



Arbeid og velferd

Kan vi google det?

Lokale variasjoner i brukertilfredshet

Har innføringen av botidskrav for kontantstøtte medført økt sysselsetting?

Holdninger til sykefravær: Hva mener befolkningen?

Utviklingen på arbeidsmarkedet – NAVs arbeidsmarkedsprognose

REDAKSJON

Ansvarlig redaktør

Heidi Nicolaisen

Redaktør

Jorunn Furuberg

Redaksjon

Ivar Lima, Inger Cathrine Kann, Espen Steinung Dahl,
Heidi Nicolaisen, Jon Petter Nossen og Eugenia Vidal Gil.

Redaksjonsråd

Ole Christian Lien, Anne-Cathrine Grambo, Magnus Ystebø Wright,
Ida Frisak Ringnes, Lone Dahlin Arntsen, Nina Lysø og Anders Thorgersen

Redaksjonen avsluttet sitt arbeid den 05.03.2020

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

Kan vi google det?	3
Lokale variasjoner i brukertilfredshet	23
Har innføringen av botidskrav for kontantstøtte medført økt sysselsetting?.....	39
Holdninger til sykefravær: Hva mener befolkningen?.....	59
Utviklingen på arbeidsmarkedet – NAVs arbeidsmarkedsprognose	77

KAN VI GOOGLE DET?

Bruk av stordata til prognoser for arbeidsledigheten

Av Malin Charlotte Engel Jensen

Sammendrag

Formålet med denne analysen er å undersøke om bruk av stordata fra Google Søketrender kan benyttes til å lage kortsiktige prognoser for arbeidsledigheten i Norge. Modellene og rammeverket som presenteres gir treffsikre anslag på de kortsiktige svingningene i konjunktursyklusen. Modellene kan, for eksempel, fange opp et brått og uventet hopp i ledigheten. Slik hyppig og pålitelig informasjon om forventet utvikling i arbeidsledigheten vil gi NAV bedre styringsinformasjon og muligheten til å agere raskere og med mer effektiv ressursbruk.

Et typisk eksempel på et verktøy som samler inn stordata, er Google Søketrender. Google Søketrender er en internettbasert tjeneste som lager statistikk og systematiserer hva folk søker etter på Google. Datagrunnlaget kan antas å reflektere sanntidsinformasjon om søkemotorbrukerens intensjoner (til å blant annet gjennomføre en økonomisk beslutning). I denne artikkelen undersøkes hvorvidt Google Søketrender kan benyttes til å lage kortsiktige prognoser, såkalt «nowcasting», for arbeidsledigheten.

Resultatene fra analysen viser at prognosemodeller basert på Google søketreender gir statistisk signifikante og presise anslag for arbeidsledigheten. Dette finner jeg ved å sammenligne Søkere-trend-modellenes anslag med anslag laget av to kjente referansemodeller. De empiriske resultatene stemmer overens med tidligere forskning på området og indikerer at rammeverket som benyttes her er stabilt på tvers av utfallsvariabler.

Nøkkelord: nowcasting, Google søketreender, prognose, stordata, arbeidsledighet, kortsiktige prognoser, Google trends, konjunktur analyse

Innledning

NAV publiserer månedlig ledighetsstatistikk. Disse tallene er blant de makroøkonomiske størrelsene det er knyttet størst oppmerksomhet til i norsk økonomi. Ledighetstallene er en av de viktigste temperaturmålerne på tilstanden i økonomien og følges med stor interesse av en rekke offentlige institusjoner, finanssektoren, media og befolkningen for øvrig. I likhet med mange andre makroøkonomiske nøkkelvariabler, blir ikke ledighetstallene publisert fullt så hyppig og med et relativt stort tidsetterslep¹. Store avvik mellom når lediggang faktisk inntreffer og når det blir målt og tilgjengeliggjort, gjør det vanskeligere å fatte treffsikker økonomisk politikk. Med dette som bakteppe, er det i den senere tid blitt diskutert hvorvidt kortsiktige prognoser, heretter omtalt som «nowcasting», av slike nøkkelvariabler kan gi beslutningstakere et bedre informasjonsgrunnlag for å gjennomføre økonomisk politikk.

Det engelske ordet nowcasting har sitt opphav fra de to ordene «now» (nå) og «forecasting» (prognose) og er ment å henvise til svært kortsiktige prognoser. Prinsippet med nowcasting er enkelt. Vi bruker data, eller mer spesifikt indikatorer, som blir publisert tidligere og mer hyppig enn den variabelen vi ønsker å predikere. Hensikten er å finne indikatorer som er tilgjengelige *før* offisiell statistikk blir publisert, se Banbura mfl. (2013).

I denne artikkelen er tanken å bruke nowcasting til å gi oss et mer oppdatert temperaturmål på arbeidsledigheten. Dette er særlig nyttig for NAV: Jo tidligere indikasjoner vi har på at ledighetsutviklingen er på vei til å snu, desto bedre kan NAV tilpasse seg svingningene i den norske økonomien. Store og uforutsigbare hopp i ledigheten medfører, blant annet, lengre vente- og behandlingstid for brukere som trenger bistand fra NAV ved lediggang. Hvis NAV-kontorene har et mer oppdatert informasjonsgrunnlag idet slike sjokk inntreffer, kan de forberede seg og møte situasjonen mer effektivt. Videre gir kortsiktige prognoser med presise estimater på

den nåværende tilstanden i det norske arbeidsmarkedet, et bedre utgangspunkt for mer langsiktige prognoser. Dermed kan kvaliteten på informasjonen som NAV gir til beslutningstakerne styrkes slik at den økonomiske politikken blir mer treffsikker.

