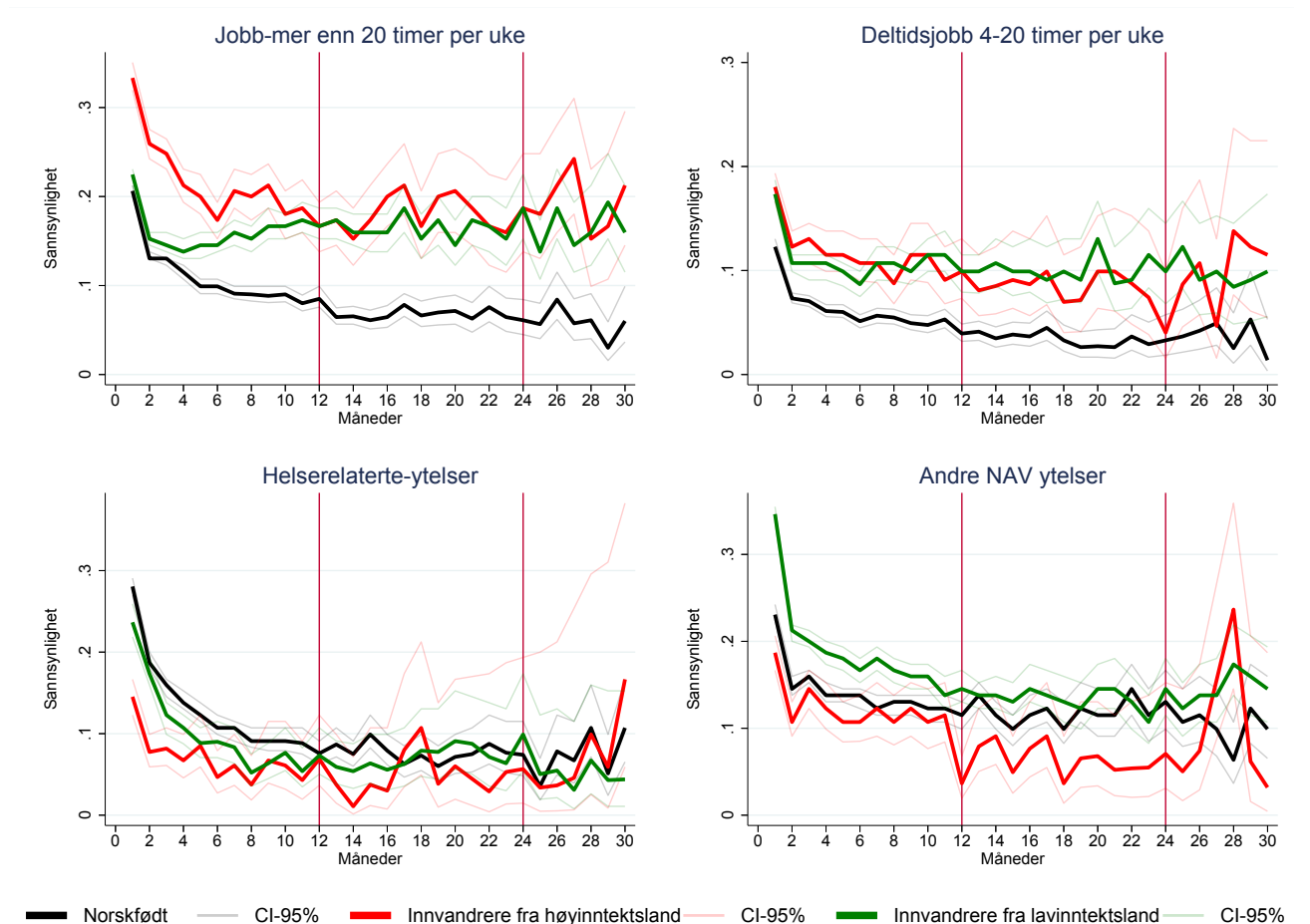
figurene 1-3. Når vi nå tar hensyn til dette og beregner overgangssannsynlighet for personer fra ulike fødelandsgrupper, men like observerbare kjennetegn ellers, endrer bildet seg.

Vi har tatt utgangspunkt i innvandrere fra lavinntektsland, og deres kjennetegn innenfor hver dagpengegruppe (gruppe 1-3). Det betyr at vi har beregnet overgangssannsynlighetene i figur 4-6 for arbeidsledige norskfødte og innvandrere fra høyinntektsland med de samme kjennetegnene som arbeidsledige innvandrere fra lavinntektsland innenfor hver dagpengegruppe. Referansegruppen vi benytter i modellen er den som er den største gruppen (vanligste kjennetegn) blant innvandrere fra lavinntektsland. Disse er gjengitt i tabell 1 i vedlegg. For gruppe 1 er dette kvinner på 32 år som er gift, uten barn, har studiekompetanse,

de kommer fra Oslo og har ikke andre NAV-ytelser. For gruppe 2 er det kvinner på 34 år som er ugift og ikke har barn, mens for gruppe 3 er det menn på 36 år, som er gift og har barn.

I de neste figurene ser vi da på innvandrere fra høyinntektsland og norskfødte med samme kjennetegn som de som er vanligst blant innvandrere fra lavinntektsland innenfor hver dagpengegruppe, men mer uvanlige blant norskfødte som registrerer seg arbeidsledige. Det er viktig å merke seg at fordi referansegruppen er forskjellig i dagpengegruppene, kan ikke nivået på overgangssannsynlighetene sammenliknes på tvers av dagpengegruppene, bare innenfor hver dagpengegruppe. Sagt på en annen måte; innvandrerkategoriene kan sammenliknes med norskfødte innenfor hver enkelt figur, men vi kan ikke sammenlikne på tvers av figurene.

Figur 4. Sannsynlighet for overgang for arbeidsledige uten dagpengerettigheter (gruppe 1), etter fødelandsgrupper. Modell med kontrollvariabler

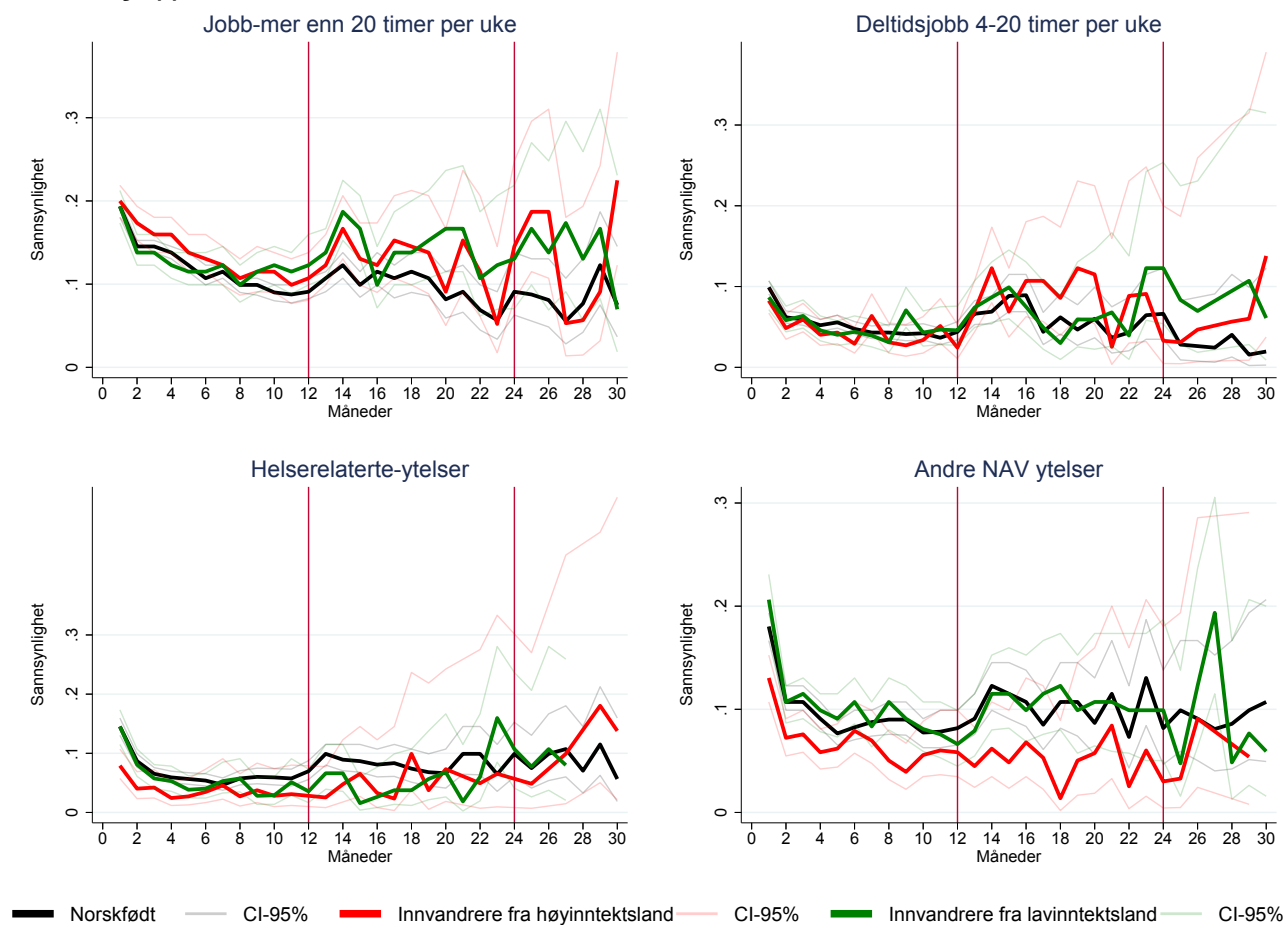


Kilde: NAV

Vi ser først på arbeidsledige uten rett til dagpenger (figur 4). Når vi sammenlikner arbeidsledige med bakgrunnskjennetegnene som er vanligst blant innvandrere fra lavinntektsland, finner vi at innvandrere fra lavinntektsland har like stor sannsynlighet for overgang til jobb (heltid/lang deltid) som norskfødte de første to månedene. Etter tre måneder har innvandrere fra lavinntektsland høyere sannsynlighet for overgang til jobb enn norskfødte. Etter seks måneder har innvandrere fra lavinntektsland i tillegg økende sannsynlighet for overgang til jobb fram til cirka ett år, der sannsynligheten for overgang til jobb stabiliserer seg. Vi ser altså en positiv varighetsavhengighet fra seks til tolv måneder blant innvandrere fra lavinntektsland. Norskfødte har, som tidligere, negativ varighetsavhengighet gjennom forløpet. Innvandrere fra høyinntektsland har høyere sannsynlighet for overgang til jobb enn både norskfødte og innvandrere fra lavinntektsland de første

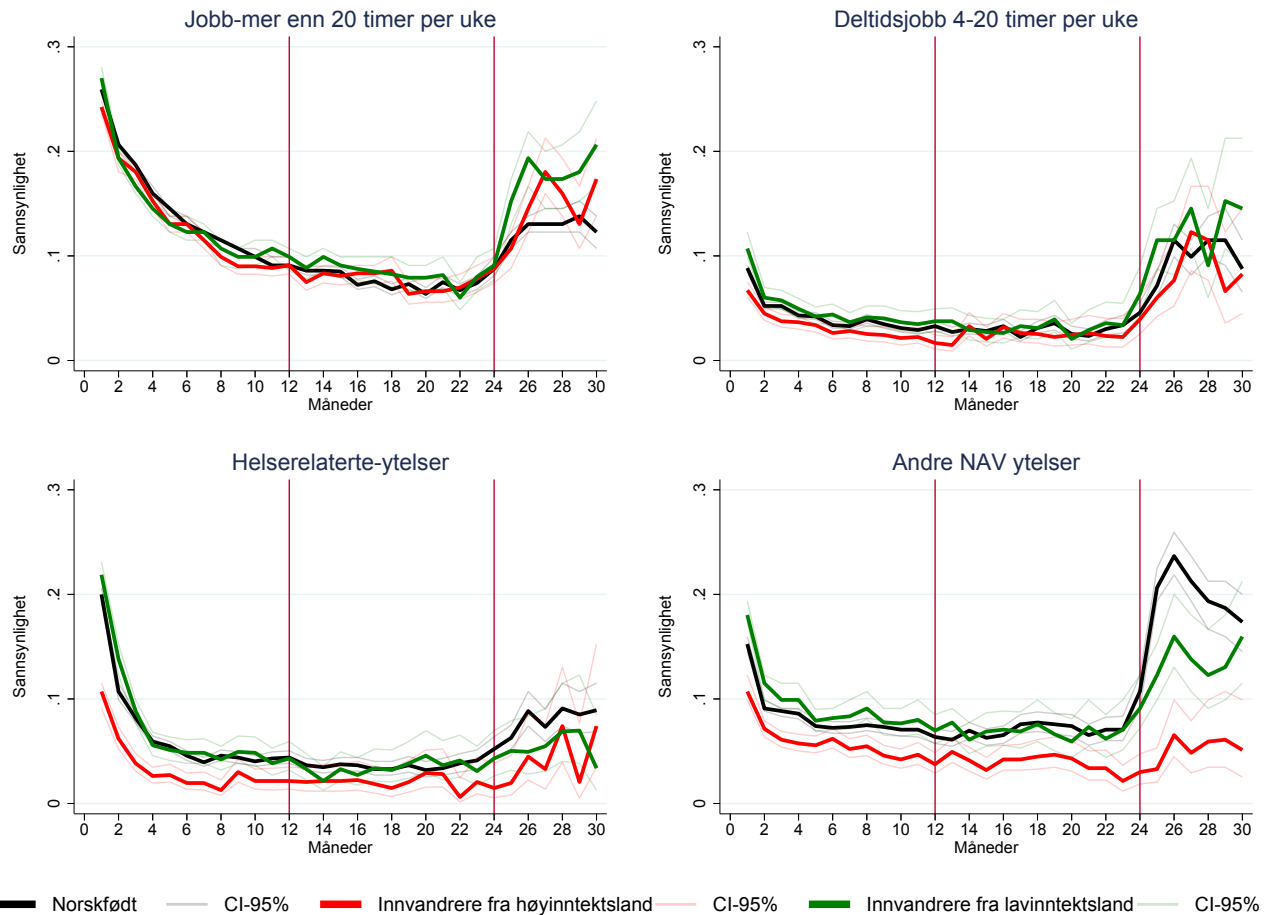
ni månedene. Deretter er utviklingen i begge innvandrergroppene like, og skiller seg fra norskfødte ved at de ikke har en klart negativ varighetsavhengighet for overgang til jobb. For overgang til kort deltidsjobb finner vi noe av det samme bildet som for overgang til heltid, med tydelig negativ varighetsavhengighet for norskfødte, men ikke for innvandrere fra lavinntektsland og høyinntektsland. Overgang til helserelaterte ytelser er ikke signifikant forskjellig for norskfødte og innvandrere fra lavinntektsland, mens innvandrere fra høyinntektsland har lavere sannsynlighet for overgang til helserelaterte ytelser. Innvandrere fra lavinntektsland har større sannsynlighet for overgang til andre NAV-ytelser som sosialhjelp, overgangsstønnad med mer. Vi finner ikke positiv varighetsavhengighet for overgang til helserelaterte ytelser og andre NAV-ytelser i noen av innvandringsgruppene i gruppe 1 (de uten rett til dagpenger).

Figur 5. Sannsynlighet for overgang for arbeidsledige med rett til dagpenger i 12 måneder (gruppe 2), etter fødelandsgruppe. Modell med kontrollvariabler



Kilde: NAV

Figur 6. Sannsynlighet for overgang for arbeidsledige med rett til dagpenger i 24 måneder (gruppe 3), etter fødelandsgruppe. Modell med kontrollvariabler



Kilde: NAV

For arbeidsledige med rett til dagpenger (gruppe 2 og 3) er det få signifikante forskjeller mellom norskfødte og innvandrergруппene med hensyn til alle overganger (figur 5 og 6). Vi ser også at mønsteret i alle overgangene er preget av varighetsbestemmelsene i regelverket, med økt overgangssannsynlighet i forbindelse med at rettigheten løper ut ved 12 (gruppe 2) eller 24 måneder (gruppe 3). Det er likevel noen forskjeller. For innvandrere fra høyinntektsland endres overgangssannsynlighetene mindre når rettighetene løper ut enn for norskfødte og innvandrere fra lavinntektsland. Særlig gjelder dette overgang til andre NAV-ytelser og helse relaterte ytelser. Vi tror at dette kan ha med at overgang til «ukjent status» (som kanskje hovedsakelig er uregistrert utvandring) er høyere for innvandrere enn norskfødte, og spesielt høyt for innvandrere fra høyinntektsland (figur v1).

Diskusjon

I denne artikkelen ser vi på hvordan varighet som arbeidsledig påvirker overgang til jobb, helse relaterte ytelser og andre NAV-ytelser for arbeidsledige innvandrere sammenliknet med norskfødte.

Flere studier peker på at innvandrere i mindre grad er sysselsatt, at arbeidsledighet påvirker innvandrere mer negativt med hensyn til framtidige jobbutsikter og inntekt, og at innvandrere som gruppe har dårligere sjanser på arbeidsmarkedet enn norskfødte. Vi finner at 57 prosent av innvandrere fra lavinntektsland som registrerer seg som arbeidsledige ikke har rett til dagpenger. Samlet sett dominerer de uten rett til dagpenger, og derved uten arbeidserfaring, de registrerte arbeidsledige innvandrerne fra lavinntektsland. I alle fødelandsgruppene er det disse, uten dagpengerett,

som har lavest sannsynlighet for overgang til arbeid, og den er spesielt lav blant innvandrere fra lavinntektsland. Våre resultater bekrefter derfor at innvandrere fra lavinntektsland har større problemer med å komme i arbeid. Selv når vi tar hensyn til dette, og deler opp gruppene etter hvilke rettigheter de har, men ikke kontrollerer for at gruppene er ulikt sammensatt, finner vi at innvandrere fra lavinntektsland har signifikant lavere sannsynlighet for å komme i jobb sammenliknet med norskfødte og innvandrere fra høyinntektsland i alle dagpengegruppene. Vi finner også at de har mindre sannsynlighet for overgang til helserelevante ytelser og større sannsynlighet for overgang til andre NAV-ytelser.

Når vi derimot ser på norskfødte og innvandrere fra høyinntektsland med samme observerbare kjennetegn som innvandrere fra lavinntektsland blir bildet endret. I gruppe 1, som er de uten rett til dagpenger, finner vi at innvandrere fra lavinntektsland har høyere sannsynlighet for overgang til jobb enn norskfødte både de første månedene, og senere i arbeidsledighetsperioden. Vi finner også at sannsynligheten for overgang til arbeid øker over tid, i motsetning til blant de norskfødte der sannsynligheten for overgang til jobb går ned gjennom hele arbeidsledighetsperioden. For de med rett til dagpenger i 12 og 24 måneder er utviklingen i all hovedsak lik for innvandrere og norskfødte, bortsett fra at varighetsbestemmelsene i regelverket ser ut til å bety mindre for innvandrere fra høyinntektsland enn for norskfødte. Dette kan skyldes at disse i større grad utvandrer (enten registrert utvandring, eller ikke registrert) dersom de ikke får arbeid i Norge (se figur v1 i vedlegg).

Negativ varighetsavhengighet

Mange har funnet at negative konsekvenser av arbeidsledighet er større for innvandrere enn norskfødte, både i form av lavere framtidig inntekt og lengre varighet av arbeidsledighet (Bratsberg, Raaum og Røed 2018). Arbeidsinnvandrere fra lavinntektsland har fallende sysselsettingsrater, og kommer i økende grad over på helserelevante ytelser gjennom livsløpet (Bratsberg, Raaum og Røed 2014). Våre resultater viser at blant de som registrerer seg som arbeidsledige og som ikke har rett på dagpenger, er sannsynligheten for jobb større blant innvandrere fra lavinntektsland

enn for norskfødte etter et par måneder som arbeidsledig, og forskjellen øker med tiden de går ledige. Dette kan være et tegn på at de som registrerer seg ledige er spesielt motivert for å få jobb, eller har stor nytte av den hjelpen de får fra NAV. Det kan for eksempel være slik at den negative effekten av varighet, både på motivasjon og humankapital, motvirkes av mer og mer press på å søke jobber, søknadshjelp, eller motivasjon fra NAV-veiledere samt kurs og kompetanseheving. Det kan også være at de norskfødte som registrerer seg arbeidsledige gjør det av andre årsaker enn innvandrere, og at fødelandsgruppene derfor er forskjellige på variabler vi ikke kjenner eller har tilgang til.

Varighetsbestemmelsene har tilsynelatende mindre betydning for innvandrere

Vi ser at varighetsbestemmelsene påvirker overgang til jobb for de som har rett til dagpenger (gruppe 2 og 3). Men det er verdt å merke seg at sannsynligheten for de ulike overgangene endres mye mindre for innvandrere fra høyinntektsland enn for norskfødte når rettighetene løper ut. Særlig gjelder dette overgang til helserelevante ytelser og andre NAV-ytelser. Det kan skyldes at innvandrere fra høyinntektsland i større grad utvandrer dersom de ikke får jobb, slik SSB finner i sin analyse (SSB 2019). Vi finner også at det er innvandrere fra høyinntektsland som i størst grad havner i «ukjent status». Dette inkluderer uregistrert utvandring (figur v1 i vedlegg).

Hva betyr det for analysen at utvalget består av registrerte arbeidsledige?

Utvalget vårt er registrerte arbeidsledige. Siden man må sende inn meldekort for å få dagpenger, er gruppe 2 og 3 antakelig representative for arbeidsledige med henholdsvis 12 og 24 måneders rett til dagpenger inntil dagpengeperioden løper ut. Vi er derimot i tvil om gruppe 1 er representativ for arbeidsledige uten rett til dagpenger, og om vi har et representativt utvalg langtidsledige (arbeidsledige utover 12 eller 24 måneder i gruppe 2 og 3), siden disse personene uansett ikke mottar dagpenger. Det er likevel flere grunner til at man sender meldekort til NAV selv om man ikke mottar dagpenger. En grunn kan være at det utløser andre ytelser som har aktivitetsplikt som et vilkår for noen grupper mottakere, som for eksempel sosialhjelp eller

overgangsstønad, eller at det er et krav for å motta andre tjenester fra NAV, som kurs eller veiledning i søkeprosessen. Spørsmålet er om det er tilfeldig hvilke arbeidsledige uten dagpengerettigheter som registrerer seg som arbeidsledig hos NAV og fortsetter å sende meldekort så lenge de er ledige. Det er sannsynlig at det er en viss seleksjon inn i denne gruppen, og det kan være at denne gruppen består av personer som er mer avhengige av NAVs bistand for å komme i jobb sammenliknet med alle arbeidsledige uten rett på dagpenger.

Representativt for registrerte arbeidsledige innvandrere fra lavinntektsland

Referansegruppen i vår analyse er representativ for den største gruppen blant registrerte arbeidsledige innvandrere fra lavinntektsland, men ikke for innvandrere fra høyinntektsland og norskfødte. Mange registrerer seg ikke som arbeidsledige når de ikke har rett til dagpenger. Konklusjonene er derfor ikke nødvendigvis representativ for arbeidsledige innvandrere fra lavinntektsland heller, kun de *registrerte* arbeidsledige fra lavinntektsland. Men konklusjonen er likevel

at når vi sammenlikner registrerte arbeidsledige innvandrere med registrerte arbeidsledige norskfødte med samme kjennetegn finner vi at innvandrere ikke har lavere sannsynlighet for overgang til jobb enn norskfødte. Det er derfor viktig å legge vekt på hvilke kjennetegn de arbeidsledige har, og ikke bare om de har innvandringsbakgrunn, når oppfølging fra NAV skal utformes.

Det er store forskjeller i dagpengerettigheter mellom innvandrere og norskfødte. Mens mer enn 60 prosent av innvandrere fra høyinntektsland og norskfødte har rett på dagpenger i 24 måneder gjelder dette bare 36 prosent av innvandrere fra lavinntektsland. Vi tror at mye av seleksjonen samlet for hver fødelandsgruppe skyldes at de med rett til dagpenger har nærmere tilknytning til arbeidslivet, og dermed er de første med overgang til jobb. Det betyr at å skille mellom hvilken rett de har til dagpenger, i tillegg til andre observerbare kjennetegn, er svært viktig når man skal forstå forskjellen mellom ulike grupper innvandrere og norskfødte.

Referanser

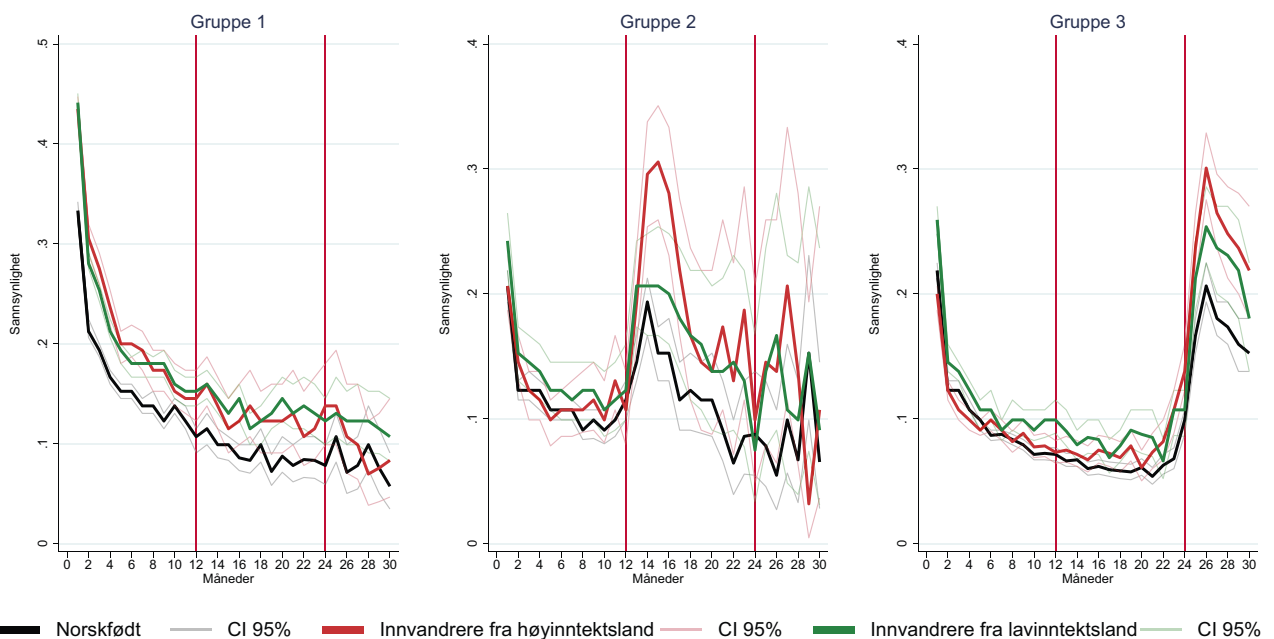
- Bratsberg, Bernt, Elisabeth Fevang og Knut Røed (2013) «Job loss and disability insurance». *Labour Economics*, 24, 137–150. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2013.08.004>
- Bratsberg, Bernt, Oddbjørn Raaum og Knut Røed (2014) «Immigrants, labour market performance and social insurance». *The Economic Journal*, 124 (580), F644-F683. <https://doi.org/10.1111/eoj.12182>
- Bratsberg, Bernt, Oddbjørn Raaum og Knut Røed (2018) «Job loss and immigrant labour market performance». *Economica*, 85, 124-151. <https://doi.org/10.1111/ecca.12244>
- Eriksson, Stefan og Dan-Olof Rooth (2014) «Do employers use unemployment as a sorting criterion when hiring? Evidence from a field experiment». *The American Economic Review*, 104 (3), 1014–1039. <https://www.jstor.org/stable/42920727>
- Falch, Nina Skrove, Inés Hardoy og Knut Røed (2012) «Analyse av en dagpengereform: Virkninger av forkortet dagpengeperiode». *Søkelys på arbeidslivet*, 29 (3), 181–197.
- Furuberg, Jorunn (2014) «Kva for inntektskjelder har dei arbeidslause?» *Arbeid og velferd*, 2/2014, 37–48.
- Henningsen, Morten (2008) «Benefit shifting: The case of sickness insurance for the unemployed». *Labour Economics*, 15 (6), 1238–1269. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2007.12.001>
- Kaitz, Hyman B. (1970) «Analyzing the length of spells of unemployment». *Monthly Labor Review* 93 (11), 11–20. <https://www.jstor.org/stable/41837841>
- Katz, Lawrence F. og Bruce D. Meyer (1990) «The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment». *Journal of Public Economics*, 41 (1), 45–72. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(92\)90056-L](https://doi.org/10.1016/0047-2727(92)90056-L)
- Krueger, Alan B. og Andreas Mueller (2011) «Job search, emotional well-being and job finding in a period of mass unemployment: Evidence from high-frequency longitudinal data». *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring, 1–57.
- Lalive, Rafael (2008) «How do extended benefits affect unemployment duration? A regression discontinuity approach». *Journal of Econometrics*, 142 (2), 785–806. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.013>
- Larsson, Laura (2006) «Sick of being unemployed? Interactions between unemployment and sickness insurance». *Scandinavian Journal of Economics*, 108 (1), 97–113. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2006.00443.x>
- Messenger, Jon C. og Nikhil Ray (2015) «The ‘deconstruction’ of part-time work», i Berg, Janine (red.) *Labour markets, institutions and inequality: Building just societies in the 21st century*, kap. 7. England og USA: Edward Elgar Publishing.
- Mortensen, Dale T. (1977) «Unemployment insurance and job search decisions». *Industrial and Labor Relations Review*, 30 (4), 505–517. <https://doi.org/10.1177/001979397703000410>
- Rege, Mari, Kjetil Telle og Mark Votruba (2009) «The effect of plant downsizing on disability pension utilization». *Journal of European Economic Association*, 7(4), 754–785. <https://doi.org/10.1162/JEEA.2009.7.4.754>
- Røed, Knut og Tao Zhang (2005) «Unemployment duration and economic incentives - a quasi random-assignment approach». *European Economic Review*, 49 (7), 1799–1825. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2004.04.001>
- SSB (2019) *Hvordan går det med innvandrere som blir arbeidsledige?* SSB analyse 2019/27. Tilgjengelig fra <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/artikler-og-publikasjoner/hvordan-gar-det-med-innvandre-som-blir-arbeidsledige> (lest 14. Oktober 2019). Oslo: Statistisk sentralbyrå.
- Yin, Jun, Therese Dokken og Inger Cathrine Kann (2019) «Hvem går hvor og når. Fra arbeidsledighet til jobb, helserelaterte ytelser og utdanning». *Søkelys på arbeidslivet*, 36(4), 214–230. <https://doi.org/10.18261/issn.1504-7989-2019-04-01>

Vedlegg

Tabell V1. Referanseverdi for hver dagpengegruppe figur 4-6

	Gruppe 1: Ikke rett	Gruppe 2: 12 måneder	Gruppe 3: 24 måneder
Arbeidsledighetsnivå i % (3 mnd. før)	3,5	3,5	3,6
Alder ved start	32	36	38
Kvinne	Ja	Ja	Nei
Sivilstatus: Gift	Ja	Nei	Ja
Har barn	Nei	Nei	Ja
Tidligere inntekt målt i G	0,2	2,1	4,1
Har studiekompetanse	Ja	Ja	Ja
Sykmeldt mens de er arbeidsledige	Nei	Nei	Nei
Mottar sosialhjelp mens de er arbeidsledige	Nei	Nei	Nei
Mottar AAP mens de er arbeidsledige	Nei	Nei	Nei
NAV-ytelse 6 måneder før	Nei	Nei	Nei
NAV-ytelse 2 måneder før	Nei	Nei	Nei
I utdanning 6 måneder før	Nei		
Fylke	Oslo	Oslo	Oslo
Startmåned for ledighet	September	Januar	Januar
Senterstrukturkategori	Stor by	Stor by	Stor by

Figur v1. Sannsynlighet for overgang til «ukjent status»*, etter fødelandsgruppe og dagpengegruppe. Modell med kontrollvariabler



Kilde: NAV

*slutter å registrere seg arbeidsledige, men gjenfinnes ikke med inntekt eller ytelser fra NAV eller registrert utvandret seks måneder etter.

Resultatene er lite sensitive for valg av referansegruppe

Vi har også sjekket om resultatene endrer seg dersom vi bytter referanseverdi fra at innvandrere har studiekompetanse til at de ikke har studiekompetanse. Igjen sammenlikner vi de andre fødelandsgruppene med de

kjennetegnene som er vanligst blant innvandrere fra lavinntektsland som registrerer seg arbeidsledige. Vi har også sett på unge ugifte menn (25 år) og unge ugifte kvinner (25 år), både med og uten studiekompetanse. Vi gjenfinner da det samme mønsteret som vist i artikkelen.

NÅR FLERE SKAL BO HJEMME LENGRE: FLERE MOTTAR PLEIEPENGER FOR Å PLEIE NÆRSTÅENDE I LIVETS SLUTTFASE

Av Ingunn Helde¹

Sammendrag

Det er en politisk målsetning at flest mulig skal kunne bo hjemme så lenge som mulig, eventuelt med bistand fra pårørende og det offentlige tjenestetilbudet. Pleiepengeordningen for yrkesaktive som pleier nærstående i livets sluttfase er en ordning der velferdsstaten understøtter familieomsorgen når den kanskje er på sitt tyngste og vanskeligste. Fra begynnelsen av 2000-tallet og fram til 2018 har antallet som mottar ytelsen blitt omtrent seksdoblet, i hovedsak som følge av at maksimalkvoten for pleiepengedager ble økt i 2010. Ordningen benyttes nå årlig av om lag 1 200 yrkesaktive. De fleste pasientene, men ikke alle, har kun én pleieyter med pleiepenger. Antallet pasienter er derfor litt lavere, på mellom 1 000 og 1 100 personer per år.

Aldersgruppen over 85 år utgjør om lag 43 prosent av de som dør her til lands. Pleiepengeordningen brukes imidlertid i langt større grad til pleie av de noe yngre. 8 av 10 pasienter er i alderen 50-84 år, mens 1 av 10 er over 85 år. Like mange kvinner som menn mottar pleie etter denne ordningen. Hele 60 prosent av pleieyterne pleier egne foreldre.

For majoriteten av pasientene – over 70 prosent – har de nærstående samlet brukt opp mot 10 dager. For svært få er hele kvoten på 60 dager benyttet. Gjennomsnittlig antall pleiepengedager per pasient lå på 17 dager i 2018.

Familieomsorg i livets sluttfase er fortsatt først og fremst kvinners ansvar. Kvinneandelen blant pleieyterne er på omlag 70 prosent. Mennene som benytter ordningen har likevel ofte like mange eller litt flere pleiepengedager enn kvinnene. Av de kvinnelige pleieyterne jobber for øvrig over 4 av 10 innen helse- og sosialsektoren. Ordningen brukes fortsatt mest på Vestlandet, men veksten i antall pleieytere har de siste årene vært større i andre deler av landet.

Å pleie nærstående som skal dø er en krevende oppgave, og det kan se ut som om mange pleieytere får egne helseproblemer som følge av situasjonen. Sykefraværet for denne gruppen er svært høyt, spesielt i tiden før men også i den første tiden etter at pasienten er død.

¹ Takk til Ola Thune for tilrettelegging av statistikk og til alle kollegaer som har kommet med nyttige kommentarer og innspill underveis.

Innledning

Vi blir både flere og eldre i årene som kommer. Antallet yngre pleietrengende med behov for helsetjenester og annen praktisk bistand øker også². De offentlige omsorgstjenestene og velferdsstatens utfordringer blir derfor ofte debattert, særlig det kommunale tjenestetilbudet. Familieomsorgen som utføres av pårørende og andre nærstående utgjør imidlertid en like viktig ressurs, selv om den ofte er mer usynlig.

I stortingsmeldingen «Morgendagens omsorg» (Meld. St. 29 (2012-2013)) peker regjeringen på de store utfordringene helse- og omsorgstjenestene står overfor, særlig i årene som kommer. Det forventes flere brukere i alle aldre med et mer sammensatt pleie- og omsorgsbehov, samt knapphet på både fagutdannet personell og frivillige omsorgsytere. En av regjeringens målsettinger er derfor på «å øke kapasiteten og kvaliteten i omsorgstjenestene. Det er ønskelig at flere skal kunne bo hjemme lenger, og leve aktive og selvstendige liv – med individuelt tilpassede tjenester, trygghet og verdighet» (Omsorgsplan 2015 og 2020). Tiltak for å opprettholde og styrke innsatsen fra familie og andre nærstående fremheves som av stor samfunnsmessig betydning. Å legge bedre til rette for at folk skal kunne dø hjemme er ett av målene som listes opp. For at eldre og syke skal kunne bo hjemme så lenge som mulig, og eventuelt dø hjemme, må imidlertid de pårørende få god støtte både av fastlege, hjemmetjeneste og eventuelt spesialisthelsetjenesten. ((Meld. St. 29 (2012-2013))).

Noen av de samme tankene gjenfinner vi i «Palliasjonsutvalget», som ble nedsatt i 2016 for å gjennomgå og vurdere dagens palliative tilbud³. Utvalget har blant annet foreslått tiltak for å imøtekomme pasientenes og de pårørendes behov og ønsker for innhold i, organisering av og sted for behandling, samt pleie og omsorg i livets slutfase (NOU 2017:16). På bakgrunn av utvalgets anbefalinger, tar Helse- og omsorgsdepartementet

nå sikte på å utarbeide en stortingsmelding om palliasjonsfeltet innen utgangen av 2020.

Pleiepenger – et alternativ ved livets slutt

For mange er det vanskelig å kombinere jobb og omsorgsoppgaver når familiemedlemmer og andre nærstående blir alvorlig syke og ikke kan klare seg selv. Pleiepengeordningen er derfor en ordning der velferdsstaten understøtter familieomsorgen når den kanskje er på sitt tyngste og vanskeligste.

De fleste forbinder nok pleiepenger med en ordning for foreldre med syke barn. Men stønaden gis også til yrkesaktive som pleier nærstående i livets slutfase, slik at pasienter som ønsker å tilbringe den siste tiden hjemme med sine nærmeste rundt seg skal få denne muligheten. Det er denne ordningen vi ser på i denne artikkelen.

Ordningen med pleiepenger for pleie av nærstående ved livets slutt er en av de små ordningene i folketrygden. Utgiftene lå årlig på om lag 2 mill. kroner ved begynnelsen av 2000-tallet; i 2018 var de kommet opp i ca. 30 mill. kroner. Men selv om ordningen er liten når man ser på folketrygden under ett, er den allikevel viktig for de som ønsker å bo hjemme når livet går mot slutten.

Da pleiepengeordningen ble innført i 1990, var regelen at pleiepenger kunne ytes i inntil 20 dager for hver pasient. Ettersom det kan være vanskelig å forutsi når et dødsfall vil inntreffe og fordi slutfasen kan bli langvarig, ble maksimalt antall pleiepengedager utvidet fra 20 til 60 dager for hver pasient fra 1. juli 2010 (Prop. 64 L (2009-2010)). Fra 1. januar 2013 ble dessuten personkretsen utvidet, slik at også personer utenom den nære familien kan få rett til pleiepenger når pleien er ønsket av pasienten (Prop. 118 L (2011-2012)).

Palliasjonsutvalget foreslår å utvide ordningen ytterligere (se avsnitt *Kan pleiepengeordningen bli et alternativ for flere?*).

Sist gang NAV publiserte en artikkel om denne ordningen var i 2012 (Helde og Thune 2012). Da hadde vi statistikk til og med 2011. Dette var relativt kort tid etter regelendringen i 2010, og før utvidelsen i 2013.

² Jf. <https://www.ssb.no/helse/statistikker/pleie/aar>, hentet 12.11.2019

³ Med palliasjon menes aktiv behandling, pleie og omsorg for pasienter med uhelbredelig sykdom og kort forventet levetid. Lindring av pasientens fysiske smerter og andre plagsomme symptomer står sentralt. Se Helsebibliotekets nettsider: <https://www.helsebiblioteket.no/retningslinjer/palliasjon/innledning-revidert/definisjon-av-palliasjon>, hentet 18.07.2019

Regelverk for pleiepenger ved pleie av nærstående

Ifølge folketrygdløven (§ 9-13) kan det ytes pleiepenger i inntil 60 dager til yrkesaktive personer som pleier nærstående i hjemmet ved forventet dødsfall. Hensikten med bestemmelsen er å bedre yrkesaktives muligheter til å yte omsorg for nærstående i livets slutfase. Pleiepenger ytes kun i de tilfellene hvor pleien ytes i hjemmet til den pleietrengende eller i hjemmet til den som utøver pleien, men ikke i perioder der den pleietrengende er innlagt i institusjon.

Stønaden gis i inntil 60 dager per pasient. Retten til pleiepenger er ikke begrenset til et angitt tidsrom. Det kan tas ut enkelt dager over flere uker. Ettersom familiemedlemmer og andre nærstående kan ha behov for å skifte på omsorgsoppgavene, kan det for samme pasient være flere som benytter ordningen. Den pleietrengende kan også innimellom være på sykehus eller annet behandlingssted.

Ytelsen beregnes tilsvarende som for sykepenger, det vil si at folketrygden kompenserer 100 prosent av tapt pensjonsgivende inntekt, begrenset oppad til en årlig inntekt på maksimalt 6 ganger folketrygdens grunnbeløp (599 148 kroner fra 1. mai 2019). Maksimal pleiepengelytelse i 2019 er dermed 138 265 kroner¹. Dersom en pleieryter har mindre enn 6G i inntektsgrunnlag eller tar ut færre pleiepengedager, blir ytelsen tilsvarende mindre.

For å få innvilget stønaden må det fremlegges legeerklæring fra den helseinstitusjonen eller legen som har behandlet pasienten.

.....

¹ Forutsatt en antakelse om 260 arbeidsdager i året og uttak av 60 pleiepengedager.

Problemstilling

Formålet med denne artikkelen er å vise hvordan bruken av pleiepengeordningen har utviklet seg det siste tiåret, med fokus på de siste 3 årene. Det blir fokusert på følgende spørsmål:

1. Hvor mange pasienter benytter pleiepengeordningen, og hvem er de?
2. Hvor mange pleierytere benytter pleiepengeordningen, og hvem er de?

Blant argumentene som ble benyttet for å utvide ordningen i 2010, var at de som pleier sine pårørende ofte ble sykmeldte når pleiepengeperioden var oppbrukt, selv om årsaken til sykefraværet var familiemedlemets sykdom. I tillegg vil vi derfor se nærmere på sykefravær blant pleieryterne.

Datagrunnlag og definisjoner

Opplysninger om folketrygdens utgifter til pleiepenger er hentet fra NAV stønadsregnskap. Personopplysninger om arbeidstakere eller selvstendig næringsdrivende som bruker pleiepengeordningen inngår i Sykepengestatistikken. Herfra hentes også opplysninger om bruk av sykepengedager. Det benyttes statistikk for perioden 2000-2018. Merk at pleiepengeperioden er periodisert på tidspunktet for *utbetaling* av pleiepengene til pleieryter. Dette kan medføre noe etterslep i tallene. Opplysninger om legemeldt sykefravær er hentet fra Sykefraværstatistikken. Disse opplysningene har vi kun for arbeidstakere.

Som *pleieryter* regnes alle personer som har mottatt pleiepenger for å pleie nærstående i livets slutfase, det vil si at de er pleiepengemottakere. Hvis to eller flere pleier samme person og samtlige får utbetalt pleiepenger, telles samtlige som pleierytere. Alle personer som har fått utbetalt pleiepenger det enkelte år er regnet med. Dette betyr at dersom et pleiepengetilfelle strekker seg over et årsskifte vil personen telles med begge år.

Som *pasient* regnes syke personer som i livets slutfase mottar pleie av en eller flere nærstående som får utbetalt pleiepenger. Dersom et pleiepengetilfelle strekker seg over et årsskifte vil også pasienten telles med begge år. NAV fikk for øvrig data om pasientene først i 2016. Foreløpig har vi derfor opplysninger om denne gruppen kun for perioden 2016-2018. Merk at en pasient kan ha flere yrkesaktive pleierytere som deler på pleiepengekvoten. De kan også ha andre pleierytere, for eksempel ikke-yrkesaktive ektefeller eller ansatte i helse- og omsorgstjenesten. Vi har ikke opplysninger om hvor mye pleie vedkommende mottar totalt.

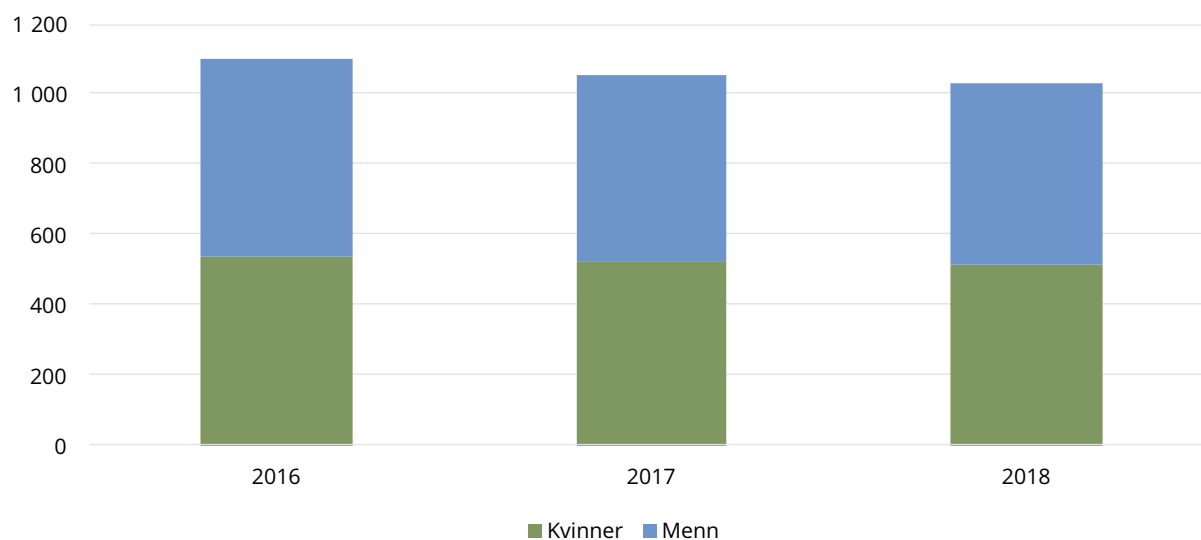
Et *pleiepengetilfelle* utgjør en periode det utbetales pleiepenger for. Pleierytere kan motta pleiepenger for flere pleiepengetilfeller, som ikke er sammenhengende. Dersom det tas ut enkeltstående dager over en lengre periode, vil hver enkelt dag telle som ett avsluttet tilfelle.

Med *pleiepengedager* menes antall fraværskdager betalt av folketrygdens pleiepengeordning.

Data er hentet fra NAVs ulike registre for perioden 2000-2018 (jf. faktaboks).

Om lag 1 000 pasienter benytter ordningen årlig

Hvert år dør mellom 40 000 og 41 000 personer i Norge (Statistisk sentralbyrå 2018). De fleste dødsfallene – om lag 80 prosent – skjer på pleieinstitusjoner eller sykehus, men årlig dør mellom 5 000 og 6 000 personer i eget hjem (Folkehelseinstituttet 2017). En del av disse dødsfallene skjer plutselig, for eksempel

Figur 1. Antall pasienter etter kjønn. 2016-2018

Kilde: NAV

som følge av akutte sykdommer eller voldsomme dødsfall (ulykker, selvmord og drap). Hvor mange av dødsfallene som skyldes tilstander der det kan være aktuelt med pleie fra en nærstående vet vi ikke noe om.

Ettersom relativt få pleieyttere har benyttet pleiepengeordningen tidligere (Helde og Thune 2012), har det vært antatt at antallet pasienter i ordningen også har vært beskjedent. Med de nye pasientdataene kan vi nå bekrefte denne antakelsen. De siste tre årene har litt over 1 000 syke personer årlig hatt pleieyttere med pleiepenger. Av de som døde hjemme kan vi dermed anslå at rundt 1 av 5 kan ha benyttet pleiepengeordningen, mens det av samtlige døde i perioden 2016-2018 årlig var kun 2,6 prosent som hadde nærstående med pleiepenger. Om lag like mange kvinner som menn er pasienter i pleiepengeordningen (se figur 1).

De fleste er mellom 50 og 84 år

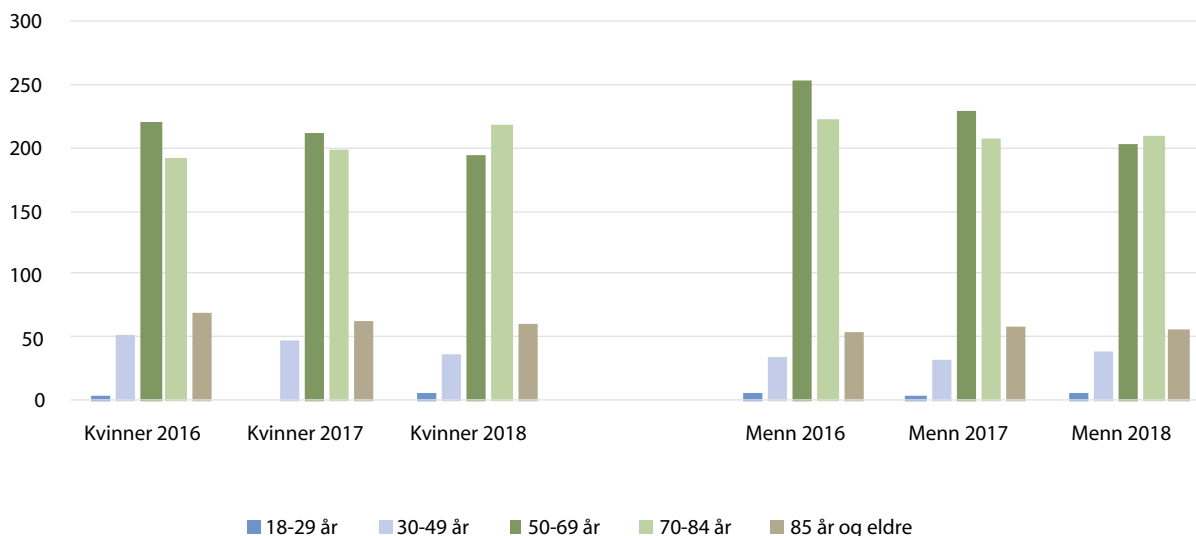
I følge Statistisk sentralbyrås befolkningsstatistikk var nær 96 prosent av de som døde i 2018 50 år eller eldre⁴. Det er derfor ikke overraskende at også våre tall viser en solid overvekt av pasienter i denne aldersgruppen (figur 2). Om lag 92 prosent er 50 år eller

eldre. Vi ser allikevel et par vesentlige forskjeller: mens aldersgruppen 50-69 år utgjør om lag 16 prosent av de døde på landsbasis, utgjør de rundt 41 prosent av pasientene i pleiepengeordningen. Aldersgruppen 70-84 år er nest størst – om lag 39 prosent av de som mottok pleie av familiemedlemmer eller andre nærstående er i denne aldersgruppen. Sett i forhold til antallet døde i 2018 er allikevel bruken av ordningen lite utbredt også blant de som bruker ordningen mest; kun 6 prosent av de døde i aldersgruppen 50-69 år og 2,9 prosent i gruppen 70-84 år var pasienter i pleiepengeordningen.

Den store forskjellen ses i aldersgruppen over 85 år. De utgjorde i alt 43 prosent av de som døde i 2018, men kun 11 prosent av pasientene med pleiepenger. Andelen av de døde som hadde pårørende som benyttet pleiepenger var dermed på kun 0,7 prosent. At bruken av ordningen ikke er mer utbredt blant de eldste har trolig sammenheng med at mange i denne aldersgruppen allerede er bosatt i institusjon når livet går mot slutten. I 2017 døde over halvparten i annen helseinstitusjon enn sykehus, noe som i de fleste tilfeller vil bety sykehjem (Folkehelseinstituttet 2017). Foruten ektefelle, kan mange i denne aldersgruppen også ha barn som selv er blitt pensjonister. Ikke-yrkesaktive har ikke rett til pleiepenger.

⁴ Jf. <https://www.ssb.no/statbank/table/10325/>, hentet 12.07.2019

Figur 2. Antall pasienter etter kjønn og alder. 2016-2018



Kilde: NAV

I aldersgruppen 30-49 år pleies for øvrig litt flere kvinner enn menn av nærstående, mens det er litt flere menn enn kvinner i gruppen 50-69 år. Ellers er kjønnsforskjellene små (figur 2).

Ordningen benyttes for øvrig så å si ikke av foreldre med mindreårige barn. Dette har sammenheng med at disse foreldre allerede er innvilget pleiepenger til omsorg for sykt barn⁵, og blir dermed ikke berørt av maksimalgrensen på 60 dager per pasient.

Få benytter hele kvoten

Da maksimalt antall dager per pasient ble utvidet fra 20 til 60 i 2010, var en av begrunnelsene at 20 dager var for lite, blant annet fordi det kan være vanskelig å forutsi når dødsfallet vil inntreffe og fordi slutfasen kan bli langvarig (Prop. 64 L (2009-2010)). Få av pasientene har imidlertid hatt nærstående som samlet har brukt over 20 dager. For om lag 40 prosent har en eller flere nærstående kun brukt inntil 2 pleiepengedager totalt (figur 3). For det store flertallet – over 70 prosent av pasientene – har det i alt vært benyttet opp mot 10 dager. Svært få har hatt nærstående hos seg i mer enn 50 dager – i 2018 gjaldt dette kun 32 pasienter. Av disse brukte nærstående til 20 pasienter hele kvoten på

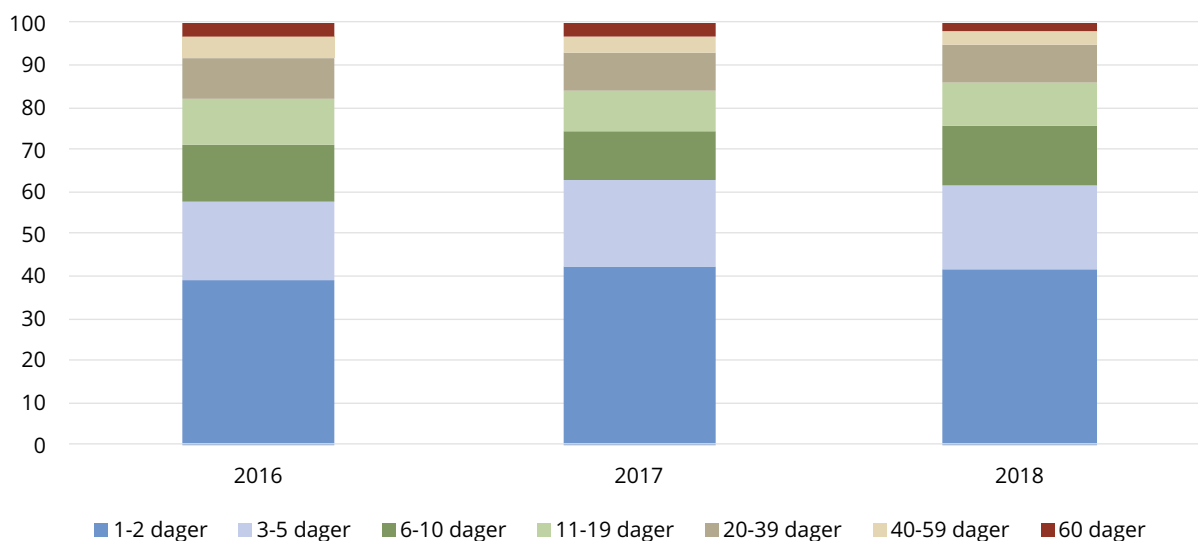
60 dager. I 2016 og 2017 ble hele kvoten brukt opp for henholdsvis 35 og 31 pasienter.

Gjennomsnittlig antall pleiepengedager ligger for øvrig ganske stabilt på 18 dager per pasient i 2016/2017 og 17 dager i 2018. Det er ingen kjønnsforskjeller i forbruket av dager. For pasienter under 70 år har de nærstående brukt noen flere dager enn gjennomsnittet, for de eldste noen færre dager.

Vestlendingene velger ordningen oftere enn andre

Ettersom det er fylkene Hedmark og Oppland som har den eldste befolkningen her i landet, skulle man kanskje tro at pleiepengeordningen ble mye brukt her. Men det er særlig pasienter i de fire vestlandsfylkene som benytter ordningen. Til tross for at de som døde i Rogaland, Hordaland, Sogn og Fjordane samt Møre og Romsdal kun utgjorde 25 prosent av de døde på landsbasis i 2018, var om lag 36 prosent av pasientene bosatt i ett av disse fire fylkene. Hordaland er fylket med flest pasienter. I 2017 og 2018 hadde de alene 16 prosent av pasientene i pleiepengeordningen. Akershus fulgte deretter med 10-11 prosent av pasientene. Sogn og Fjordane, Møre og Romsdal og Agderfylkene hadde derimot flest pasienter sett i forhold til befolkningen over 18 år, mens vi i motsatt ende av skalaen finner Oslo. Også Oppland og Østfold – som hvert år har hatt mel-

⁵ Jf. Folketrygdloven § 9-10.

Figur 3. Andel pasienter med avsluttede pleiepengetilfeller, etter antall pleiepenge dager. 2016-2018

Kilde: NAV

lom 1 og 3 prosent av pasientene – benytter ordningen i langt lavere grad enn befolkningsandelen skulle tilsi.

Vi vet ikke hvorfor det fortsatt er så store fylkesvise forskjeller. Det kan være at pleiepengeordningen har vært mer kjent i vestlandsfylkene enn i andre deler av landet, og derfor også mer benyttet. Eller at relativt flere pasienter på Vestlandet har hatt familiemedlemmer bosatt så nær at de har kunnet kombinere et pleiansvar med eget familie- og yrkesliv. Helsevesenet og kommunenes tjenestetilbud spiller helt sikkert en avgjørende rolle. Vi kan heller ikke utelukke regionale ulikheter i holdninger og normer, så vel blant pasienter som blant øvrig familie, leger og annet helsepersonell. Men dette vet vi ikke noe sikkert om.

Sterk vekst i antall pleieyttere det siste tiåret

Statistikk over de yrkesaktive som pleier sine nærmeste i livets slutfase – pleieytterne – har vi hatt opplysninger om siden pleiepengeordningen ble innført i 1990.

Fram til begynnelsen av 2000-tallet var ordningen relativt lite brukt. I 2000 benyttet kun 200 pleieyttere ordningen. I 2009 – året før ordningen ble utvidet fra 20 til 60 dager – var antallet økt til nesten 300. Med

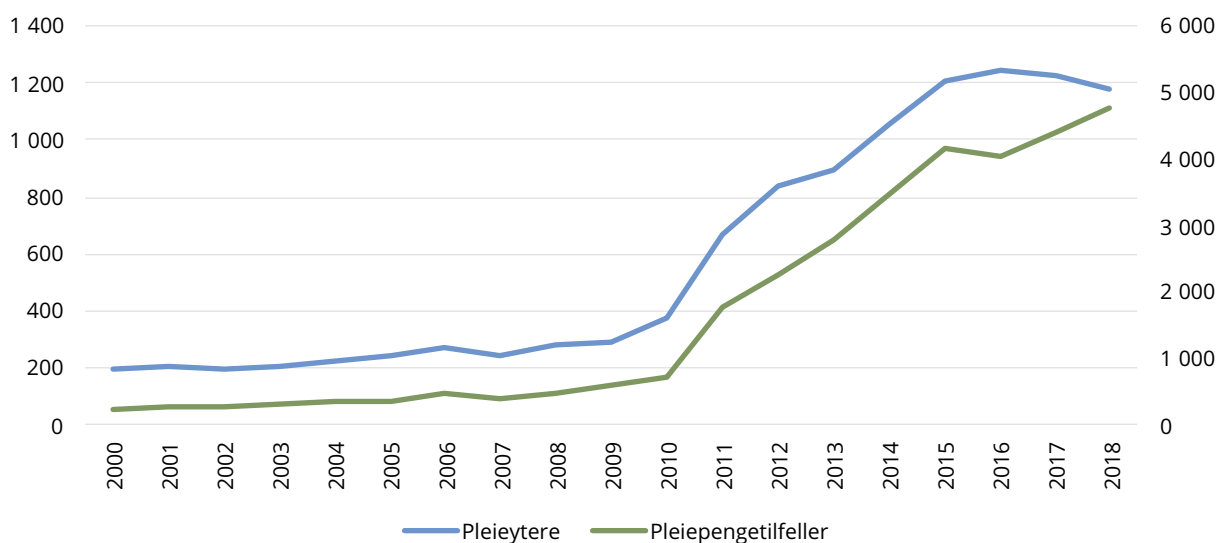
regelendringen gikk imidlertid bruken av ordningen umiddelbart opp. I tillegg kan noe av veksten ha sammenheng utvidelsen av personkretsen fra 2013, altså at også andre enn nær familie fikk anledning til å motta pleiepenger. Toppunktet ble nådd i 2016, da over 1 200 pårørende og andre nærstående mottok pleiepenger. Fra begynnelsen av 2000-tallet og fram til 2018 har vi dermed sett en femdobling i antallet pleieyttere. De siste to årene har vi imidlertid sett en svak nedgang (figur 4). For årene 2016-2018 var det i gjennomsnitt 1,1-1,2 pleieyttere per pasient. Det vil si at svært få har flere pårørende som bytter på å utføre omsorgen. De fleste pasientene – 86 prosent i 2018 – har kun én pleieyter.

Antallet pleiepengetilfeller – perioder pleieytterne mottok pleiepenger for – økte noe sterkere. Mens antallet tilfeller i 2000 var på om lag 250, var det i 2009 økt til nesten 590, en økning på 131 prosent. I 2018 var tallet kommet opp i nær 4 800, en økning på 800 prosent siden 2009. Utviklingen har delvis sammenheng med at flere nå tar ut mer enn én periode. Gjennomsnittlig antall pleiepengetilfeller per pleieyter har økt fra 1,3 i 2000 til 4,0 tilfeller i 2018.

Færre bruker mange dager, flere bruker få

Til tross for at maksimum antall dager ble utvidet fra 20 til 60 i 2010, har vi gjennom det meste av 2000-tal-

Figur 4: Antall pleieyttere (venstre akse) og pleiepengetilfeller (høyre akse) i alt. 2000-2018

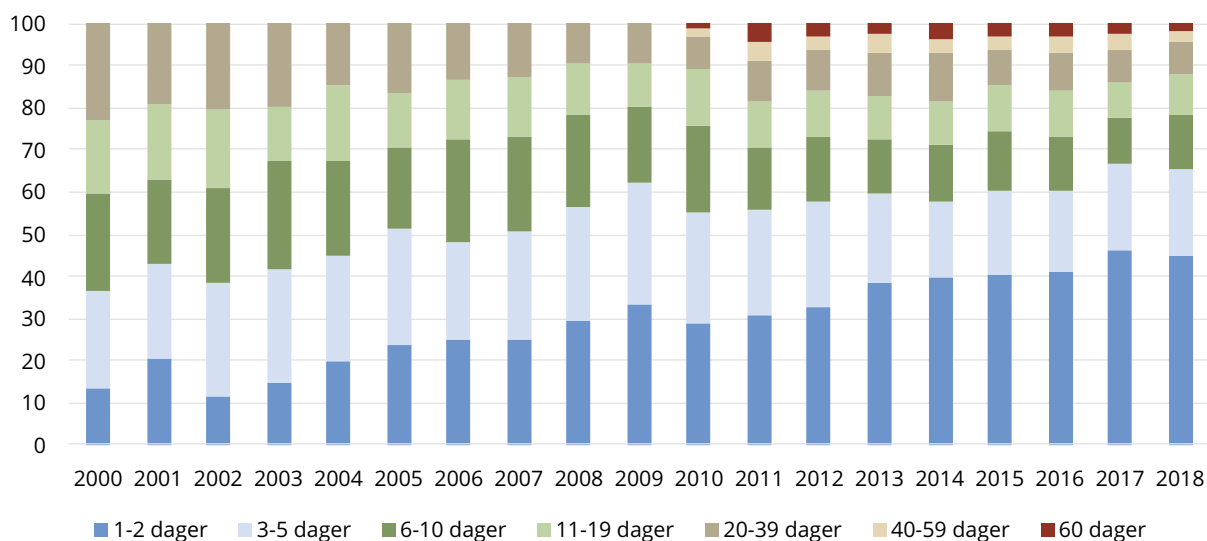


Kilde: NAV

let sett en utvikling i retning av at flere pleieyttere har korte perioder med pleiepenger, mens det har vært en reduksjon i andelen med mange pleiepengedager. I 2000 avsluttet 13 prosent av pleieytterne et pleiepengetilfelle etter 2 dager, i 2018 var den tilsvarende andelen 45 prosent (figur 5). I alt 60 prosent avsluttet pleiepengeperioden i løpet av 10 dager i 2000, mens andelen var 79 prosent 18 år senere.

Svært få pleieyttere bruker maksimalkvoten. I 2009 – året før utvidelsen fra 20 til 60 dager – var andelen med 20 dager på 10 prosent. I 2011 – året etter utvidelsen – benyttet 4 prosent hele den nye kvoten. Syv år senere var andelen med 60 dager halvert til 2 prosent. Det er også få som bruker flere dager enn den gamle maksimalkvoten. 2014 var året med den høyeste andelen; da brukte 18 prosent av pleieytterne mer enn 20 dager. I 2018 var andelen redusert til 12

Figur 5: Andel pleieyttere med avsluttede pleiepengetilfeller, etter antall pleiepengedager i alt. 2000-2018



Kilde: NAV

prosent. En mulig forklaring på utviklingen kan være at pleieyterne i større grad enn tidligere får bistand og avlastning fra helsevesenet, og at pasientene tilbringer deler av slutfasen på sykehus eller i annen institusjon.

Selv om færre har lange pleiepengetilfeller, økte gjennomsnittlig antall pleiepengedager per pleieyter etter regelendringen i 2010. Mens pleieyterne i gjennomsnitt benyttet rundt 9 dager i årene 2005-2009, økte gjennomsnittet til rundt 16 dager umiddelbart etter utvidelsen (figur 6). Utvidelsen av personkretsen fra 2013 ser derimot ikke ut til å ha medført noen økning i antallet pleiepengedager. De siste par årene viser tvert imot en liten nedgang, og i 2018 var gjennomsnittet på 15 dager. Vi ser også at de mennene som benytter ordningen, ofte har like mange eller litt flere pleiepengedager enn kvinnene.

Kvinnene tar fortsatt det meste av pleien

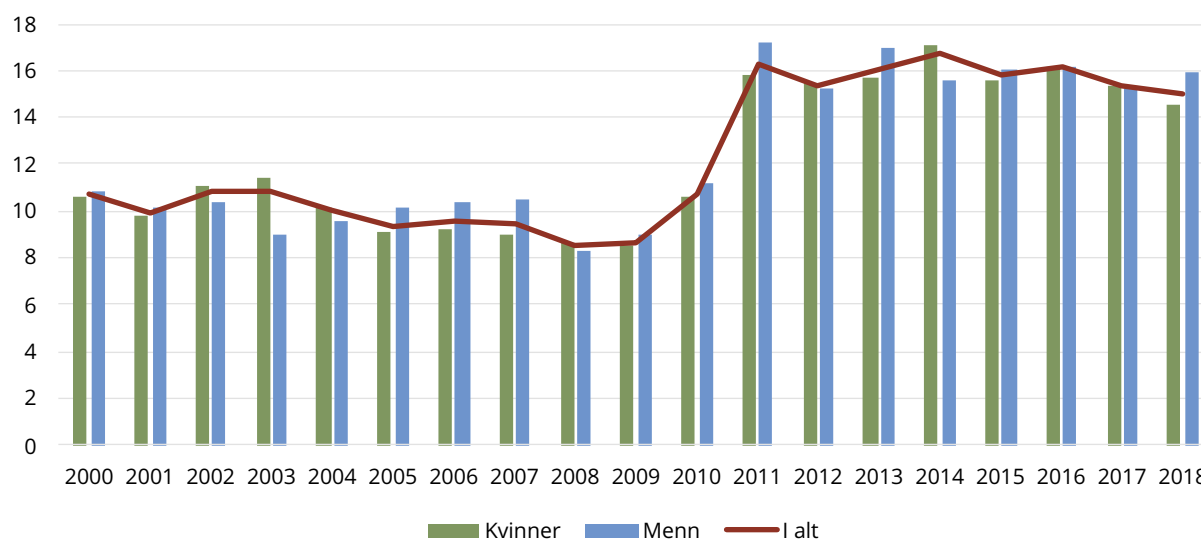
Familieomsorg for nærstående i livets slutfase er fortsatt primært kvinners ansvarsområde. De fleste pleieyterne er kvinner, og kvinneandelen er på rundt 70 prosent. Siden 2002 har kvinnene dessuten utført mellom 70 og 76 prosent av alle pleiepengetilfeller.

Regelverksendringene i 2010 og 2013 synes heller ikke å ha redusert kjønnsforskjellene. Selv om både antallet pleieytere og pleiepengetilfeller har økt kraftig for begge kjønn, har veksten vært størst blant kvinner (figur 7). Fra 2009 til 2018 økte antallet pleiepengetilfeller for kvinner med hele 775 prosent. For menn økte antallet tilfeller med 565 prosent i samme periode.

Også i antallet pleiepengetilfeller per pleieyter ser vi en litt sterkere vekst blant kvinner. Før regelendringene var kjønnsforskjellene små, som oftest på mellom 0,1 og 0,3 flere tilfeller blant kvinnene. I 2018 utførte kvinnelige pleieytere i gjennomsnitt 4,2 pleiepengetilfeller, mens mannlige pleieytere utførte 3,7 tilfeller.

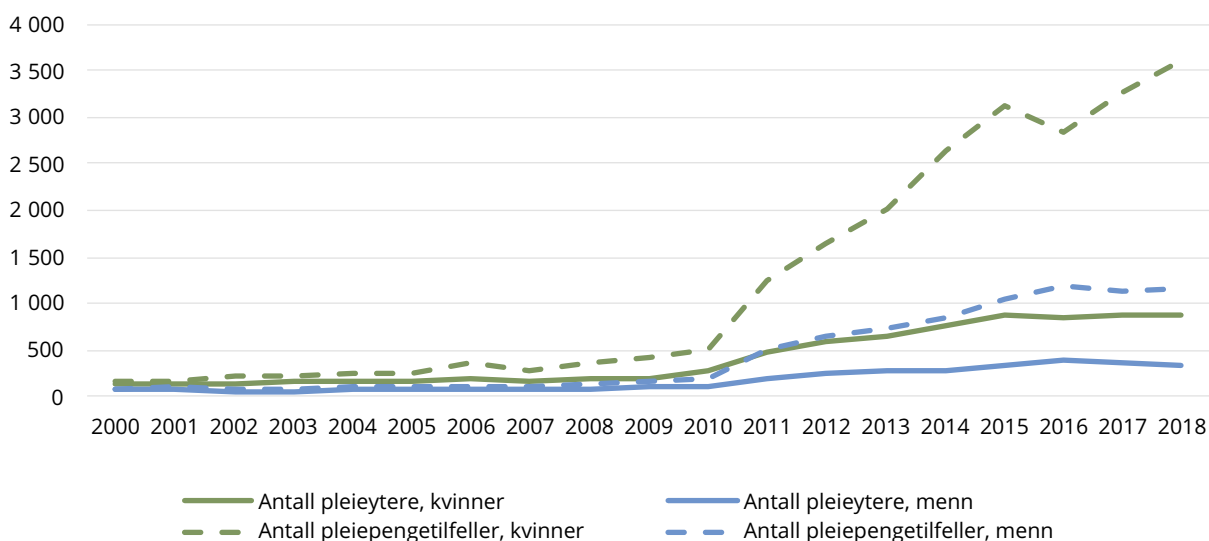
Nesten ingen velger *gradert* ytelse. Før regelendringene benyttet opp mot 5 personer årlig graderte dager. I årene etter har antallet med gradert ytelse vanligvis utgjort mellom 10 og 21 personer per år. I 2018 falt antallet til 6 personer, kun 0,5 prosent av samtlige pleieytere.

Figur 6: Pleieytere med avsluttede pleiepengetilfeller. Gjennomsnittlig antall pleiepengedager, etter kjønn. 2000-2018



Kilde: NAV

Figur 7: Antall pleieyttere og pleiepengetilfeller. Kvinner og menn. 2000–2018



Kilde: NAV

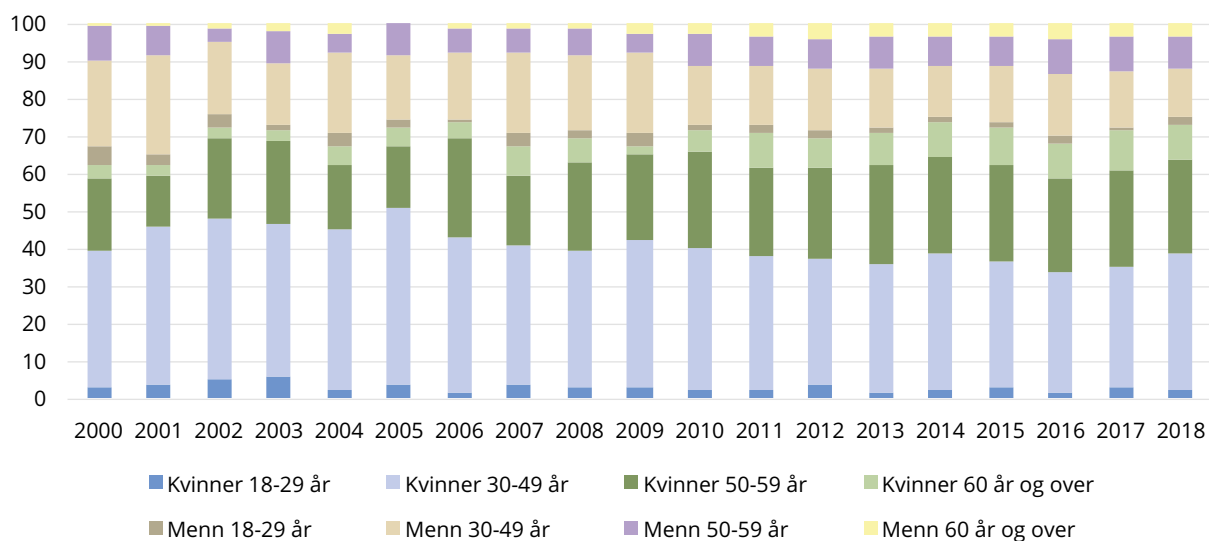
Hvem er pleieytterne? Og hvem pleier de?

Å pleie uhelbredelig syke og døende pårørende vil ofte være svært krevende, og kan også være vanskelig å kombinere med eget familieliv. Mange vil derfor verken ønske eller være i stand til å påta seg oppgaven. Så hva kjennetegner de som velger å bli pleieyttere for familiemedlemmer eller andre nærstående i livets slutfase? Og hvilke relasjoner er det mellom pleieytterne og pasientene?

Pleieytterne er som oftest kvinner, 30-49-år og gifte

De fleste pleieytterne er kvinner. Gjennom hele 2000-tallet har majoriteten vært i alderen 30-49 år (figur 8). I 2018 utgjorde kvinnene i denne aldersgruppen halvparten av de kvinnelige pleieytterne og 36 prosent av antallet pleieyttere totalt. Også blant mennene er det flest pleieyttere i aldersgruppen 30-49 år.

Figur 8: Pleieyttere etter kjønn og alder. Andel kvinner og menn i hver aldersgruppe. 2000-2018



Kilde: NAV

For både kvinner og menn øker andelen pleieyttere mest blant de eldste over 60 år. Fra begynnelsen av 2000-tallet og til utgangen av 2018 har andelen kvinner i denne aldergruppen blitt mer enn doblet, mens andelen menn er blitt nesten seksdoblet. Utviklingen kan delvis være en konsekvens av økende levealder, og at det i stor grad er personer i denne aldersgruppen som nå opplever at foreldre og ektefeller faller fra. En annen årsak kan være at stadig flere over 60 år er yrkesaktive (Statistisk sentralbyrå 2019), og at de derfor i mindre grad enn tidligere kan yte denne omsorgen ulønnet.

Det er mulig at noen av mennene som velger å pleie nærstående er mer vant med å utføre omsorgsoppgaver enn andre menn. Utviklingen kan kanskje også tyde på at forskjellene i den tradisjonelle arbeidsdelingen mellom kvinner og menn i noen grad er i ferd med å utjevnes. For eksempel var det før 2009 nesten ingen pleieyttere i gruppen menn over 60 år. Den siste 5-årsperioden har antallet ligget på mellom 40 og 50 hvert år. For nesten hele statistikkperioden utgjorde også aldersgruppene under 30 år og 30-49 år en større andel blant de mannlige pleieytterne enn blant kvinnene. Den yngste aldersgruppen består for øvrig av nesten like mange menn som kvinner, nesten alle ugifte. Dette kan tyde på at kvinner og menn under 30 år utfører en ganske lik innsats overfor syke pårørende, og at pasientene de pleier som oftest er egne foreldre.

Giftede utgjør den største sivilstandskategorien. I 2018 gjaldt dette nesten halvparten av kvinnene og 4 av 10 menn. Fordi statistikken kobles i etterkant av pleietidspunktet, kan imidlertid andelen som har pleiet en ektefelle ha vært noe større i pleieperioden⁶. De ugifte utgjorde en tredel av pleieytterne både blant kvinner og menn. I denne gruppen – som også kan omfatte samboere – er det nesten ingen forskjell i hvor mange dager de har mottatt pleiepenger for. Gjennomsnittet

låg på henholdsvis 13 dager for kvinner og 12 dager for menn. Blant de gifte var imidlertid differansen både motsatt og større; gjennomsnittet var på 18 dager for menn mot 15 dager for kvinnene.

... med lave eller moderate inntekter og jobb i helse- og sosialsektoren

Det er fortsatt slik at de fleste pleieytterne har lave eller moderate inntekter. De siste årene har litt over halvparten hatt et inntektsgrunnlag lavere enn 5 ganger grunnbeløpet i folketrygden (G)⁷, en noe høyere andel enn i befolkningen totalt sett (SSB 2017). En mulig forklaring på denne forskjellen kan være at mange med høyere inntekter jobber i virksomheter som har tariffestede regler for velferdspermisjoner med lønn.

Samtidig er det fortsatt først og fremst ansatte innen helse- og sosialsektoren som mottar pleiepenger. I 2018 jobbet 22 prosent av sysselsatte arbeidstakere her i landet – og 36 prosent av kvinnelige arbeidstakere – i denne næringen. Blant pleieytterne var det totalt 34 prosent som jobbet innen helse- og sosialsektoren, mens andelen blant de kvinnelige pleieytterne var 43 prosent. Denne fordelingen har vært omtrent uendret siden 2011. Det er mulig at den yrkesmessige bakgrunnen bidrar til at dette er en gruppe som både føler seg mer kompetent og mer komfortabel i rollen som pleieyter, og at det å påta seg oppgaven med å pleie egne familiemedlemmer eller andre nærstående kan virke mindre skremmende enn for mange andre.

Blant kvinnelige pleieyttere er det i tillegg en overvekt fra undervisningssektoren og offentlig administrasjon (tilsammen 22 prosent). Blant mennene er næringsfordelingen jevnere. Industri samt bygg og anlegg, som er to av de største næringene for menn sysselsettingsmessig, utgjorde de største gruppen pleieyttere, begge med 13 prosent.

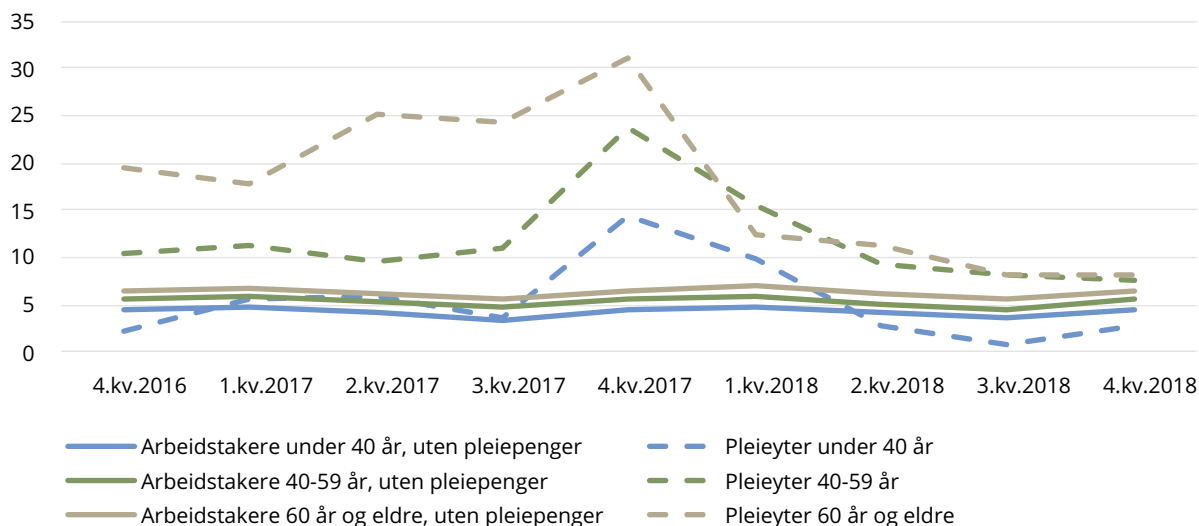
Pleieytterne bor også på Vestlandet

Som tidligere nevnt benytter pasienter i de fire vestlandsfylkene ordningen oftere enn i andre deler av landet. At vestlendingene også utgjør den største

⁶ Sivilstandsopplysningene er sivilstand ved utgangen av kalenderåret. Enkelte personer er registrert med etterlattestatus fra samme år som de mottok pleiepenger. Noen av disse kan ha pleiet en ektefelle, og dermed vært gift i pleieperioden. Andre har etterlattestatus fra et tidligere tidspunkt enn pleieperiodeperioden. Denne gruppen pleiet sannsynligvis andre familiemedlemmer.

⁷ Målt i gjennomsnittlig G utgjorde 5G ca. 484 400 kroner i 2018.

Figur 9: Legemeldt sykefravær i prosent per kvartal i perioden 4. kvartal 2016 til 4. kvartal 2018. Arbeidstakere i alt samt arbeidstakere med pleiepenger og der pasienten døde i 4. kvartal 2017, etter pleieytters alder.



Kilde: NAV

gruppen av pleieytere er derfor ikke overraskende. Andelen bosatt i vestland fylkene er imidlertid på vei ned. Mens over halvparten av pleieyterne enten var bosatt i Rogaland, Hordaland, Sogn og Fjordane eller Møre og Romsdal i 2011 (Helde og Thune 2012), var andelen redusert til 36 prosent i 2018. Nedgangen ser imidlertid ikke ut til å skyldes at vestlendingene bruker ordningen i mindre grad enn tidligere, men at veksten i antall pleieytere har vært langt høyere i de øvrige fylkene.

De fleste pleier egne foreldre

For å kunne tilbringe livets siste fase i hjemmet er pasienten som oftest avhengig av nære pårørende som kan bidra. Vi ser da også at de fleste pleieyterne pleier familiemedlemmer. Hele 60 prosent mottar pleiepenger for pleie av egne foreldre, litt oftere for mor enn for far. 1 av 5 pleier egen ektefelle eller en samboer som de har felles barn med, mens om lag 2 prosent pleier egne søsken. Som tidligere nevnt benyttes ordningen i liten grad av foreldre med mindreårige barn, men litt under 1 prosent mottar pleiepenger for å ta seg av egne voksne barn. Litt over 1 prosent pleier svigerforeldre. For den resterende gruppen på om lag 15 prosent har vi ikke opplysninger om hvilken relasjon det er mellom pleieyter og pasient. Men her inngår blant annet samboere uten felles barn.

Sykefraværet er svært høyt

Å oppleve at et familiemedlem eller en annen nærstående er alvorlig syk eller forventes å dø er en stor belastning, og kan medføre at den pårørende selv opplever både fysiske og psykiske helseutfordringer. Vanlige helseutfordringer hos pårørende er blant annet søvnproblemer, konsentrasjonsvansker, depresjon og nedsatt immunforsvar (Helsedirektoratet 2017). Mange pårørende blir derfor sykmeldte både før og i etterkant av et dødsfall. Dette ser vi også blant mottakerne av pleiepenger. Ettersom den palliative fasen for mange pasienter kan vare over en lengre periode, ser vi i figur 9 på det legemeldte sykefraværet blant arbeidstakere som har mottatt pleiepenger for en pasient som døde i 4. kvartal 2017. Vi sammenlikner så pleieytternes fravær det siste året før dødsfallet og det etterfølgende året etter dødsfallet med fraværet til jevnaldrende arbeidstakere som ikke har mottatt pleiepenger.

Pleieytere i alderen 40-59 år og over 60 år har hatt et langt høyere sykefravær enn andre arbeidstakere i samme aldersgruppe, hele det siste året før pasienten dør. Spesielt i den eldste aldersgruppen er sykefraværet høyt i perioden før dødsfallet og i samme kvartal som pasienten dør, på om lag 25 og 31 prosent. Ikke uventet når pleieytternes sykefravær sitt høyeste punkt

samme kvartal som dødsfallet inntreffer for samtlige aldersgrupper. For de to eldste gruppene er sykefraværet høyere blant pleieyterne enn blant jevnaldrende arbeidstakere også hele det etterfølgende året.

Det kan tenkes at det høye sykefraværet blant de eldste pleieyterne har sammenheng med at de i gjennomsnitt har noe lengre pleiepengeperioder enn de yngste, og at de dermed har stått i en krevende situasjon over lengre tid enn de yngre pleieyterne. I vår forrige undersøkelse ble det blant annet funnet tegn til at flere pleieytere ble sykmeldt etter at antallet pleiepengedager ble utvidet fra 20 til 60 dager (Helde og Thune 2012). Samtidig må det understrekes at vi ikke kan være helt sikre på at pleieyternes sykefravær har en direkte sammenheng med belastningen det medfører å ha alvorlig syke og døende familiemedlemmer. Selv om tallene indikerer at mange finner situasjonen så slitsom at de selv blir syke, kan det også være andre årsaker som ligger bak. Et annet problem er at vi ikke kjenner den faktiske varigheten på den pasientens slutfase. For enkelte kan det gå mot slutten svært raskt, for andre kan slutfasen vare flere måneder og kanskje år. Noen pleieytere utfører en stor del av pleien på egen hånd, andre deler ansvaret med andre familiemedlemmer og det offentlige hjelpeapparatet. Noen kan også oppleve at det offentlige hjelpeapparatet mangler den nødvendige kompetansen og tjenestene som skal til for at de som ønsker det skal få dø i eget hjem (Eskeland 2016). Situasjonen for pleieyterne og belastningen på deres helse kan derfor være svært ulik.

Kan pleiepengeordningen bli et alternativ for flere?

Det er få som dør hjemme – døden har i stor grad flyttet til sykehus og andre institusjoner. Flere har derfor tatt til orde for at det må bli lettere for folk å dø hjemme⁸. Palliasjonsutvalget fastslår også at «det er en grunnleggende verdi å legge til rette for at pasienter som vil og kan være hjemme, og som ønsker å dø hjemme, skal få mulighet til det» (NOU 2017:16).

Så kan vi forvente at flere vil ønske mer tid hjemme i livets slutfase, og at pleiepengeordningen vil bli et mere brukt verktøy for å oppfylle dette målet? Eller kan vi anta at bruken av ordningen har stabilisert seg på et nytt nivå etter de siste regelendringene?

Familiemedlemmer og andre nærstående utfører allerede en stor og viktig del av de totale pleie- og omsorgsoppgavene i samfunnet. Å pleie uhelbredelig syke og døende pårørende vil ofte kreve mye av de pårørende. Mange vil derfor verken ønske eller være i stand til å påta seg oppgaven. Det kan for eksempel være uaktuelt fordi det kan være vanskelig å anslå et forventet dødsfallstidspunkt (Alnæs 2012), eller fordi de pårørende ikke vurderer det som håndterbart å utføre slik pleie hjemme. Det er heller ikke alle som ønsker å dø hjemme. Både praktiske og følelsesmessige årsaker vil ofte spille inn, både for pasient og for aktuelle pleieytere. Mange kan oppleve det som tryggeste å bli innlagt, og en del vil ikke ønske å belaste sine nærmeste.

Blant argumentene bak utvidelsen fra 20 til 60 pleiepengedager i 2010 var at en del pleieytere ble sykmeldte fordi maksimalperioden på 20 dager var for kort (Prop. 64 L (2009-2010)). Selv om regelendringen ikke var ment som et tiltak for å redusere sykefraværet, burde dette i teorien innebære at de som velger å pleie sine nærmeste ved livets slutt bruker pleiepengeordningen og ikke sykepengeordningen. Vi finner imidlertid at de fleste tar ut relativt få pleiepengedager, samtidig som sykefraværet for gruppen er høyt. Dette kan tyde på at mange pårørende får egne helseproblemer som følge av situasjonen de står oppe i.

Sannsynligheten for at bruken av pleiepengeordningen kan øke ytterligere er likevel til stede, ettersom vi står overfor en sterk vekst i antall eldre i årene fremover. At bruken av ordningen skulle bli like stor på landsbasis som i Sogn og Fjordane er vel heller tvilsomt, men om så skulle skje, vil antallet pasienter kunne komme opp i over 2 400, mot ca. 1 000 i dag.

Det kan også tenkes at bruken av pleiepengedager per pasient vil øke dersom kravet til at pleien skal foregå i hjemmet blir mindre strengt. Palliasjonsutvalget

⁸ Se for eksempel <https://www.dagsavisen.no/innenriks/fa-velger-hjemmedod-1.731496#carousel-example-generic>, hentet 20.09.2019

peker på at de pårørende ikke får pleiepenger dersom det oppstår komplikasjoner som krever innleggelse eller ved akutt innleggelse (NOU 2017:16). Selv om de pårørende er med på sykehus og støtter pasienten under innleggelse og deretter får vedkommede hjem igjen, ytes det ikke pleiepenger for de dagene pasienten er innlagt. Utvalget forslår derfor at det bør åpnes for at pleieytere med vedtak om pleiepenger også kan motta ytelsen ved korte akutte innleggelser i institusjon, dersom innleggelsen er en del av behandlingsforløpet og videre omsorg i hjemmet er planlagt. En slik utvidelse vil trolig medføre at flere pleieytere benytter flere dager enn ved dagens regelverk.

Litteratur

- Alnæs, Nina S. (2012): «Når er et menneske døende?» Kronikk i *Aftenposten* 16. februar 2012.
- Eskeland, Kari Os (2016): «Hjemmedød – ikke for amatørhjelpere!» Kronikk i *Aftenposten* 11. mai 2016.
- Folkehelseinstituttet (2017): Dødsårsaksregisteret, tabell D3a «Dødsfall etter dødssted og bofylke».
- Helde, Ingunn og Ola Thune (2012): «Flere yrkesaktive pleier pårørende i livets slutfase». *Arbeid og velferd* 2/2012.
- Helsedirektoratet (2017): «Pårørendeveileder». Hentet fra: <https://www.helsedirektoratet.no/veiledere/parorendeveileder/stotte-familie-og-andre-parorende>.
- Meld. St. 29 (2012-2013): «Morgendagens omsorg».
- NOU (2017:16) «På liv og død. Palliasjon til alvorlig syke og døende».
- Omsorgsplan 2015 og 2020. Hentet fra: <https://www.regjeringen.no/no/tema/helse-og-omsorg/helse--og-omsorgstjenester-i-kommunene/innsett/omsorgsplan-2015-og-2020/id737786/>.
- Prop.64 L (2009-2010): «Endringer i arbeidsmiljøloven og folketrygdloven (bedre muligheter for å kombinere arbeid med pleie- og omsorgsoppgaver)».
- Prop. 118 L (2011-2012): «Endringer i arbeidsmiljøloven og folketrygdloven».
- Statistisk sentralbyrå (2017): Statistikkbanken, tabell 07093 «Pensjonsgivende inntekt i intervall. Antall bosatte personer 17 år og eldre 1993-2017».
- Statistisk sentralbyrå (2018): Statistikkbanken, tabell 10325 «Døde, etter kjønn og ettårig alder (1986-2018)».
- Statistisk sentralbyrå (2018): Statistikkbanken, tabell 08425 «Døde, etter kjønn (1986-2018)».
- Statistisk sentralbyrå (2019): Statistikkbanken, tabell 06161 «Sysselsatte per 4. kvartal, etter kjønn og ettårig alder (2004-2018)».

KJØNNSFORSKJELLEN I SYKEFRAVÆR: HVOR MYE ER DET MULIG Å FORKLARE MED REGISTERDATA?

Av Jon Petter Nossen¹

Sammendrag

I 2018 var det totale sykefraværet på 7,4 prosent for kvinner og 4,4 prosent for menn. Den absolutte kjønnforskjellen i sykefraværet har vært stabil på omkring 3 prosentpoeng i mange år, og skyldes i all hovedsak at flere kvinner enn menn sykmeldes. Menn har imidlertid hatt en større relativ nedgang i sykefraværet siden 2001 enn kvinner, og den relative kjønnforskjellen i sykefraværet har derfor økt fra 49 til 68 prosent.

I artikkelen vises det at kjønnforskjellen i det legemeldte sykefraværet er tydelig fra begynnelsen av 20-årene, og når toppen ved 31 år. En femtedel av kjønnforskjellen kan tilskrives gravide. Når vi utelater de gravide, er kjønnforskjellen størst mellom 39 og 50 år. Forskjellen reduseres bare svakt etter fylte 50 år, til tross for at flere kvinner enn menn etter hvert går over på arbeidsavklaringspenger eller uføretrygd. Kvinner har høyere sykefravær enn menn i alle diagnosegrupper unntatt hjerte-/karlidelser, men psykiske lidelser står for mer enn en tredjedel av kjønnforskjellen. Muskel-/skjelettlidelser bidrar lite til kjønnforskjellen før fylte 40 år, men betyr stadig mer ved stigende alder. Fram til fylte 40 år er sykefraværet både for kvinner og menn høyere blant dem som har barn enn blant dem som ikke har barn, men deretter er det i hovedsak omvendt.

En regresjonsanalyse av legemeldt sykefravær i 2017 viser at å inkludere graviditet som forklaringsvariabel fører til at kjønnforskjellen i sykefraværet reduseres med 20 prosent, og graviditet er dermed den enkeltfaktoren som kan forklare mest av kjønnforskjellen. Utover dette kan inntekt og andre arbeidsrelaterte faktorer forklare til sammen 13 prosent, mens antall barn og andre familierelaterte faktorer kan forklare 5 prosent av kjønnforskjellen. Når alle variablene inkluderes i modellen, blir kjønnforskjellen redusert med 39 prosent. Godt over halvparten blir altså stående uforklart.

.....

¹ Takk til Therese Dokken og Torunn Bragstad for hjelp med dekomponeringsanalysen.

Innledning

Det er et velkjent fenomen at kvinner har høyere sykefravær enn menn. Dette er tilfelle i mange land, men Norge er et av landene hvor forskjellen er størst (Mastekaasa og Melsom 2014). I denne artikkelen vil vi bare se på sykefravær. Det er likevel verdt å merke seg at det er en markant kjønnsforskjell også for andre helserelaterte ytelser fra NAV (arbeidsavklaringspenger og uføretrygd).

Hva som er årsaken (eller årsakene) til kjønnsforskjellen i sykefravær er et spørsmål som forskningen i begrenset grad har funnet svar på (Mastekaasa 2016). En nærliggende forklaring er at kvinner har dårligere helse enn menn, men dette er vanskelig å dokumentere. Menn har høyere forekomst av hjerteinfarkt og diabetes, samt høyere dødelighet i alle aldersgrupper, mens flere kvinner enn menn i alderen 25–54 år får en kreftdiagnose. Dersom kjønnsforskjeller i helse skal være en sentral forklaring, må det i hovedsak dreie seg om mindre alvorlige, eventuelt kroniske sykdommer som reduserer arbeidsevnen for kvinner uten å påvirke dødeligheten. Slike tilstander er gjerne mer subjektive og diffuse, og vanskelige å dokumentere på annen måte enn med selvrapporterte helseopplysninger, eventuelt indirekte gjennom sykmelding eller legeerklæring. Det er imidlertid mulig å belyse hvilke mer bakenforliggende faktorer som bidrar til høyere sykefravær for kvinner, og som eventuelt også bidrar til at de oftere har mer diffuse og subjektive sykdomstilstander enn menn.

En faktor som åpenbart har betydning for kjønnsforskjellen er det spesielt høye sykefraværet blant gravide. Når gravide holdes utenfor, reduseres differansen mellom kvinners og menns sykefravær for alle aldersgrupper samlet med om lag en femtedel (Helde og Nossen 2016). I tillegg kan graviditet ha en betydning utover selve svangerskapet som følge av komplikasjoner ved svangerskap og fødsel og senvirkninger av dette. For at det skal påvirke sykefraværet må imidlertid de aktuelle kvinnene fortsette i arbeid etter fødsel. Det er også noe uklart hvorfor sykefraværet er så høyt som det er blant de gravide (Mastekaasa 2016: 133). Her vil vi imidlertid først og fremst fokusere på kvinner som ikke er gravide.

I denne artikkelen gis det en i hovedsak deskriptiv analyse av kjønnsforskjellen i sykefravær med utgangspunkt i datagrunnlaget fra sykefraværstatistikken. Dette datagrunnlaget inneholder blant annet diagnoseopplysninger, og kobling mot andre registeropplysninger gjør det mulig å undersøke betydningen av mange ulike forhold. Vi har blant annet opplysninger om graviditet, som er viktig siden de gravide bidrar mye til kvinners sykefravær, og ikke nødvendigvis er jevnt fordelt blant alle grupper av kvinnelige arbeidstakere. En svakhet ved registerdataene er imidlertid at de ikke sier noe om for eksempel arbeidsmiljøfaktorer, og i liten grad om helse/arbeidsevne bortsett fra sykmeldingsdiagnoser og mottak av uføretrygd (som kan kombineres med arbeid og eventuelt sykmelding).

Om forskningen på feltet

De fleste studier av årsaker til kjønnsforskjeller i sykefravær tar utgangspunkt enten i forhold knyttet til arbeidslivet, eller i grenseflaten mellom arbeid og familieliv. Førstnevnte forklaringsmåte går gjerne ut på at kjønnssegregeringen i det norske arbeidslivet fører til at kvinner har mer slitsomme jobber enn menn, og at høyere belastning i arbeidet fører til høyere risiko for sykefravær blant kvinner enn blant menn. Denne forklaringsmåten kan vi kalle «segregeringshypotesen». Den andre vanlige forklaringsmåten går ut på at kvinner i større grad enn menn har (hoved) ansvar for familie, hjem og barn i tillegg til lønnet arbeid og derfor har høyere samlet belastning i arbeid og på fritiden, samt høyere risiko for sykefravær som følge av det. Denne forklaringen kalles gjerne «dobbeltarbeidshypotesen», men den må ikke nødvendigvis tolkes som at kvinner bruker mer tid samlet sett på lønnsarbeid og ubetalt arbeid på fritiden (noe som ikke støttes av tidsbruksundersøkelser). «Dobbeltarbeid» kan like gjerne handle om det større ansvaret (eller følelsen av ansvar) kvinner opplever, og at bekymringer knyttet til dette kan bidra til sykdom og helseplager når det kombineres med lønnsarbeid. Dette kan tenkes å bli forsterket i noen situasjoner, for eksempel ved samlivsbrudd, syke barn eller barn med særskilte omsorgsbehov, eller andre problemer i familien, også knyttet til ansvar for gamle foreldre.

En gjennomgang av forskningen på feltet konkluderer med at den gir «lite støtte» til segregeringshypotesen og «begrenset støtte» til dobbeltarbeidshypotesen (Mastekaasa 2016: 125). Om begge hypotesene samlet sies det at «... det er svært usannsynlig at slike effekter kan være en hovedforklaring på kjønnsforskjellene i sykefravær» (Mastekaasa 2016: 143). Denne konklusjonen vil til en viss grad avhenge av hvilke (typer) studier man legger vekt på, i og med at ulike tilnæringer har sine styrker og svakheter. For eksempel fant Sterud (2014) at de (selvrapporterte) psykososiale forholdene på arbeidsplassen kan forklare omkring en fjerdedel av kjønnsforskjellen, mens Mastekaasa og Melsom (2014) fant at kjønnsforskjellen blir noe *større* når man sammenligner kvinner og menn i samme yrke. Kjønnforskjellen blir også større når kvinner og menn i både samme yrke og samme virksomhet blir sammenlignet (Mastekaasa og Dale-Olsen 2000). Når det gjelder dobbeltarbeidshypotesen, viser en fersk studie at sykefraværet øker for begge foreldre i småbarnsperioden, men mest blant kvinner, slik at kjønnsforskjellen også øker (Lima 2018). En annen studie, med i prinsippet samme studiedesign (Rieck og Telle 2013), fant ikke en slik økning i sykefraværet. En studie av effekten av antall barn på kvinners og menns sykefravær kan bidra ytterligere til å belyse dette. Det framkommer der at kvinner som får barn har sterkere økning i sykefraværet i årene etter fødsel enn menn, men at utviklingen i sykefraværet over tid er omtrent den samme for kvinner som ikke får barn og som er sammenlignbare med hensyn til alder, utdanning og landbakgrunn (Cools mfl. 2015: 328).

Andre forklaringer som har vært foreslått er kjønnsforskjeller i holdninger og normer og ulik sykdomsutfordring blant kvinner og menn. Heller ikke her er det klare funn. Hauge mfl. (2015) fant at kvinner og menn til dels har ulike holdninger, normer og preferanser, men at disse ikke kunne forklare kjønnsforskjellen i sykefraværet. Dette bekreftes i hovedsak av Løset mfl. (2018), som også fant at holdningene til sykefravær er mer liberale på arbeidsplasser med ulik kjønns sammensetning uansett om flertallet av de ansatte er kvinner eller menn. Hellevik mfl. (2019) fant derimot at kvinner konsekvent er noe mer liberale enn menn i forhold til hva som er akseptable årsaker til sykefravær. Men det må ikke nødvendigvis bety at de mer

liberale holdningene er en årsak til kvinners høyere sykefravær, det kan like gjerne være slik at de som har mer erfaring med sykdom og helseplager får mer liberale holdninger til slike hypotetiske spørsmål.

Problemstillinger i artikkelen

I denne artikkelen vil vi benytte NAVs registre til å vise hvor stor kjønnsforskjellen i sykefravær er og hvordan den varierer med ulike kjennetegn. Et av formålene er å undersøke ved hvilken alder det først oppstår en kjønnsforskjell i sykefravær, og ved hvilken alder den er størst. Vi vil også se på hvordan sammenhengen med alder påvirkes av å utelate de gravide. Dernest vil vi undersøke hvordan sykefraværet innen de ulike diagnosegruppene varierer etter kjønn. Aktuelle spørsmål er hvilke diagnosegrupper som bidrar mest til kjønnsforskjellen i sykefravær, og hvordan sykefraværet innen viktige diagnosegrupper varierer med alder.

Kjønnforskjellen varierer også med andre kjennetegn, og de fleste av disse grupperes i artikkelen under enten familierelaterte faktorer eller arbeidslivsfaktorer. For å finne ut om de deskriptive sammenhengene fortsatt er gyldige når det kontrolleres for flere forhold samtidig, blir det foretatt regresjonsanalyser (se faktaboks *Data og metode*). Metodene som benyttes gjør det ikke mulig å slå fast at sammenhengene er kausale, men formålet er å gi en antydning om hvor mye de ulike faktorene bidrar til kjønnsforskjellen i sykefravær.

Kvinner har 68 prosent høyere sykefravær enn menn

I 2018 hadde kvinner et totalt sykefravær på 7,4 prosent, mot 4,4 prosent for menn (tabell 1). For alle aldersgrupper samlet var den totale sykefraværsprosenten 68 prosent høyere for kvinner (inkludert gravide) enn for menn. Dette er den *relative kjønnsforskjellen* i sykefravær (se faktaboks *Data og metode*). Den legemeldte sykefraværsprosenten var 70 prosent høyere for kvinner enn for menn.² Egenmeldt fravær

² Dersom vi bare sammenligner antall tapte dagsverk, var det legemeldte fraværet 47 prosent høyere for kvinner enn for menn. Men samtidig hadde kvinner 15 prosent færre avtalte dagsverk. Til sammen gir dette altså en legemeldt sykefraværsprosent som er 70 prosent høyere enn for menn.

Data og metode

Datagrunnlaget for analysen er den kvartalsvise sykefraværstatistikken som utarbeides av NAV og SSB. Kvartalstallene aggregeres til hele år. Hoveddelen av analysen er avgrenset til legemeldt sykefravær siden det bare finnes svært begrensede opplysninger om det egenmeldte sykefraværet. Tall for viktige komponenter i det legemeldte sykefraværet som antall sykefraværstilfeller, gjennomsnittlig varighet og gjennomsnittlig sykmeldingsgrad, er basert på et tilknyttet datasett som er grunnlag for statistikk over varigheten av legemeldte sykefravær.

Identifikasjon av de gravide er basert på opplysninger om levendefødte barn fra folkeregisteret. Svangerskap som avbrytes eller ender med dødfødsel fanges dermed ikke opp. Siden 2017 er det siste året vi har opplysninger om svangerskap for, vil hoveddelen av analysen baseres på tall for 2017. Noen hovedtall gis for 2018 og tilbake til 2001.

Kjønnforskjellen i sykefravær måles både absolutt og relativt. *Den absolutte kjønnforskjellen* er differansen mellom kvinners og menns sykefravær målt i prosentpoeng. *Den relative kjønnforskjellen* beregnes ved å dividere kvinners sykefravær med menns sykefravær. Hvor mye kvinners sykefravær er høyere enn menns uttrykkes da i prosent.

Legemeldt sykefraværspersent beregnes slik: (Tapte dagsverk i alt) * 100 / (Avtalte dagsverk i alt)

For hver diagnosegruppe: (Tapte dagsverk med gitt diagnose) * 100 / (Avtalte dagsverk i alt)

Sykefraværspersentene etter diagnosegruppe summerer seg opp lik den legemeldte sykefraværspersenten i alt.

En rekke ulike kjennetegn kobles på fra NAVs registre. Generelle individkarakteristika er kjønn, alder, graviditet, bostedsfylke, landbakgrunn og om man mottok uføretrygd i 2016. De øvrige kjennetegnene inndeles i to grupper:

- Familierelaterte kjennetegn: Antall barn under 18 år, sivilstatus og om man er enslig forsørger (mottar utvidet barnetrygd).
- Arbeidsrelaterte kjennetegn: Yrke, næring, sektor, pensjonsgivende inntekt i 2016, stillingsandel og antall ansatte i virksomheten.

Regresjonsanalyser

Regresjonsanalysene er basert på tverrsnittsanalyse av individdata med den legemeldte sykefraværspersenten i 2017 som avhengig variabel. Det benyttes her tosidrede yrkeskoder (unntatt for enkelte sjeldne yrkesgrupper) for å få en mer detaljert gruppering av yrke. Motsatt er noen mindre næringer slått

sammen, og både personer under 20 år og over 67 år er utelatt. For en liten andel av observasjonene mangler det opplysninger om enkelte kjennetegn. Disse utelates fra regresjonen.¹

Det blir utført to ulike regresjonsanalyser:

1) Generalisert lineær modell med robuste standardavvik (GEE) for klyngede data (hvert individ kan ha flere arbeidsforhold og både status som gravid og ikke gravid) og vektet etter antall avtalte dagsverk for å unngå at små arbeidsforhold får uforholdsmessig stor vekt. Her er det én modell for begge kjønn, og formålet er å vise hvor mye koeffisienten for kjønn (menn er referansekategori) endres som følge av at et nytt kjennetegn inkluderes, gitt at alle andre kjennetegn holdes konstante. Hvor mye koeffisienten for kjønn reduseres når andre variabler inkluderes, tolkes som et uttrykk for hvor mye av kjønnforskjellen de aktuelle variablene kan forklare (en lignende metode er benyttet i Sterud 2014). I basismodellen (modell 0) er det bare kontrollert for kjønn, alder, bostedsfylke, landbakgrunn, om personen mottok uføretrygd i 2016, og graviditet. Modell 1 utvider basismodellen med de familierelaterte variablene nevnt over. Modell 2 utvider i stedet basismodellen med de arbeidsrelaterte variablene (antall ansatte i virksomheten hadde liten betydning og ble utelatt). I modell 3 (den fulle modellen) inkluderes alle variabler samtidig. I tillegg ble det forsøkt å inkludere samspillsvariabler for graviditet og de familierelaterte variablene, men de hadde liten betydning og ble derfor utelatt.

2) Blinder-Oaxaca dekomponering basert på en regresjonsmodell uten klyngede standardavvik, men vektet etter antall avtalte dagsverk. Dette er en metode som tar utgangspunkt i to grupper (her kvinner og menn) med ulik verdi på den avhengige variabelen (her sykefraværspersenten). Metoden dekomponerer differansen mellom gjennomsnittstallene for de to gruppene i hvor mye som kan forklares av at de har ulike verdier på forklaringsvariablene, og en uforklart del. Hver av disse komponentene fordeles også på de ulike forklaringsvariablene. Dekomponeringen angir dermed hvor mye av differansen mellom kvinner og menn som skyldes at kvinner oftere har et kjennetegn som går sammen med høyt sykefravær, og en «uforklart» del som blant annet fanger opp at gitte kjennetegn kan ha ulik virkning på kvinners og menns sykefravær.

¹ Unøyaktigheter i datagrunnlaget gjør at enkelte individer er registrert med et sykefravær på over 100 prosent. Disse settes i regresjonsanalysene lik 100 prosent.

skiller seg ut med en langt mindre kjønnforskjell, men utgjør en liten del av det totale sykefraværet (i 2018 14 % for kvinner og 18 % for menn).

Kjønnforskjellen skyldes at flere kvinner enn menn sykmeldes

Tabell 2 viser de viktigste komponentene i sykefraværspersenten og hvor mye de betyr for kjønnforskjellen. En slik dekomponering er bare mulig for legemeldt sykefravær. I all hovedsak er det *antall*

Tabell 1. Totalt, legemeldt og egenmeldt sykefravær etter kjønn. Tapte dagsverk i prosent av avtalte dagsverk, og absolutt og relativ kjønnforskjell. 16–69 år. Hele 2018

	Kvinner	Menn	Absolutt kjønnforskjell (kvinner – menn)	Relativ kjønnforskjell (kvinner / menn)
Totalt sykefravær	7,4 %	4,4 %	+3,0 prosentpoeng	+68 %
Legemeldt sykefravær	6,3 %	3,7 %	+2,6 prosentpoeng	+70 %
Egenmeldt sykefravær	1,0 %	0,8 %	+0,2 prosentpoeng	+25 %

Kilde: NAV og SSB

sykefraværstilfeller som har betydning – målt per 1000 avtalte dagsverk er kjønnforskjellen her på 77 prosent. Kjønnforskjellen kan dermed i sin helhet forklares med at kvinner sykmeldes oftere enn menn. Kvinner har også noe lengre gjennomsnittlig varighet enn menn, mens lavere sykmeldingsgrad for kvinner (større bruk av gradering) og lavere stillingsandel for sykmeldte kvinner trekker i motsatt retning. Dette gjør at det er liten forskjell på antall tapte dagsverk per sykefraværstilfelle for kvinner og menn.

Når vi i stedet for sykefraværstilfeller ser på *antall personer med sykefravær*, blir bildet i stor grad det

samme: Målt per 1000 avtalte dagsverk i 2017 er andelen kvinner som startet et sykefravær 60 prosent høyere enn for menn (tabell 2). Forskjellen i antall sykefraværstilfeller skyldes altså i hovedsak at flere kvinner enn menn sykmeldes, selv om sykmeldte kvinner i noen grad også har flere sykefraværstilfeller enn sykmeldte menn.

Den relative kjønnforskjellen har økt, men ikke den absolutte

Det totale sykefraværet for både kvinner og menn har gått noe ned fra 2001 til 2018, som er den perioden vi har sammenlignbar sykefraværstatistikk for

Tabell 2. Dekomponering av legemeldt sykefravær etter kjønn, og absolutt og relativ kjønnforskjell. Sykefraværstilfeller som startet i 2017 *)

	Kvinner	Menn	Absolutt kjønnforskjell (kvinner – menn)	Relativ kjønnforskjell (kvinner / menn)
Antall sykefraværstilfeller	784 403	517 407	+266 996	+52 %
Sykefraværstilfeller per 1000 avtalte dagsverk	3,11	1,75	+1,36	+77 %
Tapte dagsverk per sykefraværstilfelle	20,6	21,0	-0,4	-2 %
<i>Herav: **)</i>				
Gjennomsnittlig varighet i dager per tilfelle	42,4	37,8	+4,6	+12 %
Gjennomsnittlig sykmeldingsgrad per tilfelle (%)	91,1	94,8	-3,7	-4 %
Antall personer med sykefravær	464 998	338 957	+126 041	+37 %
Personer med sykefravær per 1000 avtalte dagsverk	1,84	1,15	+0,69	+60 %
Tapte dagsverk per person med sykefravær ***)	34,8	32,1	+2,7	+8 %

*) Dekomponeringen er uøyaktig blant annet fordi varigheten er målt i kalenderdager og dermed ikke tar hensyn til at det ikke beregnes dagsverk på helligdager (inkl. lørdag og søndag).

**) En tredje komponent i tapte dagsverk per sykefraværstilfelle er de sykmeldtes stillingsandel. Denne er i gjennomsnitt lavere for kvinner enn menn, og trekker dermed i motsatt retning av gjennomsnittlig varighet.

***) Her er det vanskelig å foreta noen ytterligere dekomponering.

Kilde: NAV og SSB

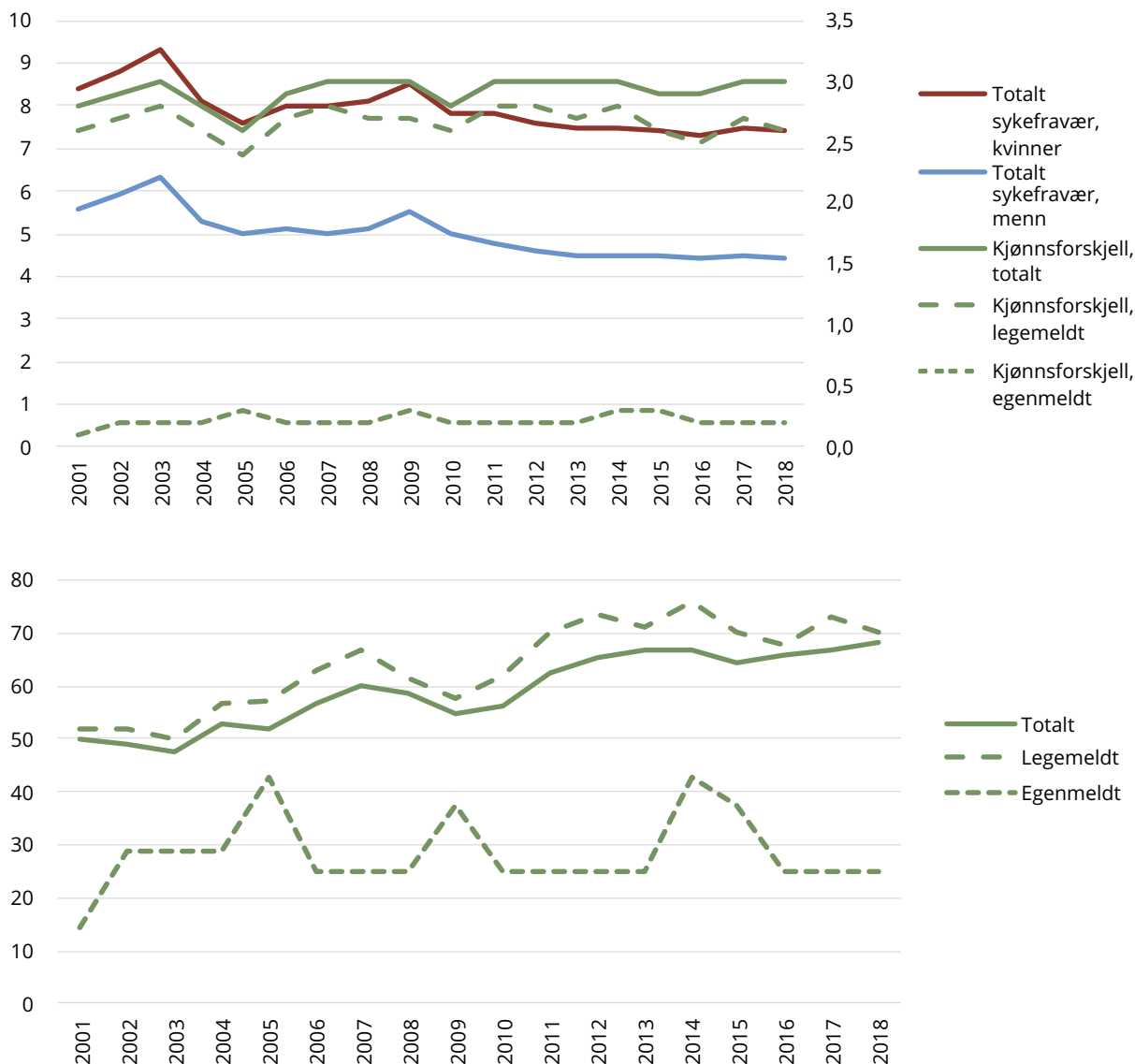
(figur 1a). I hele denne perioden har kvinner hatt om lag 3 prosentpoeng høyere totalt sykefravær enn menn, slik at den *absolutte* kjønnforskjellen har vært stabil. Det gjelder også det legemeldte sykefraværet, hvor kjønnforskjellen har vært stabil på drøyt 2,5 prosentpoeng.

Den relative nedgangen i sykefraværet har imidlertid vært større for menn enn kvinner, og den *relative* kjønnforskjellen har derfor økt (figur 1b). I 2001 var

kjønnforskjellen i det totale sykefraværet på 49 prosent, mens den altså i 2018 var økt til 68 prosent. Utviklingen har i stor grad vært den samme for legemeldt sykefravær.

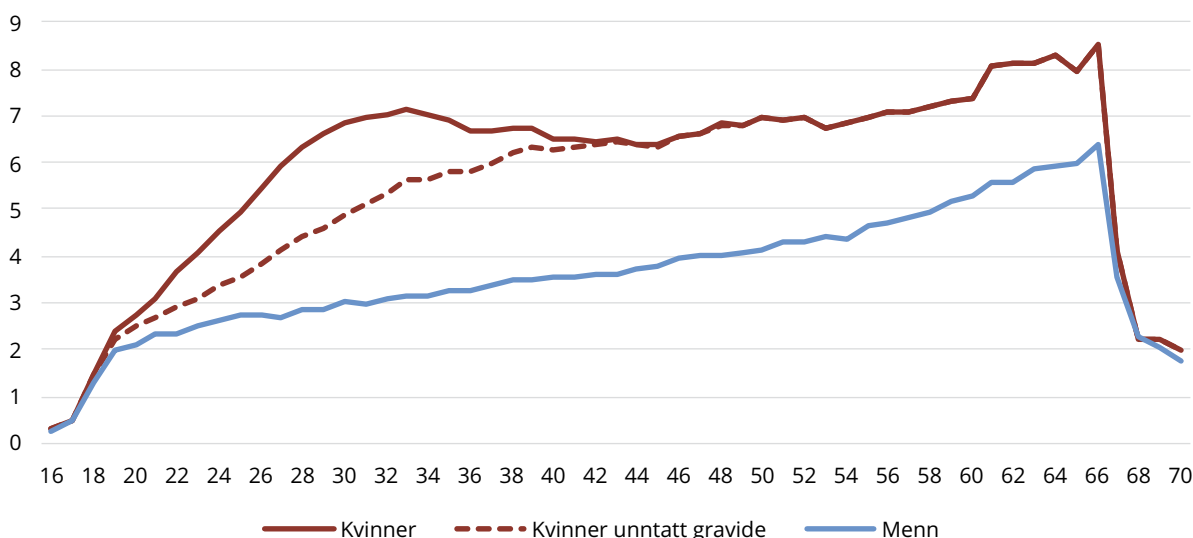
I resten av artikkelen skal vi se nærmere på faktorer som kan bidra til å forklare kjønnforskjellen i sykefraværet. Fra nå av ser vi bare på den *absolutte* kjønnforskjellen i det *legemeldte* sykefraværet i 2017. For enkelhets skyld bruker vi fortsatt betegnelsen «sykefraværet».

Figur 1. Utviklingen i sykefraværet og kjønnforskjellen i sykefravær. a) Totalt sykefravær etter kjønn (venstre akse) og den absolutte kjønnforskjellen i prosentpoeng (høyre akse), b) Den relative kjønnforskjellen (prosent høyere sykefravær blant kvinner enn menn). Hele 2001 - hele 2018



Kilde: NAV og SSB

Figur 2. Legemeldt sykefravær etter kjønn og ettårig alder. 2017. Med og uten gravide. Prosent



Kilde: NAV og SSB

Betydelig kjønnsforskjell på alle alderstrinn fra tidlig i 20-årene til 66 år

Sykefraværet øker naturlig nok med alderen (figur 2). For menn (blå kurve) er det en nokså jevn økning i sykefraværsprosenten for hvert alderstrinn fra 19 år fram til midten av 50-årene, og deretter noe sterkere fram til 66 år. For kvinner (heltrukken rød kurve) øker sykefraværet langt sterkere fram til 31 år, noe som åpenbart henger sammen med det høye sykefraværet til gravide. Men også når vi avgrensner til kvinner som ikke er gravide (stiplet rød kurve), øker sykefraværet langt mer markant med alderen enn hva som er tilfelle for menn, og denne utviklingen fortsetter til en viss grad helt fram til 39 år. Fra 50 års alder ser vi at sykefraværet øker noe svakere for kvinner enn menn. Dette kan henge sammen med at flere kvinner enn menn bruker opp sykepengere rettighetene og går over til å motta andre helserelaterede trygdeytelser (arbeidsavklaringspenger og uføretrygd) og dermed faller helt eller delvis ut av grunnlaget for sykefraværstatistikken.³

³ På de eldste og yngste alderstrinnene er sykefraværet lavt og kjønnsforskjellen liten. Dette kan blant annet forklares med at aldersgruppen over 67 år er en selektert gruppe i den forstand at de trolig er spesielt motiverte for å delta i arbeidslivet og har begrensede sykepengere rettigheter. De yngste på sin side har god helse og er kanskje i liten grad klar over sine trygderettigheter.

Kjønnsforskjellen når toppen med 4 prosentpoeng ved 31 år

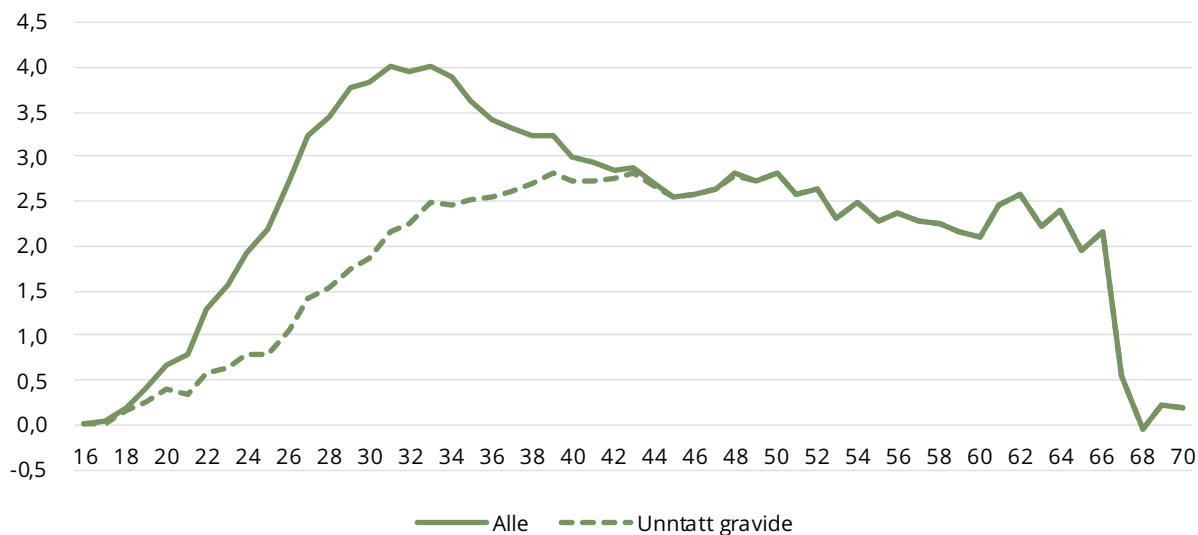
En kjønnsforskjell i sykefraværet blir så vidt synlig fra 19 år, og den øker fram til 31 år (figur 3). Den absolutte kjønnsforskjellen er da på 4 prosentpoeng. Dette inkluderer imidlertid gravide. De gravide skiller seg ut både med et svært høyt sykefravær og ved at sykefraværet deres i liten grad øker med alderen: Det øker fra 22 prosent ved 17 år til 28 prosent ved 22 år, men synker deretter, og fra 30 til 40 år ligger det stabilt på 22–24 prosent (ikke vist i figur). Blant de eldste gravide er sykefraværet igjen noe høyere.

Uten gravide: Størst kjønnsforskjell i alderen 39–50 år

Når vi holder de gravide utenfor, reduseres kjønnsforskjellen i det legemeldte sykefraværet fra 2,7 til 2,2 prosentpoeng, eller med 19 prosent.⁴ Den abso-

⁴ Når de gravide utelates, overvurderer vi sykefraværet for ikke-gravide kvinner noe. En årsak til dette er at vi ikke har mulighet til å skille ut gravide som ikke føder levende barn. Imidlertid er antallet tapte dagsverk med svangerskapsrelaterede diagnoser lavt for ikke-gravide kvinner. En annen årsak er at de gravide gjennomgående er unge og friske, og derfor sannsynligvis ville hatt et lavt sykefravær hvis de ikke var gravide. Betydningen av dette er imidlertid også beskjeden. Hvis vi erstatter avtalte og tapte dagsverk for de gravide med tilsvarende tall for kvinner på samme alder som ikke er gravide, reduseres kjønnsforskjellen med 20 prosent, og hvis vi setter tapte dagsverk for denne gruppen lik 0, reduseres den med 25 prosent.

Figur 3. Absolutt kjønnforskjell i legemeldt sykefravær, etter ettårig alder. 2017. Med og uten gravide. Differanse i prosentpoeng (kvinner – menn)

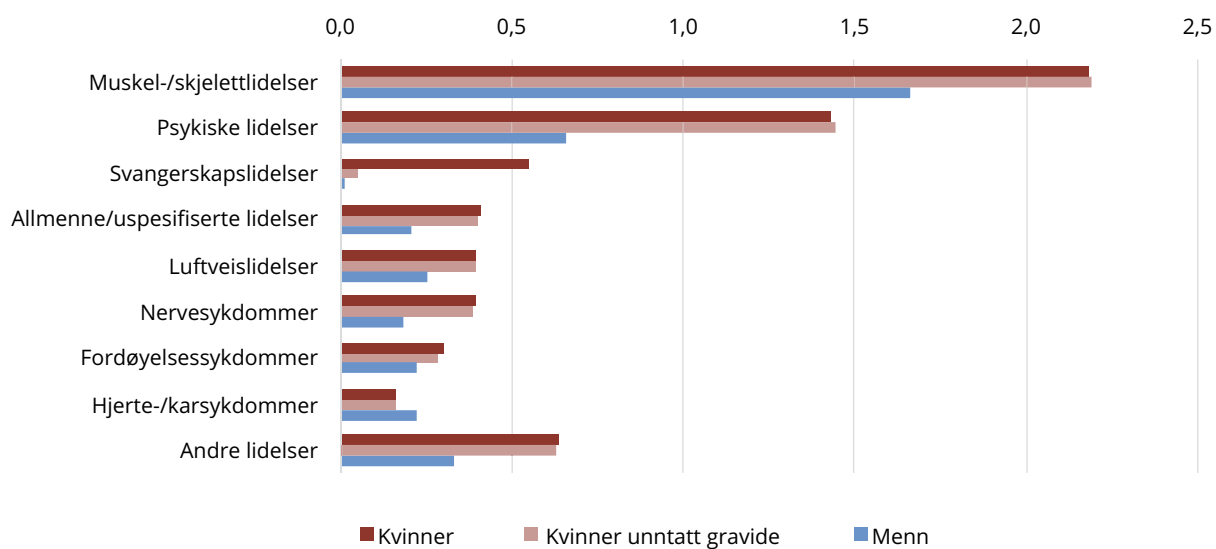


Kilde: NAV og SSB

lutte kjønnforskjellen fortsetter imidlertid da å øke fram til 39 år, men økningen er størst fram til 33 år. Det er ikke uten videre mulig å si om utviklingen av kjønnforskjellen i alderen 19 til 39 år henger sammen med forhold knyttet til familieliv, arbeidsliv eller annet. Det dreier seg om et ganske stort aldersspenn da mange både etablerer seg i yrkeslivet og får barn, men også en del år utover dette.

Kjønnforskjellen i sykefraværet fortsetter dessuten å ligge på mellom 2,5 og 3,0 prosentpoeng fra 39 år og helt fram til 50 år, og selv etter dette går den bare svakt ned (med unntak av de aller eldste). Som nevnt er det også flere kvinner enn menn som går over på andre helserelaterte ytelser, slik at det kan diskuteres om det er en reell nedgang i kjønnforskjellen etter 50 år.

Figur 4. Legemeldt sykefravær etter kjønn og diagnosegruppe. 2017. Med og uten gravide. Prosent



Kilde: NAV

Høyere sykefravær for kvinner i nesten alle diagnosegrupper

I 2017 var det legemeldte sykefraværet høyere for kvinner enn menn i alle diagnosegrupper unntatt hjerte-/karsykdommer (figur 4). Dette er tilfelle også når vi utelater de gravide. Det er først og fremst sykefravær med diagnoser innen psykiske lidelser, nervesykdommer og allmenne/uspesifiserte lidelser som er markant høyere for kvinner utenom gravide enn for menn (over dobbelt så høyt). Sykefraværet knyttet til psykiske lidelser var i 2017 på 1,4 prosent for kvinner og 0,7 prosent for menn, mens det for muskel-/skjelettlidelser var på 2,2 prosent for kvinner og 1,6 prosent for menn.

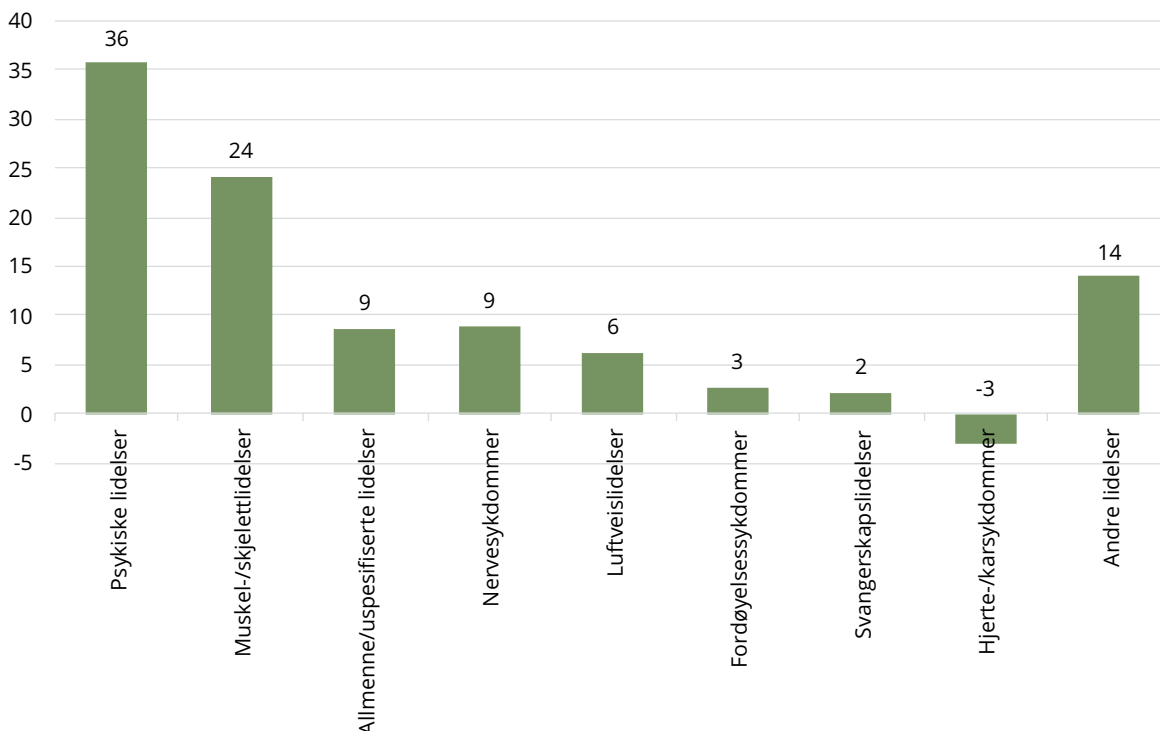
Blant de gravide står diagnosegruppen svangerskapslidelser for tre av fire tapte dagsverk (ikke vist i figur).⁵ De vanligste diagnosene i denne gruppen er generelle

eller knyttet til kvalme/brekninger, men det benyttes også diagnoser som indikerer mer alvorlige tilstander (jf. Helde og Nossen 2016: 131–133).

Psykiske lidelser har størst betydning for kjønnforskjellen

For å tydeliggjøre hvor mye sykefraværet innen hver diagnosegruppe bidrar til kjønnforskjellen i sykefravær, har vi prosentfordelt differansen mellom sykefraværet til kvinner utenom gravide og menn på diagnosegruppene. Psykiske lidelser står da for 36 prosent av kjønnforskjellen, mens muskel-/skjelettlidelser bidrar med 24 prosent (figur 5). Utover dette står nervesykdommer og allmenne/uspesifiserte lidelser for 9 prosent hver, mens luftveislidelser står for 6 prosent og «andre lidelser» 14 prosent. Svangerskapslidelser har liten betydning her siden de gravide er utelatt.

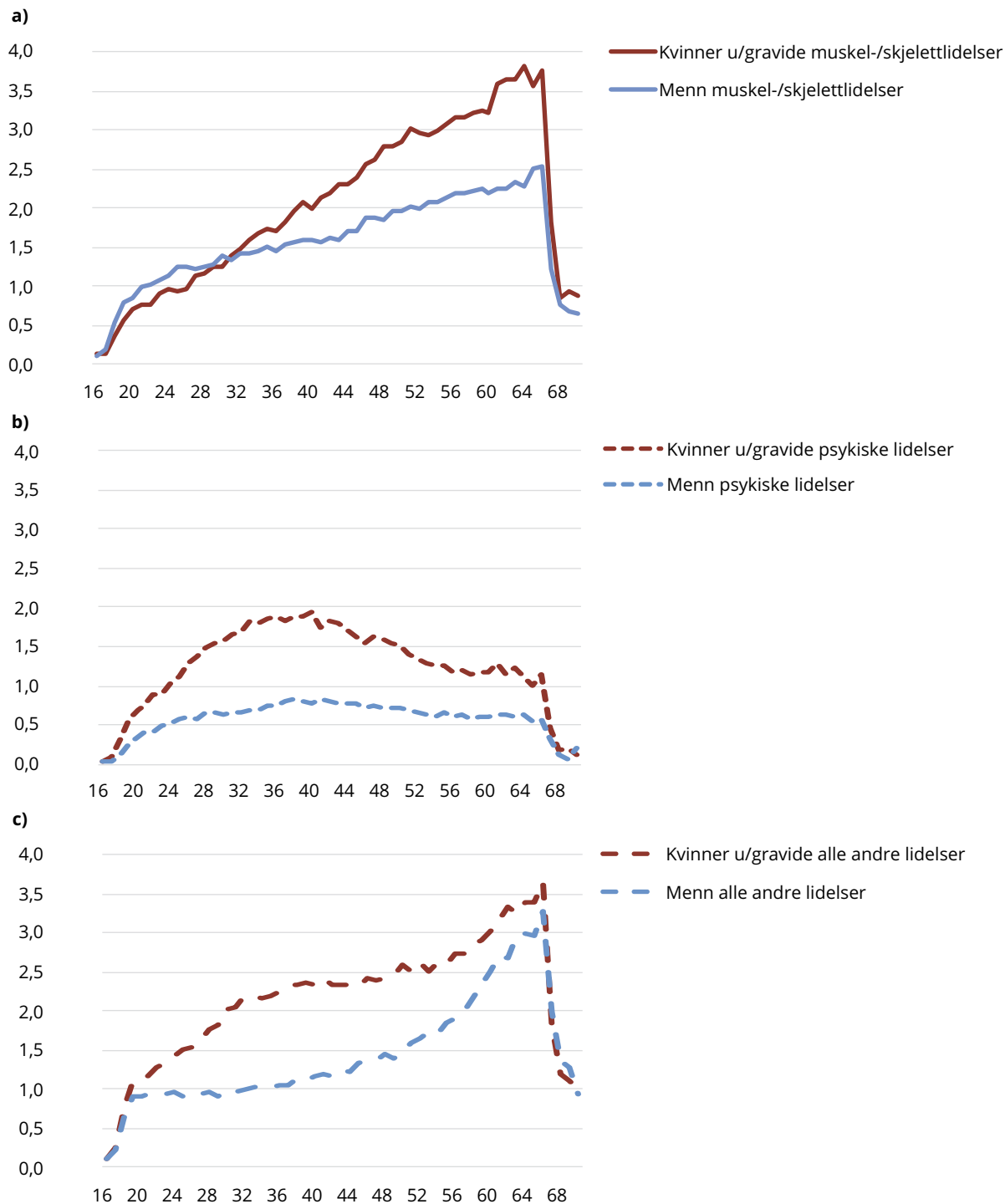
Figur 5. Differansen mellom legemeldt sykefravær for kvinner og menn, prosentfordelt etter diagnosegruppe. 2017. Uten gravide



Kilde: NAV

⁵ Dette kan henge sammen med refusjonsordningen for sykepenger i arbeidsgiverperioden knyttet til svangerskapsrelatert sykefravær. Sannsynligheten for å få refusjon vil være størst når det er benyttet klart svangerskapsrelaterte diagnoser.

Figur 6. Legemeldt sykefravær etter kjønn og alder. 2017. Uten gravide. Prosent. a) Muskel-/skjelettlidelser, b) Psykiske lidelser, c) Alle andre lidelser



Kilde: NAV

Diagnosesammensetningen varierer også noe etter kjønn med hensyn til hvor stor andel av de tapte dagsverkene som er knyttet til henholdsvis «sykdomsdiagnoser» og «symptomer og plager». For menn var andelen symptomer og plager i 2017 på 30 prosent, mot 39 prosent for kvinner, og 37 prosent for kvinner utenom gravide. Andelen var aller høyest for gravide med 54 prosent. Det er særlig innen psykiske lidelser og svangerskapslidelser at det er en høy andel knyttet til «symptomer og plager».

Muskel-/skjelettlidelser bidrar mest etter fylte 50 år

For å se på hvordan sykefraværet i ulike diagnosegrupper varierer med alder, har vi slått sammen alle unntatt de to største diagnosegruppene til «alle andre lidelser». Vi ser igjen bort fra de gravide. Sykefraværet knyttet til muskel-/skjelettlidelser viser seg å være lavere for kvinner enn menn fram til fylte 30 år, og heller ikke mye høyere ved 40 år (figur 6). Dette bryter med hovedresultatet om at kjønnforskjellen når toppen ved 39 år. Både sykefravær knyttet til psykiske lidelser og «alle andre lidelser» er derimot betydelig høyere for kvinner enn menn allerede fra tidlig i 20-årene, og forskjellen er størst omkring 30–40 år. Det er dermed sykefravær innen disse to hovedgruppene av diagnoser som skaper kjønnforskjellen i sykefravær fram til denne alderen. Imidlertid øker kjønnforskjellen knyttet til muskel-/skjelettlidelser jevnt fram til 66 år, og i aldersgruppen over 50 år er det denne diagnosegruppen som utgjør hovedtyngden av kjønnforskjellen. Det er også verdt å merke seg at økt bruk over tid av diagnoser innen psykiske lidelser, for eksempel som følge av økende aksept for psykiske lidelser, kan ha bidratt til at de yngre aldersgruppene i større grad har diagnoser innen psykiske lidelser, mens de eldre i større grad er registrert med diagnoser innen muskel-/skjelettlidelser.

Betydningen av familie- og arbeidsrelaterte forhold

Tabell V1 i vedlegg viser deskriptiv statistikk etter ulike kjennetegn, gruppert under familierelaterte individkjennetegn, arbeidsrelaterte faktorer og andre individkjennetegn. Den har tre deler: De to første kolonnene (del A) viser hvordan avtalte dagsverk for kvinner utenom gravide og menn er fordelt på ulike

kjennetegn (sammensetning). De neste to kolonnene (del B) viser hvordan den legemeldte sykefraværsprosenten varierer etter kjennetegn. Del B sier dermed noe om hvilke kjennetegn som er mulige «risikofaktorer» for høyt sykefravær, mens Del A kan antyde noe om de mulige «risikofaktorene» er mer utbredt blant kvinner enn menn. De to siste kolonnene (del C) viser hvordan den absolutte kjønnforskjellen i prosentpoeng, med og uten de gravide, varierer etter kjennetegn.

En første observasjon er at kvinner har høyere sykefravær enn menn i alle grupper, og det gjelder også når vi utelater de gravide. Dette indikerer at det er vanskelig å peke på én bestemt faktor som hovedårsak til kjønnforskjellen i sykefravær.

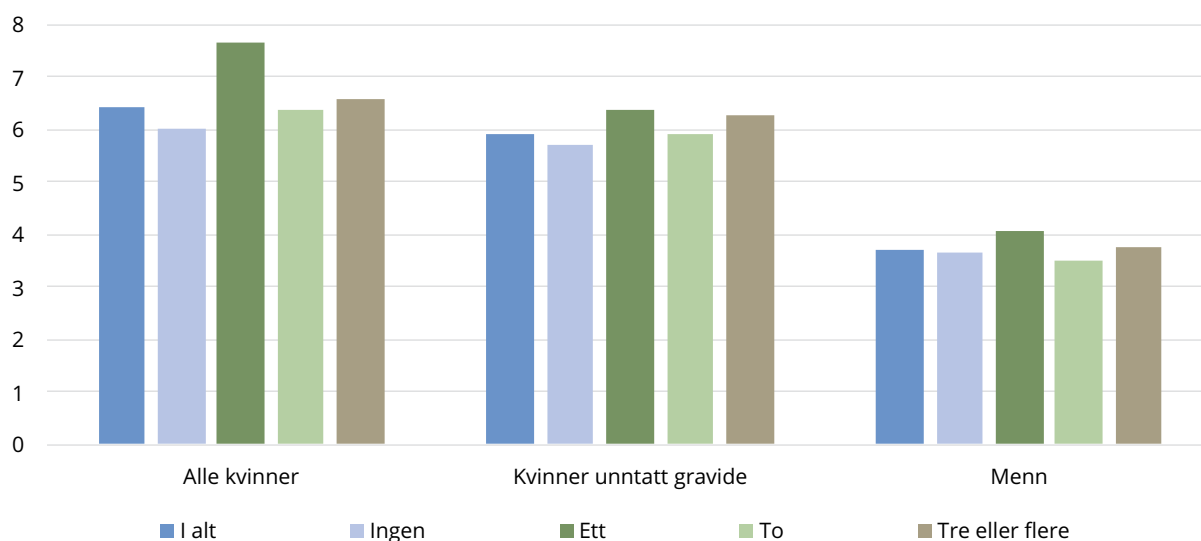
Sykefraværet varierer i liten grad med antall barn

En sentral variabel blant de familierelaterte kjennetegnene er antall barn. Litt flere kvinner enn menn har barn under 18 år (tabell V1), men det avgjørende for i hvilken grad dette bidrar til kjønnforskjellen vil være om sykefraværet er markant høyere blant dem som har ansvar for barn, og spesielt blant kvinner. Det viser seg at dette i liten grad er tilfelle (figur 7). For kvinner utenom gravide var sykefraværet 0,2–0,7 prosentpoeng høyere blant dem med barn enn blant dem som ikke har barn. Noe overraskende var sykefraværet høyest blant dem med ett barn. Dette kan muligens skyldes seleksjon. Det vil si at noen av dem som bare får ett barn har helsemessige utfordringer, eventuelt som følge av komplikasjoner under svangerskap og fødsel (jf. Lima 2018). Det er trolig også en seleksjon ved at de som ikke får barn i gjennomsnitt har dårligere helse enn dem som får barn (Bjørkenstam mfl. 2019). Dette kan medføre at vi undervurderer økningen i sykefraværet som følge av å ha barn.

Høyere sykefravær blant yngre med barn enn uten barn

Sannsynligheten for å ha barn under 18 år påvirkes naturlig nok av alder. Vi har derfor også sett på kjønnforskjellen på ulike alderstrinn blant dem med og uten barn. Her ser vi bort fra gravide. Vi finner da at aldersprofilen på sykefraværet er svært forskjellig for dem med og uten barn, men det gjelder både for kvinner og menn (figur 8). Blant dem på de lave alderstrinnene uten barn er sykefraværet lavt og kjønnforskjel-

Figur 7. Legemeldt sykefravær etter kjønn og antall barn under 18 år. 2017. Med og uten gravide

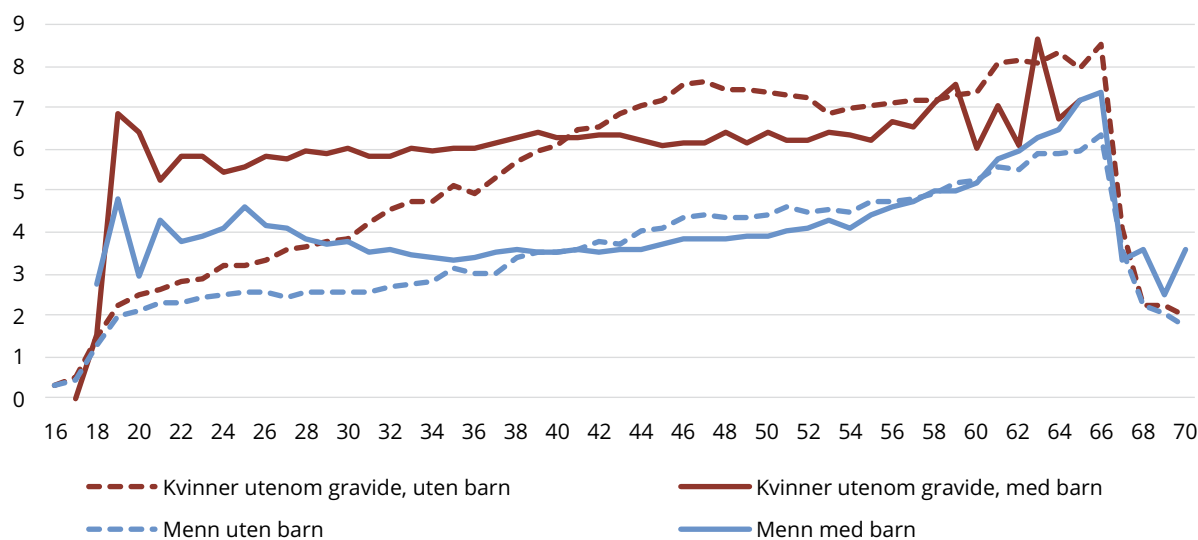


Kilde: NAV og SSB

len liten, men særlig kvinnenes sykefravær stiger markant med alderen fram til omkring 45 år. Ved denne alderen er det dermed en markant kjønnsforskjell. Blant dem som har barn er sykefraværet på yngre alderstrinn høyere både for kvinner og menn, og også her øker kjønnsforskjellen fram til omkring 35 år. Ut fra dette kan det se ut til at det å ha barn har mindre betydning for kjønnsforskjellen enn andre, ukjente faktorer.

Sykefraværet blant de gravide øker på sin side jevnt med antall barn de har fra før – fra 20 prosent blant dem uten barn til 32 prosent blant gravide med tre eller flere barn (ikke vist i figur/tabell). Det ser dermed ut til at det er en dobbeltarbeidseffekt blant gravide med barn fra før, og at denne øker med antall barn.⁶

Figur 8. Legemeldt sykefravær etter kjønn og alder. 2017. Med og uten barn under 18 år. Uten gravide



Kilde: NAV og SSB

⁶ Siden mange av de gravide har ett barn fra før (og noen har flere), bidrar dette til det høye sykefraværet blant kvinner med ett barn når gravide er inkludert.

Flere av de andre familierelaterte kjennetegnene er potensielle risikofaktorer for høyt sykefravær. Det gjelder blant annet sivilstatus, nærmere bestemt de tre gruppene med tidligere gifte. Både separerte, skilte og gjenlevende har høyere sykefravær enn gifte og ugifte både blant kvinner og menn (tabell V1).⁷ Alle disse gruppene står også for en større andel av avtalte dagsverk blant kvinner enn blant menn. For gravide er det bare blant skilte og separerte vi finner høyere sykefravær (ikke vist i figur/tabell).

En annen potensiell risikofaktor er å ha status som enslig forsørger. Andelen enslige forsørgere er dessuten fem ganger så høy for kvinner som for menn (tabell V1). Dette henger sammen med at kvinner oftere enn menn får hovedansvaret for barn etter samlivsbrudd, og kjennetegnet kan derfor også fange opp effekter knyttet til å være skilt eller separert. Vi ser at enslige forsørgere skiller seg mer ut med høyt sykefravær blant kvinner enn blant menn. Også her er økningen større for gravide – gravide som er enslige forsørgere (og som dermed har barn fra før) har et sykefravær på 32 prosent, mot 24 prosent for gravide ellers (ikke vist i figur/tabell). Siden forskjellen ikke er større, kan det se ut til at dette først og fremst fanger opp effekten av det å ha barn fra før.

Vanskelig å se klare sammenhenger med arbeidsrelaterte faktorer

Det er som kjent betydelige forskjeller mellom hvor kvinner og menn jobber, sett i forhold til yrke, næring og sektor, og det er også forskjeller i stillingsandel og inntekt. Når det gjelder yrkesinndelingen på øverste nivå, er den største forskjellen at langt flere kvinner enn menn jobber i salgs- og serviceyrker og akademiske yrker, mens flere menn blant annet jobber som håndverkere (tabell V1).⁸ Det er imidlertid bare salgs- og serviceyrker som går i forventet retning ved at denne yrkesgruppen både er kvinne-dominert og har høyere sykefravær enn gjennomsnittet for alle yrker. Blant håndverkere er sykefraværet forholdsvis høyt og i akademiske yrker forholdsvis lavt, så to av disse tre yrkesgruppene går i motsatt retning av å kunne forklare

kjønnforskjellen i sykefravær. Hovedårsaken til at flere kvinner jobber i akademiske yrker er imidlertid at sykepleiere og lærere er plassert i denne kategorien, og vi kan ikke utelukke at bildet kunne blitt noe annerledes hvis de hadde vært skilt ut. Vi skal komme tilbake til hvor mye yrke (og de andre kjennetegnene) kan forklare av kjønnforskjellen i regresjonsanalysen.

Når det gjelder næring og sektor så er det langt flere kvinner enn menn som jobber i kommunal forvaltning (tabell V1). Dette er også sektoren med det høyeste sykefraværet både for kvinner og menn. Men for menn er sykefraværet nesten like høyt i privat sektor (inkl. offentlige foretak), og det er her det store flertallet av menn jobber. Tilsvarende jobber langt flere kvinner enn menn innen helse- og sosialtjenester, og sykefraværet i denne næringen er høyere enn totaltallene for begge kjønn. Dette motsvares blant annet av at flere menn jobber i bygge- og anleggsvirksomhet, industri og transport og lagring. I alle disse næringene er imidlertid sykefraværet for menn høyere enn for menn totalt. Det er altså ikke lett å se et tydelig mønster.

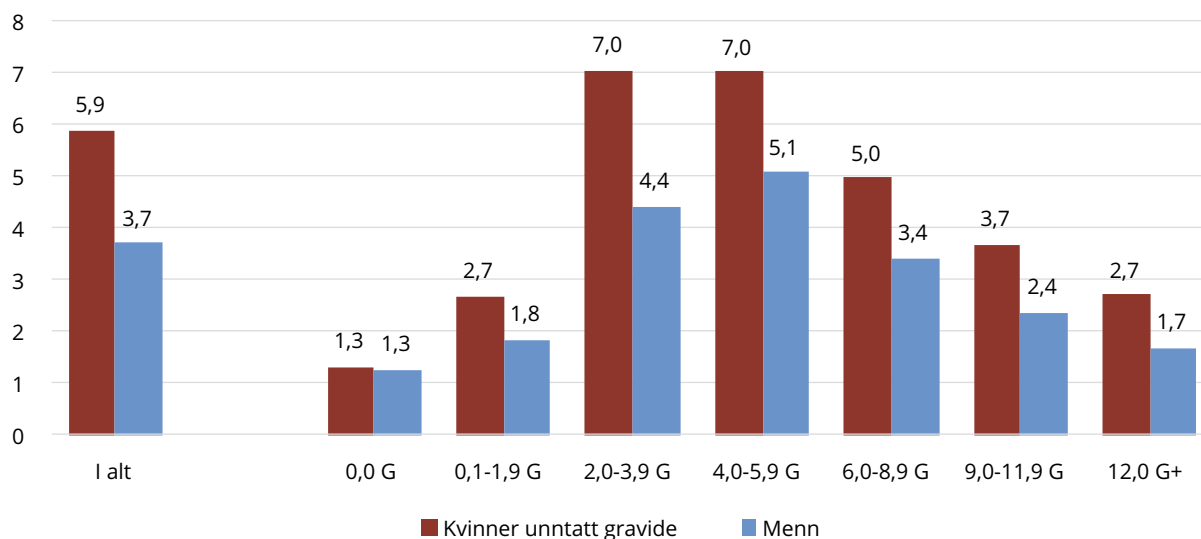
Et annet kjennetegn knyttet til arbeidssituasjon er stillingsandel. Kvinner jobber deltid i større grad enn menn (tabell V1), og gruppen med lang deltid (her 51–99 % stilling) har det høyeste sykefraværet både blant kvinner og menn. Dersom gruppen med lang deltid har høyere sykefravær på grunn av stort arbeidspress, kan det tenkes å bidra noe til kjønnforskjellen. Dette er imidlertid usikkert, siden sammenhengen like gjerne kan skyldes helsemessig seleksjon, det vil si at personer som allerede har helsemessige utfordringer velger å jobbe redusert stilling.

Klart høyest sykefravær ved middels inntekt

Det siste arbeidsrelaterte kjennetegnet vi har opplysninger om er inntekt. Her er andelen for kvinner høyest i spennet 4–5 G (grunnbeløpet i folketrygden), mens flere menn befinner seg i intervallet 6–8 G (tabell V1). Samtidig er det også flere kvinner enn menn med en inntekt på 3 G eller mindre, og flere menn med en inntekt på 9 G eller mer. Dette henger sammen med at kvinner i gjennomsnitt både jobber mindre enn menn (mer deltid og mindre overtid) og har lavere lønn. Det er også i de to inntektsgruppene 2–3 G og 4–5 G at sykefraværet er høyest både for kvinner og menn (figur 9).

⁷ Skillet mellom gifte og ugifte er lite interessant her, siden ugifte også omfatter samboere både med og uten felles barn.

⁸ Tallene er basert på øverste nivå i STYRK08.

Figur 9. Legemeldt sykefravær etter kjønn og inntekt året før i antall G (grunnbeløpet i folketrygden). 2017. Uten gravide

Kilde: NAV og SSB

Det ser altså ut til at inntekt kan være en faktor med potensiale til å forklare en del av kjønnforskjellen i sykefraværet. Sammenhengen mellom inntekt og sykefravær er imidlertid vanskelig å tolke. Inntekt er et mål på sosioøkonomisk status eller sosial klasse, og henger tett sammen med utdanning og yrke, som vi delvis kan kontrollere for i en regresjonsanalyse. Inntekt påvirkes også av stillingsandel, som vi kan kontrollere for. Det er mulig «effekten» av inntekt vil være mindre når disse variablene er kontrollert for, men inntekt kan også påvirke sykefraværet på andre måter. Når vi ser på inntekt som et mål på sosioøkonomisk status, er den forventede sammenhengen at sykefraværet synker med stigende inntekt. Dette forsterkes av at kompensasjonsgraden for sykepenger er lavere for personer med inntekt over 6 G, og selv om en del arbeidsgivere (blant annet i offentlig sektor) gir full dekning også utover dette, gjelder det ikke alle. En konsekvens av dette er at flere menn enn kvinner mottar mindre enn full lønn mens de er sykmeldt. Men vi finner altså den forventede sammenhengen bare for inntekter over 4–5 G. Det lave sykefraværet ved lavere inntekter må da forklares på annen måte. Det kan i noen grad skyldes at personer som jobber kort deltid har lavere sykefravær. En annen forklaring kan være at lave inntekter ikke gir rett til sykepenger, noe som bare gjelder inntekter under ½ G. Det er også mulig at en del personer med lave inntekter

har mer tilfeldige arbeidsforhold og derfor ikke oppfyller kravet om fire ukers opptjeningsstid. I tillegg kan det bidra at personer med korte, tilfeldige arbeidsforhold ikke er klar over at de har rett til sykepenger, og det kan dreie seg om en selektert gruppe som er yngre og har bedre helse enn gjennomsnittet.

Resultater av regresjonsanalysene

I regresjonsanalysene analyseres individdataene for legemeldt sykefravær i 2017 (sykefraværsprosenten). Tabell 3 viser resultatene av den første analysen. I den enkleste modellen hvor bare kjønn er inkludert, er koeffisienten til konstantleddet estimert lik 3,79, som tilsvarende sykefraværsprosenten for menn (som er referansekategori for kjønn). Regresjonskoeffisientene for kjønnsvariabelen i første kolonne uttrykker hvor mange prosentpoeng det legemeldte sykefraværet vil øke dersom kjønnsvariabelen endres fra mann til kvinne, samtidig som et økende antall variabler holdes konstante. Den andre kolonnen viser hvor mye kjønnforskjellen reduseres når de angitte kontrollvariablene inkluderes (andelene er beregnet ut fra hvor mye koeffisienten for kjønn reduseres når nye variabler tas inn i modellen). Vi tolker dette som hvor stor andel av kjønnforskjellen variablene kan forklare. Den tredje kolonnen viser hvor mye av kjønnforskjellen som er forklart totalt.

Graviditet forklarer 20 prosent av kjønnforskjellen

De inkluderte basiskjennetegnene alder, bostedsfylke, landbakgrunn og mottak av uføretrygd i 2016 fører til at kjønnforskjellen bare reduseres med 2 prosent, og den eneste av disse variablene som betyr noe er mottak av uføretrygd. Denne variabelen fanger opp at flere kvinner enn menn mottok uføretrygd året før, og disse har høyere sykefravær enn gjennomsnittet (kontrollert for blant annet alder). Når også graviditet inkluderes i modell 0, øker den forklarte andelen fra 2 til 22 prosent.

Graviditet alene kan dermed forklare 20 prosent av kjønnforskjellen, noe som er omtrent det samme som vi fant i den deskriptive analysen. Det har liten betydning hvilken rekkefølge variablene inkluderes i.

De arbeidsrelaterte faktorene ser ut til å forklare mer enn de familierelaterte

I modell 1 har vi inkludert de familierelaterte variablene. Vi ser at når antall barn under 18 år inkluderes, reduseres ikke kjønnforskjellen. Dette henger sammen med at

Tabell 3. Resultat av regresjonsanalyse med legemeldt sykefraværspersent i alt (2017) som avhengig variabel. Effekt av kjønn ved ulike modellspesifikasjoner med inklusjon av én variabel av gangen

Inkluderte variabler	Regresjonskoeffisient for kjønn (prosentpoeng økning i sykefraværet for kvinner)	Hvor mye reduseres kjønnforskjellen når variabelen inkluderes?	Hvor mye er kjønnforskjellen redusert i alt?
<i>Modell 0: Basismodell</i>			
Konstantledd	3,79**	(tilsvarende sykefraværspersenten for menn)	
Kun kjønn	2,81**	–	–
+Alder (inkl. kvadrert)*	2,80**	0 %	0 %
+Bostedsfylke (19 grupper)	2,81**	0 %	0 %
+Landbakgrunn (6 grupper)	2,81**	0 %	0 %
+Uføretrygdet	2,76**	2 %	2 %
+Gravid	2,19**	20 %	22 %
<i>Modell 1: Basismodellen pluss familierelaterte variabler</i>			
+Antall barn under 18 år (4 grupper)	2,19**	0 %	22 %
+Sivilstatus (5 grupper)	2,14**	2 %	24 %
+Enslig forsørger	2,06**	3 %	27 %
<i>Modell 2: Basismodellen pluss arbeidsrelaterte variabler</i>			
+Yrke (39 grupper)	2,12**	3 %	25 %
+Næring (13 grupper)	2,04**	2 %	27 %
+Sektor (3 grupper)	2,01**	1 %	28 %
+Inntekt (inkl. kvadrert)*	1,86**	6 %	34 %
+Stillingsandel (inkl. kvadrert)*	1,83**	1 %	35 %
<i>Modell 3: Full modell</i>			
Alle variabler inkludert	1,72**	–	39 %
N=3 469 147 (antall kombinasjoner av individ, arbeidsforhold og status gravid/ikke gravid; 2 530 168 individer)			

*: Alder (ettårig), inntekt (i antall G) og stillingsandel (i prosent) er standardisert ved å trekke fra et tilnærmet gjennomsnitt. Inntekter over 20 G er satt lik 20 G.

** : Statistisk signifikant på 99 % nivå.

Kilde: NAV

kvinner og menn har omtrent lik fordeling på antall barn, og modellen som er benyttet her fanger ikke opp at de kan påvirkes ulikt av å ha barn. Derimot reduserer sivilstatus betydningen av kjønn noe, og status som enslig forsørger litt mer. Årsaken er at flere kvinner enn menn er registrert som enslige forsørgere og som separert, skilt eller gjenlevende. Alle disse kjennetegnene er, som vi har sett, forbundet med høyere sykefravær. Til sammen kan de to variablene ikke forklare mer enn 5 prosent av kjønnforskjellen (den forklarte andelen øker fra 22 % til 27 %). Dette må sees i lys av at modellen ikke tar hensyn til at sykefraværet til kvinner og menn kan påvirkes ulikt av en «risikofaktor» (et kjennetegn), noe som gjør at modellen ikke gir et fullstendig svar på hvor stor betydning de familierelaterte faktorene har for kjønnforskjellen i sykefravær.

Når de arbeidsrelaterte faktorene inkluderes i stedet for de familierelaterte (modell 2), reduseres kjønnforskjellen med 13 prosent (den forklarte andelen øker fra 22 % til 35 %), det vil si en del mer enn i modellen med familierelaterte variabler. Når bare yrke tas inn i modellen, reduseres kjønnforskjellen ikke med mer enn 3 prosent. Dette er ikke overraskende, siden tidligere forskning viser at kontroll for detaljert yrke snarere øker enn reduserer kjønnforskjellen (Mastekaasa og Dale-Olsen 2000; Mastekaasa og Melsom 2014). Inntekt bidrar mest av de arbeidsrelaterte variablene til å forklare kjønnforskjellen (6 % forklares).

Mer enn en tredjedel av kjønnforskjellen forklares når alle variabler er inkludert

Når alle variablene er inkludert (modell 3), er 39 prosent av kjønnforskjellen i det legemeldte sykefraværet fjernet (forklart). Mens kvinners sykefravær i utgangspunktet var 2,81 prosentpoeng høyere enn for menn (det vil si $6,60 \% = 3,79 + 2,81$), er det i den fulle modellen hvor alle variablene er inkludert 1,60 prosentpoeng høyere. Men godt over halvparten av kjønnforskjellen er altså fortsatt uforklart.

12 prosent av kjønnforskjellen utenom gravide skyldes at kvinner og menn har ulike kjennetegn

En svakhet ved modellene vi har benyttet over er at de ikke fanger opp at et kjennetegn kan ha ulik effekt på kvinners og menns sykefravær. Vi har derfor også utført sepa-

rate regresjonsmodeller for kvinner og menn og forsøkt å dekomponere kjønnforskjellen i hvor mye som kan forklares av at kvinner og menn har ulik fordeling på kjennetegn, og hvor mye som ikke kan det. Hver av disse komponentene fordeles videre på de ulike forklaringsvariablene. Dekomponeringen angir dermed hvor mye av differansen mellom kvinner og menn som skyldes at kvinner oftere har et kjennetegn som går sammen med høyt sykefravær, og en «uforklart» del. Den «uforklarte» delen fanger blant annet opp at kjennetegnene i modellen kan påvirke kvinners og menns sykefravær ulikt. I tillegg inneholder den et konstantledd som fanger opp forskjeller mellom «referansepersonen» for henholdsvis kvinner og menn, samt effekter av uobserverte kjennetegn. Dette kan for eksempel dreie seg om helse/arbeidsevne, muligheter for tilrettelegging/bruk av gradert sykmelding, og holdninger, normer og motivasjon, gitt at det er kjønnforskjeller i disse som påvirker sykefraværet ulikt for kvinner og menn. Siden forklaringsfaktorene i denne analysen må være de samme for kvinner og menn, må gravide utelates.

Med denne metoden finner vi at bare 12 prosent av kjønnforskjellen i sykefraværet (0,28 prosentpoeng) kan forklares med at kvinner har andre verdier på forklaringsvariablene enn menn (tabell 4). Det er ikke uventet at den forklarte andelen er mindre her enn i den første regresjonsanalysen, siden vi ikke lenger har med graviditet som forklaringsfaktor. Vi finner igjen at hverken de generelle individkjennetegnene eller de familierelaterte kjennetegnene kan forklare særlig mye av kjønnforskjellen. Av de arbeidsrelaterte faktorene finner vi at yrkessammensetningen trekker i motsatt retning av å forklare kjønnforskjellen, noe som er i tråd med tidligere forskning (Mastekaasa og Dale-Olsen 2000, Mastekaasa og Melsom 2014). Andre av de arbeidsrelaterte variablene bidrar imidlertid til å forklare noe av kjønnforskjellen, og igjen er det inntekt som bidrar mest ved å forklare 11 prosent av kjønnforskjellen. Resultatene bekrefter altså i stor grad det vi fant i den første regresjonsanalysen.

Kolonnen for «uforklart» gir ytterligere informasjon, men er vanskelig å tolke. Både yrke og alder bidrar her i motsatt retning av å forklare kjønnforskjellen. Når det gjelder alder, tolker vi det som at sykefraværet øker mindre med alderen for kvinner enn for menn, alt annet likt. Tilsvarende kan det for yrke bety at

Tabell 4. Blinder-Oaxaca dekomponering av differansen i legemeldt sykefraværprosent mellom kvinner (utenom gravide) og menn, i en «forklart» og en «uforklart» andel. Basert på separate, lineære regresjonsmodeller for kvinner og menn. 2017

Variabler	Differanse i prosentpoeng (koeffisient)	Forklart	Uforklart	Prosent forklart
I alt	2,281**	0,283**	1,997**	12,4 %
Konstantledd	2,947**	-	2,947**	-
Alder (inkl. kvadrert)*	-0,330**	0,046**	-0,376**	2,0 %
Bostedsfylke	-0,014**	-0,000**	-0,014**	0,0 %
Landbakgrunn	-0,087**	0,027**	-0,114**	1,2 %
Uføretrygd året før	0,089**	0,021**	0,068**	0,9 %
Antall barn under 18 år	-0,090**	0,004**	-0,094**	0,2 %
Sivilstatus	0,137**	0,032**	0,105**	1,4 %
Enslig forsørger	0,099**	0,018**	0,081**	0,8 %
Yrke	-1,178**	-0,229**	-0,949**	-10,0 %
Næring	0,213**	0,138**	0,075**	6,1 %
Sektor	0,255**	-0,061**	0,316**	-2,7 %
Inntekt (inkl. kvadrert)*	0,042**	0,247**	-0,205**	10,8 %
Stillingsandel (inkl. kvadrert)*	0,197**	0,040**	0,157**	1,8 %

*: Alder (ettårig), inntekt (i antall G) og stillingsandel (i prosent) er standardisert ved å trekke fra et tilnærmet gjennomsnitt. Inntekter over 20 G er satt lik 20 G.

** : Statistisk signifikant på 99 % nivå.

Kilde: NAV

kvinner får mindre igjen (i form av redusert sykefravær) enn menn for å jobbe i et yrke med lavt sykefravær. Ingen av de andre variablene bidrar med noe særlig til den uforklarte andelen. Konstantleddet er som nevnt vanskelig å tolke og vil først og fremst fange opp effekter av uobserverte kjennetegn.

Drøfting og konklusjon

Vi har sett at det med utgangspunkt i registerdata er vanskelig å gi noe klart svar på hvilke som er de viktigste faktorene bak kjønnforskjellen i sykefravær. Regresjonsresultatene viser at graviditet alene kan forklare 20 prosent av kjønnforskjellen. Utover dette bidrar de arbeidsrelaterte faktorene, og først og fremst inntekt, til å forklare 13 prosent av kjønnforskjellen, mens de familierelaterte faktorene bare kunne forklare 5 prosent. Resultatene bekrefter dermed at hverken dobbeltarbeidshypotesen eller segregeringshypotesen ser ut til å kunne være en hovedforklaring på

kjønnforskjellen i sykefravær (Mastekaasa 2016). Selv om inntekt bidrar til å forklare en del, fanger inntektsvariabelen egentlig bare opp at kvinner i større grad enn menn befinner seg på et inntektsnivå hvor sykefraværet gjennomgående er høyt (noe under midtels inntektsnivå), og forklarer dermed ikke hvorfor dette skulle gi høyere sykefravær.

Dekomponeringsanalysen viser i stor grad det samme. Her kan ulik fordeling av kvinner og menn på kjennetegn (ulik sammensetning) bare forklare 12 prosent av kjønnforskjellen når gravide er utelatt. Igjen finner vi at inntekt er den forklaringsfaktoren som bidrar mest, mens de andre arbeidsrelaterte forholdene forklarer lite av kjønnforskjellen. Dette kan tyde på at arbeidsforhold spiller en rolle, men ikke gjennom ulik fordeling av kvinner og menn på faktorer som yrke og næring, noe som er i tråd med tidligere forskning (Mastekaasa og Dale-Olsen 2000, Mastekaasa og Melsom 2014). Hva som ligger bak den påviste sam-

menhengen mellom inntekt og sykefravær bør være en problemstilling i framtidig forskning.

Når det gjelder de familierelaterte variablene, gjorde ikke analysen det mulig å kontrollere for helsemessig seleksjon til det å få barn. Økningen i sykefraværet som følge av å ha barn kan være undervurdert fordi de som har barn (og særlig de som har flere barn) i gjennomsnitt er friskere enn dem på samme alder som ikke har barn (jf. figur 8). Det kan også være at det å benytte antall barn under 18 år som forklaringsfaktor ikke godt nok fanger opp en «dobbel byrde» for kvinner som har barn, siden en slik effekt i stor grad kan være begrenset til perioden da barna er små. Det er likevel ikke grunn til å tro at dette ville forandret bildet i særlig grad. Ikke minst er småbarnsperioden for de fleste en nokså kort periode i livet, så eventuelle «dobbelarbeidseffekter» som bare gjelder i denne perioden vil uansett ikke kunne være en hovedforklaring på kjønnforskjellen. Den markante kjønnforskjellen blant dem som ikke har barn peker i samme retning, og kjønnforskjellen viser seg dessuten å være høy etter fylte 40 år og helt fram til pensjonsalder. Disse funnene er i tråd med tallene presentert i Cools mfl. (2015), som nevnt i innledningen.

Vi har imidlertid sett at andre familierelaterte faktorer som separasjon/skilsmiss og å være gjenlevende eller enslig forsørger kan bidra til å forklare en liten del av kjønnforskjellen. Vi kan for øvrig ikke utelukke at komplikasjoner ved svangerskap, fødselsdepresjon og fødselsskader kan bidra til økt sykefravær blant kvinner i årene etter fødsel, men dette vil i så fall fanges opp av kjennetegnet «har barn».

En annen svakhet ved analysene i denne artikkelen er at registerdataene ikke inneholder informasjon om for eksempel arbeidsmiljøforhold eller holdninger og normer, og heller ikke om helsetilstanden til dem som ikke er sykmeldt (unntatt om de mottok uføretrygd året før). Det kan også tenkes at modellene ville forklart en større andel av kjønnforskjellen dersom flere kjennetegn hadde vært tilgjengelig. For eksempel kunne det vært ønskelig å ha informasjon om varigheten av nåværende og tidligere arbeidsforhold. Men slike opplysninger er krevende å håndtere. Vi har heller ikke hatt opplysninger om utdanningsnivå utover

det som fanges opp av yrkesinndelingen. Endelig er også de familierelaterte faktorene ufullstendige ved at de ikke tidfester tidspunktet for separasjon og skilsmiss eller når partner dør.

Den store uforklarte andelen i analysene indikerer at andre faktorer enn dem vi har hatt informasjon om har betydning for kjønnforskjellen. Vi har sett at det er en kjønnforskjell i sykefraværet innen stort sett alle diagnosegrupper. Psykiske lidelser bidrar mest, men det kan ikke utelukkes at legens valg av sykmeldingsdiagnose påvirkes av pasientens kjønn. En del av kjønnforskjellen i sykefravær ser ut til å skyldes kjønnforskjeller i helse og sykdomsattferd – eller ulik sårbarhet – som ikke kan knyttes spesielt til hverken arbeidsliv eller familiesituasjon. I den tidligere nevnte kunnskapsoversikten legges det vekt på at slike kjønnforskjeller kan være stede allerede før starten på yrkeskarriere og familieetablering (Mastekaasa 2016: 139–142). Her kan vi for eksempel nevne Ungdata-undersøkelsen, som finner at jenter i ungdomsskolen og videregående skole oftere enn gutter opplever mye press/stress i hverdagen, at de er ganske mye eller veldig mye plaget av depressive symptomer og at de ikke er fornøyd med egen helse (Bakken 2018). Et annet moment som kan ha betydning er at det er påvist visse kjønnforskjeller i personlighet, særlig skårer kvinner høyere enn menn på personlighetstrekene nevrotisisme og medmenneskelighet (NOU 3-2019: 80).⁹ Det er naturlig å anta at høyere forekomst av nevrotisisme kan ha betydning særlig for sykefravær knyttet til psykiske lidelser. Det er også påvist kjønnforskjeller i forekomsten av ulike typer psykososiale lidelser. Som henvisningsgrunn til psykisk helsevern er eksternaliserende (utagerende) lidelser vanligst hos gutter og internaliserende (innagerende) lidelser vanligst hos jenter (NOU 3-2019: 84). Det er sannsynlig at også slike forhold har betydning for kjønnforskjellene i sykefravær, i og med at sykefravær i sin natur er en tilbaketrekkingmekanisme og dermed kan antas å være forbundet med innagerende atferd. Det er likevel usikkert hvor mye slike faktorer kan bidra til å forklare av kjønnforskjellen i sykefraværet.

.....
⁹ Definisjon: «Nevrotisisme måler grad av emosjonell ustabilitet, psykisk ubehag, psykisk reaktivitet, men også vedvarende negative emosjoner, inkludert depressive og engstelige følelser» (Store norske leksikon).

Referanser

- Bakken, Anders (2018) *Ungdata. Nasjonale resultater 2018*. Rapport 8/18. Oslo: NOVA.
- Bjørkenstam, Charlotte, Cecilia Orellana, Krisztina D. László, Pia Svedberg, Margaretha Voss, Ulrik Lidwall, Petra Lindfors og Kristina Alexanderson (2019) «Sickness absence and disability pension before and after first childbirth and in nulliparous women: longitudinal analyses of three cohorts in Sweden». *BMJ Open*, 9, e031593.
- Cools, Sara, Simen Markussen og Marte Strøm (2015) «Menns og kvinners sykefravær: Hvilken rolle spiller antall barn?». *Søkelys på arbeidslivet*, 4, 325–343.
- Hauge, Karen Evelyn, Simen Markussen, Oddbjørn Raaum og Marte Eline Ulvestad (2015) «Kan kjønnforskjellen i sykefravær forklares av holdninger, normer og preferanser?». *Søkelys på arbeidslivet*, 4, 298–324.
- Helde, Ingunn og Jon Petter Nossen (2016) «Sykefravær blant gravide 2001–2014». *Arbeid og velferd*, 1/2016, 121–134.
- Hellevik, Tale, Ottar Hellevik og Kjersti Misje Østbakken (2019) «Kan det godtas å være hjemme fra jobben selv om en strengt tatt er frisk nok til å gå? Kjønnforskjeller i synet på uberettiget sykefravær». *Søkelys på arbeidslivet*, 1–2, 79–99.
- Lima, Ivar Andreas Åsland (2018) «Kjønnforskjeller i sykefraværet øker når par får barn». *Arbeid og velferd*, 105–126.
- Løset, Gøril Kvamme, Harald-Dale-Olsen, Tale Hellevik, Arne Mastekaasa, Tilmann von Soest og Kjersti Misje Østbakken (2018) “Gender equality in sickness absence tolerance: Attitudes and norms of sickness absence are not different for men and women”. *PLoS ONE*, 13 (8): e0200788.
- Mastekaasa, Arne (2016) «Kvinner og sykefravær». *Tidsskrift for velferdsforskning*, 2-2016, 125–147.
- Mastekaasa, Arne og Harald Dale-Olsen (2000) “Do women or men have the less healthy jobs? An analysis of gender differences in sickness absence”. *European sociological review*, 16 (3), 267–286.
- Mastekaasa, Arne og Anne May Melsom (2014) “Occupational segregation and gender differences in sickness absence: Evidence from 17 European countries”. *European sociological review*, 30 (5), 582–594.
- NOU nr. 3 (2019). *Nye sjanser – bedre læring. Kjønnforskjeller i skoleprestasjoner og utdanningsløp*. Oslo: Arbeids- og sosialdepartementet.
- Rieck, Karsten Marshall Elseth. og Kjetil Telle (2013) “Sick leave before, during and after pregnancy”. *Acta Sociologica*, 56 (2), 117–137.
- Sterud, Tom (2014) “Work-related gender differences in physician-certified sick leave: a prospective study of the general working population in Norway”. *Scandinavian journal of work, environment & health*, 40 (4), 361–369.

Vedlegg

Tabell V1. Deskriptiv statistikk etter ulike kjennetegn. Hele 2017

Kjennetegn	A. Andel av avtalte dagsverk *)		B. Legemeldt sykefravær, prosent		C. Absolutt kjønnsforskjell, prosentpoeng	
	Kvinner unntatt gravide	Menn	Kvinner unntatt gravide	Menn	Inkl. gravide	Ekskl. gravide
I alt	100,0	100,0	5,9	3,7	2,7	2,2
<i>Antall barn under 18 år</i>						
Ingen	57,2	58,6	5,7	3,7	2,4	2,0
Ett	16,7	16,9	6,4	4,1	3,6	2,3
To	19,2	17,6	5,9	3,5	2,9	2,4
Tre eller flere	6,9	6,9	6,3	3,8	2,8	2,5
<i>Enslig forsørger</i>						
Nei	94,3	98,9	5,7	3,7	2,6	2,0
Ja	5,7	1,1	8,6	5,0	4,0	3,7
<i>Sivilstatus</i>						
Ugift	42,2	46,7	4,9	3,2	2,4	1,7
Gift	43,8	43,7	6,1	3,9	2,6	2,2
Separert	1,8	1,5	8,3	5,5	3,1	2,9
Skilt	10,6	7,3	8,6	5,4	3,3	3,2
Gjenlevende	0,3	0,4	7,6	5,3	2,4	2,4
<i>Yrke</i>						
Militære yrker og ukjent	0,2	1,1	3,6	1,8	2,4	1,8
Ledere	7,5	11,7	4,6	2,8	2,0	1,8
Akademiske yrker	33,4	19,2	5,4	2,4	3,5	3,0
Høyskoleyrker	14,0	17,8	5,5	3,1	2,9	2,4
Kontoryrker	8,7	5,4	5,4	4,0	1,8	1,4
Salgs- og serviceyrker	27,6	11,6	7,0	4,2	3,4	2,8
Bønder, fiskere mv	0,4	1,1	4,5	3,8	1,2	0,6
Håndverkere	0,9	16,4	6,4	4,8	2,3	1,7
Operatører/transportarb. mv	2,0	11,1	7,4	5,4	2,6	2,1
Renholdere, hjelpearb. mv	5,3	4,6	6,8	4,9	2,5	1,9
<i>Næring</i>						
Jordbruk/skogbruk/fiske	0,5	1,3	4,5	3,4	1,7	1,1
Bergverksdrift/utvinning	1,0	3,5	4,2	3,5	1,1	0,7
Industri	4,3	12,8	5,4	3,9	1,9	1,5
Elektrisitetsforsyning mv	0,4	1,0	4,2	2,5	2,1	1,8
Vann/avløp/renovasjon	0,3	1,0	5,3	5,0	0,6	0,3

Kjennetegn	A. Andel av avtalte dagsverk *)		B. Legemeldt sykefravær, prosent		C. Absolutt kjønnforskjell, prosentpoeng	
	Kvinner unntatt gravide	Menn	Kvinner unntatt gravide	Menn	Inkl. gravide	Ekskl. gravide
Bygge-/anleggsvirksomhet	1,7	15,0	4,9	4,5	0,8	0,3
Varehandel/rep. motorv.	11,9	13,6	5,4	3,6	2,4	1,8
Transport og lagring	2,4	8,1	6,8	5,3	1,8	1,4
Overnatting/servering	4,2	2,9	4,7	3,6	1,9	1,1
Informasjon/kommunikasjon	2,3	5,0	4,2	2,0	2,6	2,2
Finansiering/forsikring	2,1	2,0	4,5	2,1	2,9	2,4
Omsetn./drift fast eiendom	0,8	1,2	4,1	3,1	1,4	1,0
Fagl./vitensk./tekn. tjen.yt.	4,8	5,7	3,9	2,2	2,1	1,7
Forretningmessig tjen.yt.	4,5	5,4	6,2	4,1	2,7	2,1
Offentlig adm. og forsvar	7,6	6,3	5,3	2,7	2,9	2,6
Undervisning	12,3	5,5	5,4	3,0	2,7	2,4
Helse- og sosialtjenester	34,8	7,0	7,2	4,4	3,5	2,9
Andre næringer	4,3	2,7	5,1	3,4	2,2	1,7
<i>Sektor</i>						
Statlig forvaltning	15,7	9,3	5,6	2,9	3,2	2,7
Kommunal forvaltning	32,8	9,5	7,0	4,0	3,5	3,1
Privat sektor/off. foretak	51,5	81,2	5,3	3,8	2,1	1,5
<i>Pensjonsgivende inntekt året før (i antall G)</i>						
0,0 G	1,4	1,6	1,3	1,3	0,4	0,1
0,1 - 1,9 G	10,1	7,2	2,7	1,8	1,2	0,8
2,0 - 3,9 G	20,8	11,0	7,0	4,4	3,4	2,6
4,0 - 5,9 G	42,2	32,7	7,0	5,1	2,5	2,0
6,0 - 8,9 G	20,5	31,4	5,0	3,4	1,8	1,5
9,0 - 11,9 G	3,4	9,9	3,7	2,4	1,5	1,3
12,0 G+	1,5	6,2	2,7	1,7	1,1	1,0
<i>Stillingsandel</i>						
1-50 %	8,7	3,6	5,9	3,5	2,8	2,4
51-99 %	19,5	5,5	6,7	4,0	3,3	2,8
100 %	70,5	89,9	5,7	3,7	2,5	2,0
<i>Antall ansatte i virksomheten</i>						
1-4	5,6	8,3	4,9	4,0	1,3	0,9
5-9	9,3	9,8	5,3	3,8	2,0	1,5
10-19	13,9	14,3	5,9	3,8	2,6	2,1
20-49	23,1	21,1	6,3	3,9	3,0	2,4
50-99	15,8	13,6	6,3	3,7	3,0	2,5

Kjennetegn	A. Andel av avtalte dagsverk *)		B. Legemeldt sykefravær, prosent		C. Absolutt kjønnforskjell, prosentpoeng	
	Kvinner unntatt gravide	Menn	Kvinner unntatt gravide	Menn	Inkl. gravide	Ekskl. gravide
100-249	14,9	14,0	6,2	3,7	3,0	2,5
250+	17,5	19,0	5,4	3,3	2,7	2,1
<i>Uførestatus året før</i>						
Nei	98,2	99,2	5,9	3,7	2,7	2,2
Ja	1,8	0,8	5,8	3,7	2,6	2,1
<i>Landbakgrunn</i>						
Ikke innvandrere	82,7	82,4	5,9	3,6	2,8	2,3
Vestlig land	7,7	7,5	5,8	3,7	2,4	2,0
EU-land i Øst-Europa	2,4	4,0	5,6	4,1	2,5	1,4
Øst-Europa ellers	1,5	1,1	7,1	5,9	1,9	1,2
Latin-Amerika	0,6	0,5	6,8	4,4	3,1	2,4
Asia	4,0	3,2	6,0	4,8	1,9	1,2
Afrika	1,2	1,4	5,6	3,9	2,5	1,7
<i>Bostedsfylke</i>						
Østfold	5,0	5,1	6,6	4,4	2,7	2,2
Akershus	12,2	11,9	5,6	3,5	2,7	2,1
Oslo	14,3	13,5	4,7	2,9	2,4	1,8
Hedmark	3,5	3,4	6,4	4,0	2,8	2,3
Oppland	3,5	3,4	6,6	4,2	3,0	2,5
Buskerud	5,3	5,3	6,2	3,9	2,9	2,4
Vestfold	4,4	4,4	6,1	3,8	2,7	2,3
Telemark	3,0	3,0	6,3	4,2	2,6	2,2
Aust-Agder	2,0	2,0	6,2	4,0	2,7	2,2
Vest-Agder	3,2	3,3	5,9	4,0	2,6	2,0
Rogaland	8,8	9,3	5,3	3,3	2,7	2,0
Hordaland	9,9	10,1	6,0	3,8	2,7	2,2
Sogn og Fjordane	2,1	2,1	5,3	3,5	2,2	1,8
Møre og Romsdal	4,9	5,1	6,2	3,8	2,9	2,4
Sør-Trøndelag	6,2	6,4	6,1	3,5	3,1	2,6
Nord-Trøndelag	2,4	2,5	6,8	4,3	3,0	2,5
Nordland	4,6	4,5	6,9	4,4	3,0	2,5
Troms	3,3	3,3	6,7	4,2	2,9	2,5
Finnmark	1,5	1,4	6,9	4,5	2,8	2,4

*) Andelene summerer seg ikke til 100,0 for alle kjennetegn pga. manglende opplysninger.

Kilde: NAV og SSB

REDUSERT SYSSELSETTING BLANT SMÅBARNFORELDRE ETTER ØKT KONTANTSTØTTESATS

Av Magne Sortland

Sammendrag

I 2017 økte satsene for kontantstøtte for ettåringer. Endringen har skjedd i en periode der motstanden mot ordningen aldri har vært større. Argumentene dreier seg i hovedsak om den negative effekten kontantstøtten har på integrering av innvandrere, og at ordningen reduserer insentivene til å stå i arbeid. I denne artikkelen undersøker vi hvordan økningen i satsene for kontantstøtte påvirket sysselsettingen blant småbarnsforeldre. Tidligere studier viser sysselsettingen blant småbarnsforeldre går ned når satsene for kontantstøtte øker. Ved bruk av differanser-i-differanser, estimerer vi hvilken effekt satsendringen har hatt på avtalt arbeidstid, og på sannsynligheten for å stå i jobb etter fødsel.

Stadig færre mottar kontantstøtte, og bruken av ytelsen er størst blant foreldre født i ikke-vestlige land. Resultatene fra analysen viser at regelendringen ikke har endret jobbsannsynligheten blant disse foreldrene, men den har derimot ført til at småbarnsforeldre fra ikke-vestlige land har redusert gjennomsnittlig avtalt arbeidstid. I modellen som predikerer sannsynligheten for å stå i jobb, finner vi at mødre med barn i kontantstøttealder har 1 prosentpoeng lavere sannsynlighet for å stå i arbeid etter at satsene ble endret, der effekten kommer i hovedsak fra mødre med inntekt mellom 1 til 3 G året før fødsel. Vi finner ingen signifikante effekter blant fedrene i studien.

I modellen for arbeidstid finner vi derimot at småbarnsforeldre med barn i kontantstøttealder som gruppe har redusert gjennomsnittlig avtalt arbeidstid med i underkant av én time. Effekten er størst blant foreldre med bakgrunn fra Øst-europeiske EU-land, sammenlignet med foreldre fra andre landgrupper. Denne gruppen har i snitt redusert avtalt arbeidstid med 1,1 timer etter at satsene ble endret. Samtidig finner vi at småbarnsmødre har redusert avtalt arbeidstid med 1,4 timer. Dette kan tyde på at satsøkningen først og fremst har påvirket hvor mye småbarnsforeldre jobber etter barnets fødsel. Til tross for at vi observerer små endringer i sysselsettingen, tilsvarer reduksjonen i underkant av 500 fulltidsstillinger blant mødre med barn i kontantstøttealder. Resultatene fra denne studien viser i tillegg at inntektsnivå og fødeland har betydning for om foreldre er tilbake i jobb etter fødselen. Lavtlønnede og foreldre som er født i ikke-vestlige land har i utgangspunktet lavere sannsynlighet for å være i jobb 16 måneder etter fødselen sammenlignet med norskfødte foreldre, men dette skyldes ikke økningen i kontantstøttesatsene.

Innledning

I 1998 ble kontantstøtte innført for ettåringer som et virkemiddel for å gi familier fleksibilitet og valgfrihet. I tillegg var ordningen ment å utjevne økonomiske forskjeller mellom foreldre som benytter barnehageplass med offentlige tilskudd, og foreldre som selv bærer kostnaden av andre former for barneomsorg (St. prop nr. 53 (1997-1998)). I 1999 ble ordningen utvidet til også å gjelde toåringer. Kontantstøtte ble innført under en mindretallsregjering bestående av Kristelig folkeparti (KrF), Venstre og Senterpartiet, hvor det i hovedsak var KrF som kjempet for å få ordningen innført. En viktig begrunnelse for å innføre kontantstøtte var å gi like vilkår for barnefamilier, uavhengig av inntektsnivå, på samme måten som barnetrygden (NOU 2017:6). Derfor er heller ikke kontantstøtte behovsprøvd. Utgiftene til kontantstøtte er små sammenlignet med andre trygdeytelser, men ordningen er omdiskutert. Flere politiske partier ønsker å avskaffe kontantstøtten. Argumentene er mange, men i hovedsak dreier det seg om den antatt negative effekten kontantstøtte har på integrering av innvandrere og deres barn, samt at ordningen reduserer insentivene til å stå i arbeid (Ellingsæter 2015). Et annet argument er at kontantstøtte ikke tar utgangspunkt i barnets behov, og at det bidrar til at barn ikke får et likeverdig grunnlag. Argumentet er begrunnet med at barnehagene ikke bare dekker foreldrenes tilsynsbehov, men også bidrar til å dekke barns behov for lek og læring (St.prop nr. 53 (1997 – 1998)).

Siden innføringen av kontantstøtte i 1998 har ordningen gjennomgått flere store endringer. I 2012 ble kontantstøtte for toåringer fjernet. Flere studier, blant annet Dahl (2014), finner at denne omleggingen førte til økt sysselsetting blant småbarnsforeldre, og Hedding (2016) finner at økningen i kontantstøttesatsen for ettåringer i 2014 har hatt en negativ effekt på sysselsettingen blant mødre. Tidligere studier som omhandler innføringen av kontantstøtte, blant annet Rønsen (2009) og Drange & Rege (2013), finner en negativ sysselsettingseffekt blant småbarnsmødre, og Schøne (2004) finner at innføringen av kontantstøtte førte til at mødre returnerte senere til arbeidslivet. Det er rimelig å anta at regelendringen som trådte i kraft 1. august 2017 også har bidratt til å redusere sysselsettingen blant småbarnsforeldre, da en økning i kontant-

støttesatsene gjør det relativt mer lønnsomt å benytte andre former for barneomsorg enn barnehage. Målet med denne artikkelen er å undersøke om endringen som trådte i kraft 1. august 2017 har hatt en effekt på gjennomsnittlig sysselsetting blant foreldre som kan motta kontantstøtte. Andre mulige effekter av endringer i kontantstøtteleven blir ikke vurdert i denne artikkelen.

Kontantstøtteleven

Kontantstøtte kan gis til foreldre som har barn i alderen 13-23 måneder dersom de ikke benytter seg av barnehage med offentlig tilskudd. Hvis barnet har deltids plass i barnehagen, har man rett til 20, 40, 60 eller 80 prosent kontantstøtte, avhengig av avtalt oppholdstid i barnehagen per uke. Etter innføringen av kontantstøtten i 1998 har ordningen vært i endring.

Regelverksendringer

- 1. august 1998 blir kontantstøtte innført for ettåringer. Ved innføring var full kontantstøttesats 3 000 kroner per måned. Det var også mulig å motta 45, 60 eller 80 prosent kontantstøtte avhengig av avtalt oppholdstid i barnehage. Det ble imidlertid ikke gitt kontantstøtte for avtalt oppholdstid på mer enn 30 timer per uke.
- 1. januar 1999 blir kontantstøtte utvidet til å gjelde for barn fra to opptil tre år.
- 1. januar 2006 blir maksimal stønadperiode redusert fra 24 til 23 måneder.
- 1. august 2012 blir kontantstøtte avskaffet for toåringer, aldersdifferensierte satser ble innført, og antall satsinndelinger blir redusert fra fem til to. Delvis kontantstøtte blir gitt ved avtalt oppholdstid i barnehage på inntil 19 timer per uke.
- 1. august 2014 blir aldersdifferensierte satser fjernet, og full kontantstøtte øker til 6 000 kroner per måned for alle barn mellom 13 og 23 måneder.
- 1. juli 2017 blir det innført et botidskrav, som krever at søker har minst 5 års medlemskap i folketrygden.
- 1. august 2017 økte satsene for kontantstøtte fra 6 000 kroner til 7 500 kroner per måned.
- 1. august 2018 ble det igjen mulig å få 20, 40, 60 og 80 prosent gradert kontantstøtte dersom barnet går deltid i barnehage.

Innføringen av botidskravet i 2017 har ført til en stor reduksjon i antall mottakere med innvandrerbakgrunn, og særlig blant mødre fra Asia eller Afrika. Sysselsettingseffektene av botidskravet blir ikke analysert i denne studien. I Arbeid og velferd nr. 3 2019 publiserte Arntsen mfl. (2019) en artikkel om hvem som mottar kontantstøtte, og hvordan de bruker ytelsen. Forfatterne vil følge opp denne artikkelen med en analyse av om innføringen av botidskravet har medført økt sysselsetting for innvandremødre.

Kilde: NAV

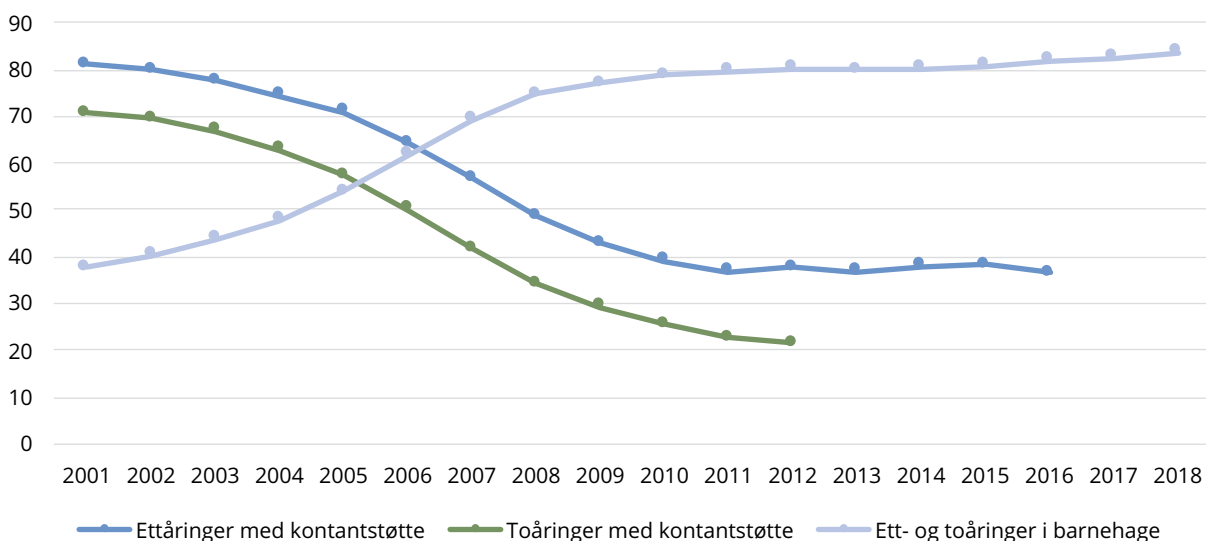
Bruken av kontantstøtte har gått ned

21 år etter innføringen av kontantstøtten er bruken rekordlav. Figur 1 viser utviklingen i mottakere av kontantstøtte som andel av alle foreldre med barn i kontantstøttealder, og figur 2 viser utgiftsnivået til

kontantstøtte. Til tross for at satsene for kontantstøtte har økt med over det dobbelte siden ordningen ble innført, har både utgiftene og antallet som kan motta kontantstøtte gått kraftig ned.

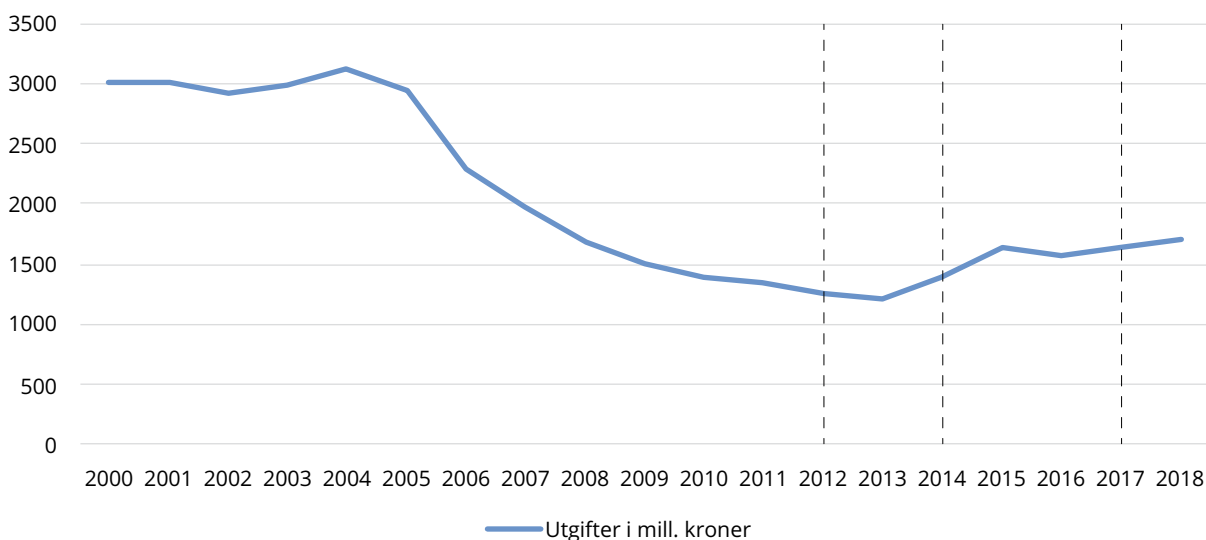
Figur 1. Andel ett- og toåringer med kontantstøtte og andel i barnehage. Prosent.

Kontantstøtte ble avviklet for toåringer fra 1. august 2012. NAV har valgt å ikke publisere statistikk om bruk av kontantstøtte for 2017 og de første månedene i 2018, fordi tallene ikke gjenspeiler bruken av ytelsen. Årsaken er at NAV har gjennomført en spesialisering i behandlingen av kontantstøttesaker, som vil gi mer lik og effektiv saksbehandling. Dette har i en kortere periode gitt enkelte statistikkutfordringer. Dermed vises ikke antall barn med kontantstøtte i 2017 og 2018 i figur 1.



Kilde: SSB og NAV.

Figur 2. Utgifter til kontantstøtte. Millioner kroner.



Kilde: NAV. Strek 1: Toåringer mister kontantstøtte. Strek 2: Kontantstøtten øker til 6 000 kroner. Strek 3: Kontantstøtten øker til 7 500 kroner.

I 2001 var andelen ettåringer som mottok kontantstøtte 81,1 prosent, mens 36,5 prosent mottok kontantstøtte i 2016. Nedgangen skyldes i hovedsak økt barnehagedekning for ett- og toåringer. Tall fra SSB viser at barnehagedekningen har økt fra 62 prosent i 2000 til å holde seg stabilt over 90 prosent i de senere årene, hvor det i stor grad er blant de yngste barna at økningen har funnet sted (Statistisk Sentralbyrå 2017).

I tillegg til økt barnehagedekning kan faktorer som et mer fleksibelt barnehageopptak, økt lønnsvekst og økt etterspørsel etter arbeidskraft i årene etter 1998 bidra til å forklare nedgangen. I de senere årene har de totale utgiftene økt, men dette skyldes i hovedsak at satsene for kontantstøtte ble endret i 2014 og 2017 (se faktaboks). Færre velger i dag kontantstøtte, og andelen som mottar ytelsen varierer gjennom året (Arntsen mfl. 2019). Figur 3 viser at andelen med kontantstøtte øker frem mot sommeren, mens den avtar kraftig i overgangen mellom august og september. Dette henger sammen med barnehageopptaket i august, som medfører at foreldre må finne alternative løsninger til de får barnehageplass. Andelen med kontantstøtte er størst for barn født i januar til og med april. Det skyldes i hovedsak at disse barna har rett til barnehageplass innen august det året de fyller ett år. Barn som er

født før 1. september har i dag rett til barnehageplass innen august det året barnet fyller ett år. Barn født mellom september og november, har derimot rett på barnehageplass innen utgangen av den måneden barnet fyller ett år.

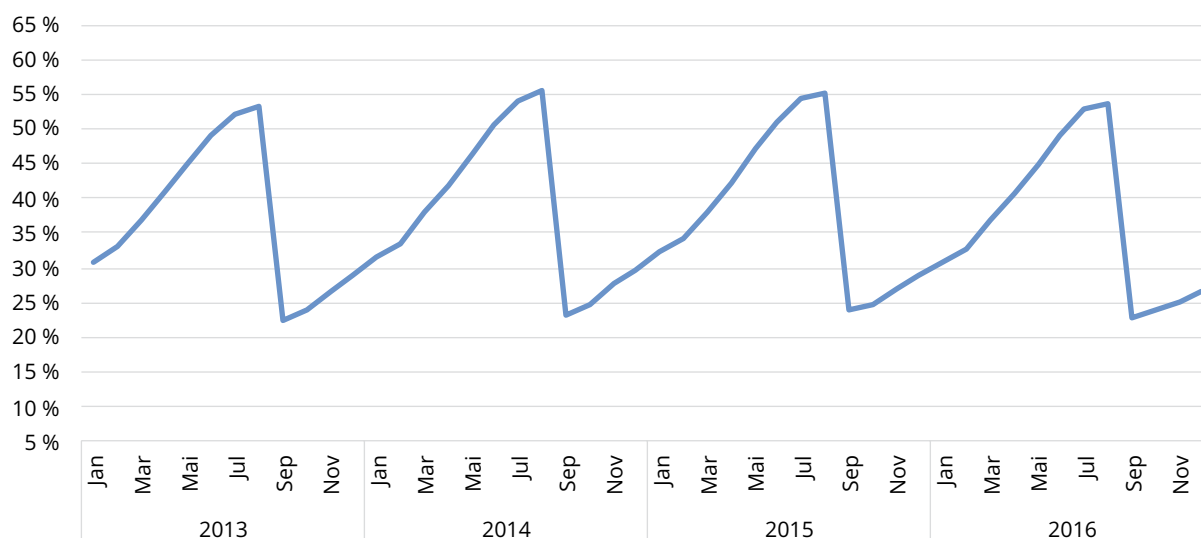
Bruken av gradert kontantstøtte har økt

Fra 1. august 2018 ble det igjen mulig å ta ut 20, 40, 60 eller 80 prosent kontantstøtte etter avtalt oppholdstid i barnehagen. Etter at reglene ble endret i 2018 har andelen som velger gradert kontantstøtte økt fra om lag 1 prosent i første halvdel av 2018 til 5,8 prosent fra august og ut året. Foreløpige tall for 2019 viser at bruken av gradert kontantstøtte ligger på om lag 4 prosent. Det er imidlertid store regionale forskjeller i bruk av kontantstøtte. Tall for juni 2019 viser at kun 0,1 prosent av foreldre i Oslo velger gradert kontantstøtte, mens 8,7 prosent velger gradert kontantstøtte i Hedmark (NAV 2019a).

Størst bruk blant innvandrere fra ikke-vestlige land

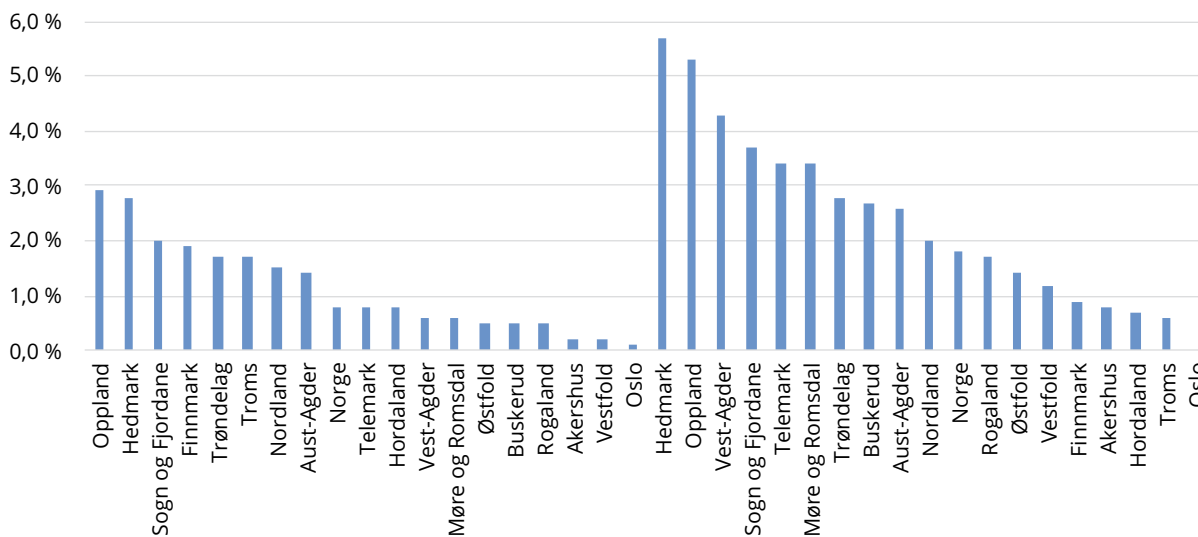
Bruken av kontantstøtte varierer mellom mødre født i Norge og mødre født i utlandet. Mødre som er født i Øst-Europa, Afrika og Asia mottar i større grad kontantstøtte enn andre foreldre, mens andelen blant

Figur 3. Andel med kontantstøtte per kalendermåned blant foreldre med barn i kontantstøttealder. Prosent.



Kilde: NAV

Figur 4. Andel med henholdsvis 40 pst. og 20 pst. kontantstøtte¹ per juni 2019, etter fylke. Prosent.



Kilde: NAV

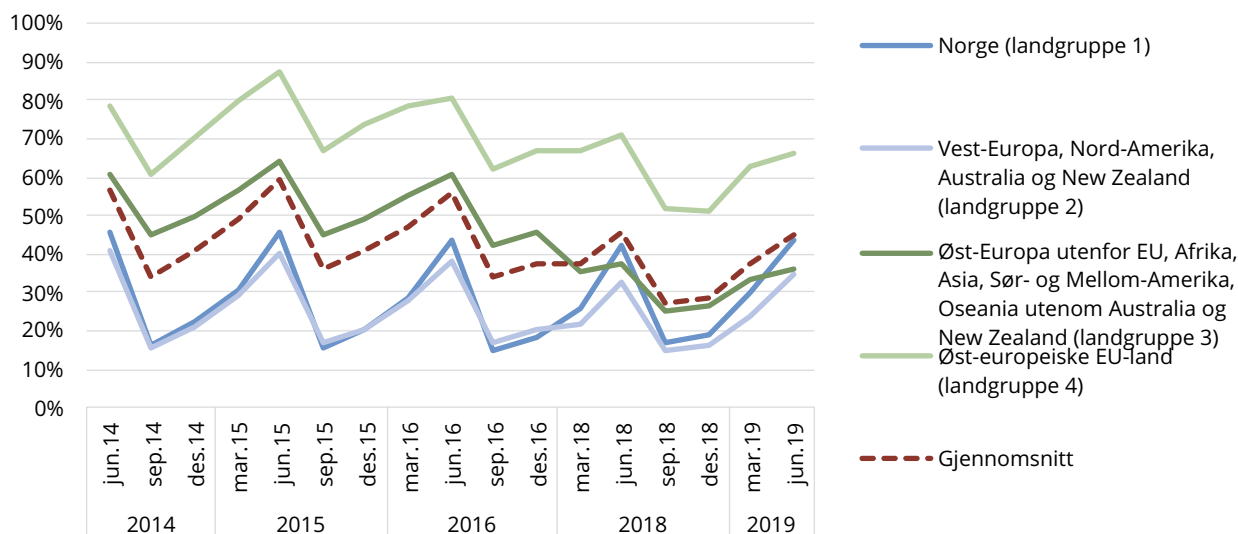
¹ Mindre enn 0,1 prosent bruker kontantstøtte med 60 eller 80 prosent gradering per juni 2019.

enkeltland i Sør- og Mellom-Amerika ligger på nivå med gruppen for mødre født i Norge. Dette bidrar til å trekke gjennomsnittet ned for landgruppe 3. Tall fra SSB (2017) viser at 2016 var året andelen med kontantstøtte utbetalt til foreldre fra EU-land for første gang var større enn for foreldre fra Afrika og Asia, og

det er særlig Polen og Litauen som bidrar til økningen. Dette har sammenheng med at disse landene er de største innvandringsgruppene til Norge.

Per juni 2019 utgjør Polen og Litauen omtrent 74 prosent av landgruppe 4. Det er flere årsaker til at disse

Figur 5. Andel med kontantstøtte, etter mors fødeland. Prosent.



Kilde: NAV

andelene varierer mellom ulike landgrupper. Flere studier, blant annet Hedding (2016), har pekt på svakere tilknytning til arbeidslivet og lavere lønn som faktorer som bidrar til å øke tilbøyeligheten til å velge kontantstøtte. Brochmannutvalgets utredning (NOU 2017: 2) peker på sin side på stønadseksport som et mulig problem, der det særlig er familieytelser som kontantstøtte og barnetrygd som er attraktive å eksportere. Dette har sammenheng med at dette er ytelser som i lengre tid ikke har krevd verken botid eller opptjeningsperiode. Fra 2004 ble det mulig å eksportere kontantstøtte til EØS (Dahl & Ellingsen 2015). Disse reglene gir foreldre som jobber i Norge mulighet til å motta kontantstøtte for barn som er bosatt i et annet medlemsland. Ved utgangen av juni 2019 var det om lag 1 100 perso-

ner som mottok kontantstøtte etter disse reglene (NAV 2019a). 58 prosent av foreldrene kommer fra Polen, mens 19 prosent kommer fra Litauen. Regjeringen oppgir i Stortingsmelding 40 (2016-2017) at summen av kontantstøtte og barnetrygd utgjør om lag 96 prosent av gjennomsnittlig årslønn i Polen og om lag 122 prosent av gjennomsnittlig årslønn i Litauen.

I den neste delen presenterer vi datagrunnlaget og metodevalget i analysen. Utgangspunktet for fremgangsmåte og data brukt i denne artikkelen er to tidligere analyser av Dahl (2014) og Hedding (2016), som begge ser på sysselsettingseffektene av endringer i kontantstøtteleven. Fremstillingen av metode er basert på Angrist og Pischke (2008).

Tabell 1. Beskrivende statistikk for utvalget

Forklaringsvariabler	Før regelendring		Etter regelendring	
	Kontrollgruppe	Rett til kontantstøtte	Kontrollgruppe	Rett til kontantstøtte
I arbeid 16 måneder etter fødsel	76,8	73,9	77,5	74,1
Avtalt arbeidstid i timer	27,3	27,5	26,5	25,8
Gjennomsnittsalder	38,2	33,2	38,2	33,3
Kjønnfordeling (kvinne = 1)	0,5	0,5	0,5	0,5
<i>Sivilstand</i>				
Gift	56,2	47,2	54,8	47,6
Ugift	35,0	49,1	36,5	48,7
Skilt/separert	7,5	3,5	7,5	3,4
Enke	0,2	0,1	0,2	0,1
<i>Fødeland</i>				
Norge	72,8	71,3	72,0	70,2
Vest-Europa, Nord-Amerika, Australia og New Zealand	4,9	5,5	5,1	5,5
Øst-Europa utenfor EU, Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika, Oseania utenom Australia og New Zealand	16,1	16,3	16,5	17,5
Øst-europeiske EU-land	6,0	6,6	6,2	6,5
<i>Inntekt før fødsel</i>				
Under 1 G	11,2	13,5	11,0	13,6
1 til 3 G	12,7	14,3	12,9	14,0
3 til 4 G	11,4	11,7	11,2	11,8
4 til 5 G	16,3	16,4	16,4	16,9
Over 5 G	48,3	44,0	48,4	43,6
N	70 529	104 835	63 268	100 164

Merknader: Tallene i tabellen viser til andelen av de gitte variablene, med unntak av gjennomsnittsalder og avtalt arbeidstid i timer som kan tolkes direkte.

Kilde: NAV.

Datagrunnlag

Befolkningsregisteret til NAV utgjør grunnlaget for analysen. Registeret inneholder opplysninger om foreldre og barn i barnehagealder. For å identifisere hvilke foreldre som har vært i arbeid, benytter vi opplysninger fra Arbeidsgiver- og arbeidstakerregisteret (Aa-registeret). Inntekt er målt i året før barnets fødsel, og er gruppert etter størrelse og deretter fordelt på ulike inntektskvintiler. I tillegg til dette har vi gruppert fødeland etter fire landgrupper. Vi analyserer foreldre som har barn i kontantstøttealder fra 1. august 2016 til 31. juli 2018. Dette gir oss ett år med månedlige data etter satsendringen i 2017.

Metode

I denne artikkelen undersøker vi om endringen i kontantstøtteleven som trådte i kraft 1. august 2017 har ført til endringer i arbeidstilknytningen hos foreldre med barn i kontantstøttealder. Vi sammenligner foreldre som har barn mellom 13 og 23 måneder med foreldre til 5-åringer. Vi benytter to utfallsvariabler: *i arbeid* og *avtalt arbeidstid*¹. Dette betyr at vi både kan identifisere effekten regelendringen har hatt på sannsynligheten for å stå i arbeid, og hvordan regelendringen har endret preferansene for arbeid blant gruppen som kan motta kontantstøtte. Det generelle problemet ved å analysere effekten av ulike regelendringer, er at man ikke observerer småbarnsforeldre under de to regelverkene samtidig. Ved å kun se på behandlingsgruppen kan man ikke skille mellom effekter som skyldes andre forhold, eksempelvis effekter som skyldes konjunktursvingninger. Det kan for eksempel tenkes at sysselsettingen blant foreldrene i studien har gått ned etter regelendringen, men at hele nedgangen skyldes andre forhold på arbeidsmarkedet. På bakgrunn av dette har vi konstruert en kontrollgruppe, der sammenligningsgrunnlaget er arbeidstilknytningen til foreldre med eldre barn i barnehage som ikke kan motta kontantstøtte.

Metoden vi benytter er differanser-i-differanser (difference-in-difference), som er en statistisk modell som sammenligner forskjellen mellom to grupper over to tidsperioder. Den første differansen måler forskjellen mellom behandlingsgruppen og kontrollgruppen, mens den andre differansen måler forskjellen over tid. Sistnevnte kontrollerer for effekter som skyldes konjunktursvingninger og andre forhold som kan endre seg i løpet av analyseperioden. En kritisk forutsetning er imidlertid at behandlingsgruppen og kontrollgruppen ville hatt lik utvikling dersom ingen av gruppene ble påvirket av satsendringen. Modellen kan uttrykkes på følgende måte:

$$(1) Y_{i,g,t} =$$

$$\beta_0 + \beta_1 2017_t + \beta_2 KS_g + \beta_3 (2017_t * KS_g) + \beta_4 \vec{X}_i + \varepsilon_{i,g,t}$$

$$t = 1, \dots, T, i = 1, \dots, N \text{ og } E(\varepsilon_{i,g,t} | s, t) = 0$$

$Y_{i,g,t}$ er en binær variabel som angir om person i , som tilhører gruppe g på tidspunkt t er i arbeid, der t har månedlige observasjoner. Endringen i kontantstøtte innføres i periode s som er august 2017. Dummy-variabelen 2017_t angir om en gitt observasjon er før eller etter regelendringen. Denne variabelen har verdien 1 når observasjonen er gjort i eller etter august 2017 ($t \geq s$) og verdien 0 når observasjonen er gjort før august 2017 ($t < s$). Den andre binære variabelen, KS_g , har verdien 1 dersom observasjonen tilhører foreldre med barn i kontantstøttealder og verdien 0 dersom observasjonen tilhører kontrollgruppen som består av foreldre med barnehagebarn som ikke kan motta kontantstøtte. $\varepsilon_{i,g,t}$ er det stokastiske feilleddet i analysen. $2017_t * KS_g$ er et interaksjonsledd av de to binære variablene, der β_3 er estimatet på tiltakseffekten i modellen. Estimaten på tiltakseffekten er dermed:

$$\beta_3 = \left(\begin{aligned} & \text{Sysselsetting}_{\text{behandlingsgruppe, etter økning}} \\ & - \text{Sysselsetting}_{\text{behandlingsgruppe, før økning}} \\ & - \left(\text{Sysselsetting}_{\text{kontrollgruppe, etter økning}} \right. \\ & \left. - \text{Sysselsetting}_{\text{kontrollgruppe, før økning}} \right) \end{aligned} \right)$$

\vec{X}_i er en vektor av observerte, individuelle karakteristikk² ved foreldrene som kan påvirke jobbsannsynligheten, uavhengig av endringer i regelverket. Ligning 1 estimeres først ved bruk av logistisk regresjon, som innebærer at vi estimerer sannsynligheten for å stå i arbeid 16 måneder etter fødselen. I tillegg til dette estimerer vi effekten regelverksendringen har hatt på avtalt arbeidstid. I denne modellen angir $Y_{i,g,t}$ avtalt arbeidstid målt i timer. Interaksjonsleddet β_3 angir gjennomsnittlig endring i antall avtalte arbeidstimer etter satsendringen.

¹ *I arbeid* er definert som 4 timer eller høyere avtalt arbeidstid per uke.

² Kjønn, fødeland, yrke, barnets fødselsmåned, inntekt før barnets fødsel, sivilstand og alder.

Sysselsetting før satsøkningen

Foreldre med barn i kontantstøttealder blir i denne studien sammenlignet med foreldre med 5-åringer¹. En utfordring i analysen er at disse foreldrene blir påvirket av regelendringen dersom de enten har barn i kontantstøttealder, eller får nytt barn i løpet av analyseperioden. Dersom disse foreldrene velger kontantstøtte over barnehage i fremtiden på grunn av økt kontantstøttesats, vil dette gi forventningsskjevne resultater. Dette hviler imidlertid på antagelsen om at denne gruppen allerede nå tilpasser arbeidstilbudet etter fremtidig mottak av kontantstøtte. Dette er av flere grunner en urimelig antagelse. Satsene for kontantstøtte fastsettes årlig av Stortinget, og kan derfor bli endret fra år til år. Fra 1998 til 2017 har satsene for kontantstøtte økt fra 3 000 kroner per måned til 7 500 kroner, men i samme periode har 2-åringer mistet retten til å motta kontantstøtte. Å redusere dagens sysselsetting på grunn av fremtidig uttak av kontantstøtte kan få konsekvenser for karriereutviklingen, og i tillegg innebære et inntektstap og tapt pensjonsopptjening som ikke blir kompensert. Inntektstapet og usikkerheten dette innebærer, gjør det vanskelig for foreldre å tilpasse nåværende sysselsetting

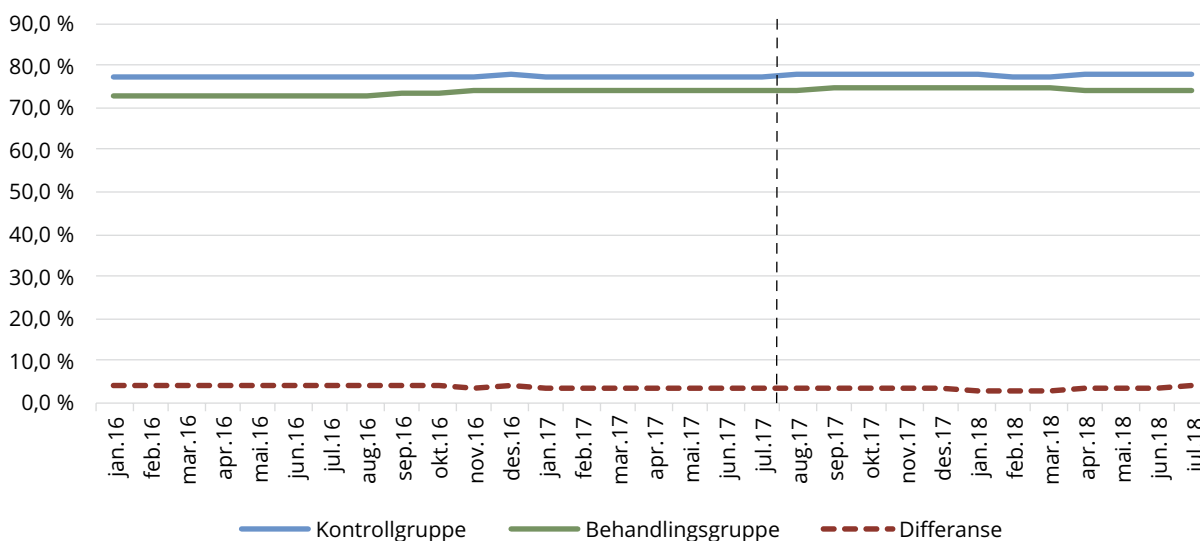
¹ Ved å se på 5-åringer, sørger vi for at foreldre med barn i kontantstøttealder (før reform), ikke blir en del av kontrollgruppen (etter reform).

etter fremtidig mottak av kontantstøtte. Til tross for dette har vi valgt å se på foreldre som ikke får nytt barn i løpet av analyseperioden, og foreldre som ikke har barn i kontantstøttealder.

Den grunnleggende forutsetningen for differanser-i-differanser-metoden er parallell trend i sysselsettingen. Sysselsettingsnivået kan være ulikt mellom de to gruppene dersom trenden er den samme, da forskjellen mellom gruppene blir fjernet i den ene differansen (se faktaboks). Vi har valgt å se på andelen i arbeid 16 måneder etter fødselen for foreldre med barn i kontantstøttealder. For kontrollgruppen har vi konstruert et observasjonspunkt 16 måneder etter det som tilsvarer fødselsdatoen for foreldre med barn i kontantstøttealder². Dermed kan vi observere sysselsettingsandelen på samme dato for foreldre som får barn på samme tidspunkt av året, uavhengig av barnets alder. Figur 6 viser gjennomsnittlig sysselsettingsprosent per måned for de to gruppene. Til tross

² Eksempel: Foreldre med barn i kontantstøttealder blir målt 16 måneder etter fødselen, og foreldre med barn i kontrollgruppen blir målt 64 måneder etter fødselen. Dette gir samme observasjonspunkt for de to gruppene. På dette tidspunktet er barnet i kontantstøttealder 16 måneder, mens barnet i kontrollgruppen er 5 år og 4 måneder.

Figur 6. Sesongjustert sysselsettingsandel, etter gruppe. Prosent.



Kilde: NAV

for at sysselsettingsnivået er noe ulikt mellom gruppene, er trenden i de to gruppene relativt lik før satsendringen i 2017. Dette gjør det også rimelig å anta at trenden ville vært den samme etter 1. august 2017 i fravær av satsendringer. Fra den grafiske fremstillingen i figur 6 ser det ikke ut som at satsøkningen i 2017 har påvirket sysselsettingen blant småbarnsforeldre, men disse endringene må analyseres nærmere.

Sysselsetting etter satsøkningen

Vi har undersøkt over 100 000 foreldre som i perioden august 2016 til juli 2017 hadde barn i kontantstøttealder. Blant foreldrene i studien var omtrent 66 prosent av mødrene, og tilnærmet 82 prosent av fedrene, tilbake i jobb etter fødselen før satsene ble endret. Omtrent 74 prosent av foreldrene i behandlingsgruppen er i jobb 16 måneder etter fødselen, men her er det forskjeller mellom foreldre i ulike inntektsgrupper. Omtrent 91

prosent av foreldre med barn i kontantstøttealder som har inntekt over 5 ganger grunnbeløpet i folketrygden er i arbeid 16 måneder etter fødselen, mens kun 23 prosent av foreldre som tjente mindre enn 1 G var i arbeid på samme tidspunkt. Tabell 1 viser at det også er stor variasjon i sysselsettingsandelene mellom foreldre fra ulike landgrupper. Over 81 prosent av småbarnsforeldre født i Norge er i arbeid 16 måneder etter fødselen, mens kun 48 prosent av småbarnsforeldre født i blant annet Øst-europeiske land utenfor EU og Afrika, var i arbeid på samme tidspunkt.

I de neste delene presenterer vi resultatene fra analysen, der interaksjonsleddet er et estimat på hvordan satsøkningen i 2017 har endret jobbsannsynligheten blant foreldre med barn i kontantstøttealder. Denne er som tidligere nevnt differansen mellom sysselsettingen i de to periodene, minus den endringen man forventer at denne gruppen ville hatt i fravær av satsendringen.

Tabell 1. Andel i arbeid 16 måneder etter fødsel, etter gruppe. Prosent.

Gruppe	Før regelendring		Etter regelendring	
	Kontrollgruppe	Rett til kontantstøtte	Kontrollgruppe	Rett til kontantstøtte
<i>Alle</i>	76,8	73,9	77,5	74,1
Menn	79,6	81,7	80,3	82,3
Kvinner	74,0	66,5	74,7	66,2
<i>Inntekt før fødsel</i>				
Under 1 G	21,3	23,7	20,3	23,2
1 til 3 G	53,9	57,0	54,1	55,2
3 til 4 G	77,1	75,3	77,5	74,7
4 til 5 G	88,0	85,6	88,5	85,6
Over 5 G	91,8	90,3	92,6	91,0
<i>Fødeland</i>				
Norge	82,5	81,2	83,2	81,4
Vest-Europa, Nord-Amerika, Australia og New Zealand	76,7	74,1	77,6	75,2
Øst-Europa utenfor EU, Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika, Oseania utenom Australia og New Zealand	54,2	47,4	55,4	48,1
Øst-europeiske EU-land	68,1	62,2	68,9	62,7
N	70 529	104 835	63 268	100 164

Kilde: NAV

Redusert jobbsansynlighet blant småbarnsmødre

Til tross for at sysselsettingen ikke ser ut til å ha endret seg stort etter satsøkningen, viser estimatene fra analysen en signifikant reduksjon i sysselsettingen blant foreldre med barn i kontantstøttealder. Effekten av regelverksendringen i 2017 ser imidlertid ut til å påvirke sysselsettingen i langt mindre grad enn tidligere endringer i kontantstøtte. Vi har da kontrollert for etnisk bakgrunn, inntekt, alder, sivilstand og barnets fødselsmåned. Tidligere analyser som omhandler endringer i kontantstøtteleven, viser at ulike grupper av

småbarnsforeldre responderer ulikt på regelendringer. For å fange opp eventuelle heterogene effekter, splitter vi opp utvalget i ulike undergrupper. Småbarnsforeldre som i utgangspunktet har dårlig tilknytning til arbeidslivet kan i større grad enn andre foreldre ha vanskeligheter med å komme ut i ordinært arbeid etter fødselen. På bakgrunn av dette har vi valgt å gjøre separate analyser for ulike undergrupper. Resultatene fra analysen er oppsummert i tabell 2a. Resultatene som presenteres i tabell 2b angir endring i jobbsansynlighet kun for mødre i ulike inntektsgrupper. Vi har gjort tilsvarende

Tabell 2a. Endring i sannsynlighet for å være sysselsatt 16 måneder etter fødselen, etter gruppe. Prosentpoeng.

Gruppe	Interaksjonsledd (2017 * KS)	p-verdi
<i>Alle</i>	-0,5***	< 0,01
Fedre	-0,1	0,64
Mødre	-1,0***	< 0,01
<i>Fødeland</i>		
Norge	-0,5**	0,02
Vest-Europa, Nord-Amerika, Australia og New Zealand	0,2	0,89
Øst-Europa utenfor EU, Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika, Oseania utenom Australia og New Zealand	0,5	0,42
Øst-europeiske EU-land	-0,3	0,27
N		338 796

Koeffisientene som presenteres i tabellen er omregnet slik at de kan tolkes direkte som endring i sannsynlighet. En koeffisient på 1 betyr at gruppen har redusert gjennomsnittlig sysselsetting med 1 prosentpoeng etter 1. august 2017 sammenlignet med perioden før satsene ble endret. Asterisker angir signifikansnivå: * p < 0,1, **p < 0,05, ***p < 0,01.

Kilde: NAV.

Tabell 2b. Endring i sannsynlighet for å være sysselsatt 16 måneder etter fødselen, blant mødre i ulike inntektsgrupper. Prosentpoeng.

Gruppe	Interaksjonsledd (2017 * KS)	p-verdi
Mødre	-1,0***	< 0,01
<i>Inntekt før fødsel</i>		
Under 1 G	-0,5	0,76
1 til 3 G	-2,0**	0,03
3 til 4 G	-1,0	0,15
4 til 5 G	-0,5	0,59
Over 5 G	-0,1	0,16
N		172 081

Koeffisientene som presenteres i tabellen er omregnet slik at de kan tolkes direkte som endring i sannsynlighet. En koeffisient på 1 betyr at gruppen har redusert gjennomsnittlig sysselsetting med 1 prosentpoeng etter 1. august 2017 sammenlignet med perioden før satsene ble endret. Asterisker angir signifikansnivå: * p < 0,1, **p < 0,05, ***p < 0,01.

Kilde: NAV.

analyse for fedre i ulike inntektsgrupper, men vi finner ingen signifikante forskjeller.

Satsøkningen har ikke endret sysselsettingen blant fedre med barn i kontantstøttealder i særlig grad. Denne gruppen har riktignok redusert sysselsettingen med 0,1 prosentpoeng³, men endringen er ikke signifikant. Estimaten fra analysen viser derimot at mødre har redusert gjennomsnittlig sysselsetting med 1 prosentpoeng. Effekten kommer i hovedsak fra gruppen bestående av mødre med inntekt mellom 1 til 3 G året før fødsel. Dette resultatet er konsistent med funn fra lignende studier som finner at lavtlønnede i større grad responderer på endringer i offentlige ytelser. I analysen finner vi at denne gruppen har redusert gjennomsnittlig sysselsetting med 2 prosentpoeng, mens foreldre født i Norge som gruppe har signifikant redu-

sert sysselsettingen med 0,5 prosentpoeng. Vi finner derimot ingen forskjeller i jobbsannsynlighet blant foreldre i andre landgrupper.

Redusert avtalt arbeidstid blant småbarnsforeldre

Resultatene vi har presentert til nå viser at satsøkningen i 2017 stort sett har påvirket sysselsettingen blant lavtlønnede mødre. Det kan imidlertid tenkes at foreldre som blir berørt av regelendringen velger å jobbe mindre enn tidligere. Klassisk økonomisk teori tilsier at en gitt person tilpasser arbeidstilbudet i krysningspunktet der nytteverdien av lønn og fritid blir maksimert. Når satsene for kontantstøtte øker, er det rimelig å anta at preferansene for arbeid blir svekket. Dette kan i sin tur føre til at småbarnsforeldre reduserer antall arbeidstimer, men fortsatt velger å jobbe. I analysen over klarer vi ikke å fange opp disse endringene, da vi kun ser på sannsynligheten for at småbarnsforeldre er i arbeid, uavhengig av hvor mye de jobber.

Ved å se på avtalt arbeidstid, kan vi fange opp mulige nivåforskjeller blant grupper som ikke har endret

³ Fedre med barn i kontantstøttealder har økt sysselsettingen med 0,6 prosentpoeng i perioden, men sysselsettingen er 0,1 prosentpoeng lavere enn den ville vært etter august 2017 dersom satsene ikke ble endret.

Tabell 3. Oppsummering av sysselsettingseffekter, etter gruppe. Endring i gjennomsnittlig avtalt arbeidstid i antall timer.

Gruppe	Interaksjonsledd (2017 * KS)	p-verdi
<i>Alle</i>	-0,929***	< 0,01
Fedre	-0,321**	0,01
Mødre	-1,439***	< 0,01
<i>Inntekt før fødsel</i>		
Under 1 G	0,383	> 0,10
1 til 3 G	-0,621**	0,04
3 til 4 G	-0,601*	0,07
4 til 5 G	-0,249	> 0,10
Over 5 G	-0,085	> 0,10
<i>Fødeland</i>		
Norge	-0,897***	< 0,01
Vest-Europa, Nord-Amerika, Australia og New Zealand	-0,750*	0,09
Øst-Europa utenfor EU, Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika, Oseania utenom Australia og New Zealand	-0,689**	0,01
Øst-europeiske EU-land	-1,136***	< 0,01
N		338 796

Koeffisientene som presenteres i tabellen angir endring i gjennomsnittlig avtalt arbeidstid for de ulike undergruppene. En koeffisient lik 1 betyr at gruppen har redusert gjennomsnittlig avtalt arbeidstid med 1 time etter 1. august 2017 sammenlignet med perioden før satsene ble endret. Asterisker angir signifikansnivå: * p < 0,1, **p < 0,05, ***p < 0,01.

Kilde: NAV.

jobsansynlighet etter at satsene ble endret. Hovedfunnene fra denne analysen blir presentert i tabell 3. Resultatene viser at foreldre fra samtlige landgrupper har redusert gjennomsnittlig avtalt arbeidstid i perioden etter august 2017. Effekten er størst blant småbarnsforeldre med bakgrunn fra Øst-europeiske EU-land som har redusert gjennomsnittlig avtalt arbeidstid med 1,1 timer. Vi finner i tillegg at både fedre og mødre har redusert gjennomsnittlig avtalt arbeidstid etter at satsene ble endret. Effekten er imidlertid størst blant mødre, som har redusert gjennomsnittlig avtalt arbeidstid med 1,4 timer. Dette er konsistent med funnene til Hedding (2016), som finner at mødre i større grad blir påvirket av regelendringer på kontantstøtteområdet enn menn. I likhet med resultatene fra analysen som omhandler sysselsettingsgrad, viser resultatene fra denne analysen at effektene av regelendringene er små. Hedding (2016) finner i sin artikkel at mødre reduserte sysselsettingen med 5 til 6 prosentpoeng etter at satsene for kontantstøtte ble endret i 2014.

Regelendringen i 2017 har påvirket småbarnsforeldre i langt mindre grad enn tidligere regelendringer i kontantstøtteleven. I analysen som omhandler generell sysselsetting, fant vi at det i hovedsak var mødre med inntekt mellom 1 til 3 G som har redusert gjennomsnittlig sysselsetting. Vi finner derimot at behandlingsgruppen som helhet har redusert gjennomsnittlig avtalt arbeidstid. Resultatene som blir presentert i tabell 3 viser at foreldre med inntekt mellom 1 til 3 G og mellom 3 til 4 G har redusert gjennomsnittlig avtalt arbeidstid med om lag 0,6 timer etter at satsene ble endret. Dette kan med andre ord tyde på at satsendringen i større grad påvirker hvor mye småbarnsforeldre med barn i kontantstøttealder jobber, mer enn selve beslutningen om å jobbe. Det er også verdt å merke seg at det har vært en rekke andre regelverksendringer knyttet til ulike familieytelser⁴ i denne perioden. Til tross for at de fleste av disse ikke er direkte knyttet til kontantstøtte, har det skjedd endringer på andre områder som treffer foreldre med barn i kontantstøttealder. Noen av disse endringene har gitt bedre økonomiske

betingelser for småbarnsforeldre, mens andre har redusert mulighetene denne gruppen har til å motta ytelser fra NAV. Vi har ikke tatt hensyn til disse lovendringene i denne artikkelen. Resultatene fra analysen må tolkes i henhold til dette.

I delene over har vi presentert resultater som viser at både fedre og mødre har redusert avtalt arbeidstid etter regelendringen. I tillegg finner vi en signifikant effekt blant undergrupper bestående av foreldre med samme etniske bakgrunn, og spesielt innad i landgruppe 4 som i hovedsak består av småbarnsforeldre fra Polen og Litauen. Effektene er imidlertid små. Foreldre i landgruppe 4 har i gjennomsnitt redusert avtalt arbeidstid med 1,1 timer etter at satsene økte til 7 500 kroner. Til tross for at resultatene er statistisk signifikante, ønsker vi å teste robustheten i disse resultatene. Placebotester estimerer endringer i gjennomsnittlig avtalt arbeidstid i en periode uten satsendringer (Bertrand m.fl. 2003). Sysselsettingseffektene er målt 6 måneder før den faktiske regelendringen ble innført. 1. februar 2017 er brukt som fiktiv reformdato. Effekten av denne er forventet å være lik null. Dersom testen likevel gir utslag, gir dette en indikasjon på at de estimerte effektene i analysen ikke fanger opp de kausale effektene av den faktiske satsendringen. Dette kan skyldes at den underliggende trenden ikke er lik mellom de to gruppene, for eksempel på grunn av samtidige regelendringer knyttet til andre familieytelser som påvirker de to gruppene ulikt. Vi finner ingen signifikant forskjell i gjennomsnittlig avtalt arbeidstid, verken for utvalget som helhet, eller for ulike undergrupper av utvalget. Dette gir økt tiltro til at de estimerte effektene vi finner i analysen er de kausale effektene av den faktiske regelverksendringen.

Diskusjon

Selv om utgiftene til kontantstøtte utgjør en liten av stønadsbudsjettet til NAV, pågår det stadig en debatt rundt de antatte negative virkningene av ordningen. Motstanderne har tatt til orde for å avvikle kontantstøtten, og heller erstatte den med en ventestønad for familier med barn i kontantstøttealder som ikke har barnehageplass. I praksis betyr dette at barn født i august til november ikke har rett på ventestønad, da retten til barnehageplass inntreffer den måneden de

⁴ Begrepet familieytelser refererer til kontantstøtte, barnetrygd, foreldrepenger, engangsstønad og stønad til enslige forsørgere.

fyller ett år. Foreldre med barn født på våren og i desember, er derimot avhengig av å finne andre former for barneomsorg frem til barnehageopptaket. Arntsen m.fl. (2019) finner at kontantstøtten fungerer som en ventestønad for flertallet av foreldre, og dette gjelder særlig for mødre som var yrkesaktive før fødselen. Vi har ikke sett på forskjellene mellom disse gruppene, men vår antagelse er at gruppen som bruker kontantstøtte som en venteordning, bidrar til å dempe effektene regelendringen har hatt på sysselsettingen generelt blant foreldre med barn i kontantstøttealder. Dette betyr med andre ord at vi forventer å finne større effekter dersom vi kun hadde tatt for oss foreldre med barn født mellom august og november.

I denne artikkelen har vi undersøkt om økningen i satsene for kontantstøtte i 2017 har påvirket sysselsettingen blant foreldre med barn i kontantstøttealder. Tidligere studier finner at endringen er størst blant mødre. Resultatene fra denne studien tyder også på at de økte satsene i 2017 har redusert sysselsettingen blant mødre med barn i kontantstøttealder. Effekten er imidlertid liten, da småbarnsmødre har 1 prosentpoeng lavere sannsynlighet for å være sysselsatt i perioden etter regelendringen. Vi finner en sterkere effekt for mødre med inntekt mellom 1 til 3 ganger grunnbeløpet i folketrygden før fødsel. Vi finner derimot ingen forskjeller i jobbsannsynlighet for foreldre med etnisk minoritetsbakgrunn etter regelendringen. Dette strider med hypotesen om at økte sats for familieytelser påvirker jobbsannsynligheten blant foreldre med minoritetsbakgrunn. Foreldre som er født i ikke-vestlige land har i utgangspunktet lavere sannsynlighet for å være i arbeid 16 måneder etter fødselen sammenlignet med norske foreldre, men det skyldes ikke satsendringene. Alt i alt tyder resultatene på at satsøkningen i 2017 ikke har påvirket sannsynligheten for å stå i arbeid blant foreldre med barn i kontantstøttealder i nevneverdig grad.

I analysen av endringer i arbeidstid, finner vi derimot en svak negativ effekt av satsøkningen for hele gruppen. Resultatene viser at småbarnsforeldre fra samtlige landgrupper har redusert gjennomsnittlig avtalt arbeidstid etter at satsene ble endret. Med andre ord betyr dette at satsendringen i større grad påvirket *hvor mye* småbarnsforeldre jobber, enn *om* de jobber eller

ikke. Effekten er størst blant småbarnsforeldre fra Øst-europeiske EU-land. Dette er et interessant funn, både fordi endringene i regelverket for kontantstøtte har påvirket den største innvandringsgruppen til Norge, men også fordi dette er en gruppe som gjennom EØS-avtalen har mulighet til å eksportere familieytelser til andre medlemsland (NAV 2019b). Like interessant er det at effekten blant disse foreldrene er større enn blant foreldre fra ikke-vestlige land (landgruppe 3). Dette kan tyde på at det ikke bare er satsøkningen alene som er bestemmende for om småbarnsforeldre velger å stå i arbeid. Dette kan også bidra til å forklare hvorfor småbarnsforeldre født i Øst-europeiske EU-land, som i utgangspunktet har bedre tilknytning til arbeidsmarkedet enn foreldre født i ikke-vestlige land, har redusert sysselsettingen mest i perioden etter satsøkningen. Alt i alt, observerer vi små endringer i sysselsettingen. En reduksjon i gjennomsnittlig avtalt arbeidstid på 1 time kan virke lite, men selv små endringer kan gi utslag i form av et betydelig antall tapte årsverk. Per august 2019 var det om lag 51 000 mødre med barn i kontantstøttealder. Dersom denne gruppen reduserer gjennomsnittlig avtalt arbeidstid med 1,4 timer, tilsvarer denne reduksjonen 476 fulltidsstillinger.

Referanser

- Angrist, Joshua D. og Jörn-Steffen Pischke (2009) *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricists Companion*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Bertrand, Marianne, Esther Duflo & Sendhil Mullainathan (2003) *How much should we trust differences-in-differences estimates?*. Tilgjengelig fra: <https://economics.mit.edu/files/750> (Hentet: 4.9.19).
- Dahl, Espen Sveinung (2014) «Fleire foreldre er i arbeid etter endringane i kontantstøtteordninga». *Arbeid og velferd*, 1/2014, 25-36.
- Dahl, Espen Sveinung & Ellingsen, Jostein (2015) «Økt eksport av kontantstøtte», *Arbeid og velferd*, 1/2015, 28-36
- Drange, Nina og Rege, Mari (2013) “Trapped at home: The Effect of Mothers’ Temporary Labor Market Exits on Their Subsequent Work Career”. *Labour economics*, 2013(24), 125-136.
- Ellingsæter, Anne Lise og Bulbrandsen, Lars (2003) *Barnehagen – fra selektivt til universelt velferdsgode*. NOVA-rapport 24:2003. Oslo: Nova.
- Ellingsæter, Anne Lise (2015) “Making, Unmaking and Remaking: The Evolution of Nordic Cash for Childcare Schemes”. I Engelstad, Fredrik og Hagelund, Anniken (red.), *Cooperation and conflict the Nordic Way: Work, Welfare, and Institutional Change in Scandinavia*. De Gruyter Open. ISBN 978-3-11-044 428-5. Kapittel 14, 262-280.
- Hedding, Betzy (2016) «Lavere sysselsetting blant mødre etter økt kontantstøttesats». *Arbeid og velferd*, 3/2016, 61-73.
- Lov om kontantstøtte til småbarnsforeldre (Kontantstøtte-loven). Tilgjengelig fra: <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/1998-06-26-41> (Hentet 23.07.19).
- NAV (2019a) *Kontantstøtte. Mottakere. Kjønn og alder 2009 – 2018. Antall*. Oslo: Arbeids- og velferdsdirektoratet. Tilgjengelig fra: <https://www.nav.no/no/NAV+og+sammfunn/Statistikk/Familie+-+statistikk/Kontantstotte> (Hentet 4.9.19).
- NAV (2019b) *Barnetrygd og kontantstøtte til utenlandske arbeidstakere i Norge*. Oslo: Arbeids- og velferdsdirektoratet. Tilgjengelig fra: <https://www.nav.no/no/Person/Familie/Barnetrygd+og+kontantstotte/Relatert+informasjon/barnetrygd-og-kontantstotte-til-utenlandske-arbeidstakere-i-norge> (Hentet 4.9.19).
- Norges offentlige utredninger (2007:2) *Integrasjon og tillit. Langsiktige konsekvenser av høy innvandring*. Oslo: Justis- og beredskapsdepartementet.
- Norges offentlige utredninger (2017:6) *Offentlig støtte til barnefamilie*. Oslo: Barne- og likestillingsdepartementet.
- Rønsen, Marit (2009) “Long-Term Effects of Cash for Childcare on Mothers’ Labour Supply”. *Labour*, 23(3), 507-533.
- Schöne, P. (2004) “Labour Supply Effects of a Cash-for-Care Subsidy”. *Journal of Population Economics*, 17, 469-505.
- Statistisk Sentralbyrå (2017a) *Barnehagedekning før og nå*. Publisert 14. september 2017. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/utdanning/artikler-og-publikasjoner/barnehagedekning-for-og-na> (Hentet 4.6.19).
- Statistisk Sentralbyrå (2017b) *Kontantstøttebruken gikk ned*. Publisert 23. juni 2017. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/innvandring-og-innvandrere/artikler-og-publikasjoner/kontantstottebruken-gikk-ned> (Hentet 19.07.19).
- Statistisk Sentralbyrå (2019) *Laveste andel mottakere på 20 år*. Publisert 13. juni 2019. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/sosiale-forhold-og-kriminalitet/artikler-og-publikasjoner/laveste-andel-mottakere-pa-20-ar> (Hentet 24.7.19).
- Meld. St. 40 (2016-2017) *Eksport av norske velferdsytelser*. Tilgjengelig fra: <https://www.regjeringen.no/contentassets/aee6f3ea3c134d96bee2bc432969ecb4/no/pdfs/stm201620170040000dddpdfs.pdf>
- St.prop. nr. 53 (1997-1998) *Innføring av kontantstøtte til småbarnsforeldre*. Oslo: Barne-, likestillings- og inkluderingsdepartementet.

UTGIVER
Arbeids- og velferdsdirektoratet
Postboks 5
St. Olavs plass
0130 OSLO

TRYKK: 07 Media, 07.no
ISSN: 1504-8217