Det er flere aktuelle variabler som kan benyttes som indikatorer på de kortsiktige svingningene i arbeidsledigheten. Finansielle variabler, slik som valutakursen eller renter, er særlig interessante indikatorer ettersom disse oppdateres i sanntid og til en viss grad kan betraktes som tett sammenvevd med resten av økonomien. Thorsrud (2018) fremhever imidlertid to problemer ved å bruke slike variabler som beslutningsgrunnlag. For det første er sammenhengen mellom indikatorne og aggregerte makrovariabler svært ustabil. For det andre er det vanskelig å identifisere hva slags type sjokk som får finansielle variabler til å svinge. Se eksempelvis på den norske kronen: Tradisjonell økonomisk teori predikerer at når differansen mellom den norske styringsrenten og internasjonale styringsrenter øker, vil den norske kronen styrke seg. I praksis har imidlertid den norske valutakursen vært rekordsvak til tross for at denne differansen har økt som følge av at styringsrenten her hjemme har blitt hevet tre ganger det siste året. Når man ikke vet hvorfor variablene fluktuerte slik som de gjør, blir det vanskelig for en beslutningstaker å vite hva man skal basere avgjørelsene sine på. Kanskje er det fruktbart å undersøke hvorvidt andre datagrunnlag, som vi både kjenner de bakenforliggende drivkreftene til og som mest sannsynlig produserer lave prognosefeil, kan tas i bruk?

I denne artikkelen vil jeg bruke data fra Google Søketrender til å forklare de kortsiktige fluktuationene i den registrerte arbeidsledigheten. Ved å bruke Google Søketrender som datagrunnlag, unngår jeg problemene Thorsrud (2018) peker på. Ideen er at søketrendene samlet kan tjene som en god indikator på de kortsiktige fluktuationene i den registrerte ledigheten, ettersom et søk i Googles søkemotor reflekterer søkemotorbrukerens *intensjon* om å ta en (økonomisk) beslutning. Slike intensjoner vil bli målt av Google Søketrender **før** resultatene av de samme intensjonene blir målt og tilgjengeliggjort

¹ Et tidsetterslep (eller et «lag» på engelsk) beskriver en variabel som har sin verdi fra én tidsperiode tidligere.

gjennom offisiell statistikk. Vi kan lett tenke oss til hva vi selv ville søkt etter hvis vi trodde vi sto i fare for å miste jobben. Typiske søk kan inkludere ord som [dagpenger NAV], [finn jobb], [hvordan skrive jobbsøknad] og så videre. Denne informasjonen vil Google ha tilgang til før personen eventuelt registrerer seg hos NAV. Google Søkertrend-variablene danner derfor et godt grunnlag for å kunne si noe om utviklingen i ledighetstillene den nærmeste tiden framover.

Hva er Google Søkertrender, og hva har det blitt brukt til?

Google Søkertrender er en nettbasert tjenesteplattform levert av Google som tilbyr høyfrekvent, disaggregert stordata om brukernes søkeadfærd.² De siste ti årene har Google Søkertrender gjort seg svært gjeldende som indikator på en mengde forskjellige variabler anvendt i forskningslitteraturen. Blant de første brukerne av Google Søkertrender var Polgreen mfl. (2009) som brukte verktøyet for å overvåke og avdekke sykdomsutbrudd i USA. Siden har Google Søkertrender blitt brukt til å måle alt fra hvor klima- og miljøbevisste vi er, til endringer i selvmordsrater, til å gi anslag på hvem som vinner presidentvalget i USA - og med hvor stor margin.

Choi og Varian (2009) var de første som utforsket bruken av søkedata fra Google i en samfunnsøkonomisk kontekst og argumenterte for at Google Søkertrender var en relativt treffsikker indikator på den kortsiktige variasjonen i den amerikanske arbeidsledigheten. Resultatet finner også støtte i den norske litteraturen om Google Søkertrender. Blant annet viser Anvik og Gjelstad (2010) til prognosemodeller som anslår den registrerte ledigheten med opptil 18 prosent høyere presisjon enn standard referansemodeller i over tolv måneder i strekk. I likhet med Anvik og Gjelstad (2010) og Ellingsen (2017) undersøker jeg hvordan vi kan benytte Google Søkertrender som grunnlag for å danne kortsiktige prognoser av den registrerte ledigheten i

² Lesere som vil lære mer om hva Google Søkertrender egentlig er, henvises til faktaboksen «Google Søkertrender for nybegynnere».

Google Søkertrender for nybegynnere

Google Søkertrender³ rapporterer en indeks som beskriver interessen for ett enkelt ord som er tastet inn i Googles søkemotor over tid. Her får man hovedsakelig tilgang til et ufiltrert utvalg av søk som gjøres i Googles søkemotor. Utvalget er anonymisert, kategorisert og gruppert sammen. På denne måten kan Google Søkertrender gi en oversikt over interessen for bestemte emner eller søkeord både nasjonalt og lokalt i Norge. Mer konkret rapporterer Google et *relativt mål på søkeinteressen*. Søkeinteressen viser hvor ofte ett gitt søkeord blir utforsket relativt til det totale søkevolumet. Volumet av søkeinteresse blir normalisert og deretter skalert. Normaliseringen skjer ved at Google deler søkeordet på et urelatert alminnelig søkeord. For eksempel kan vi tenke oss at indeksen for søkeordet [Champions League] blir normalisert ved å dele det på det urelaterte, alminnelige søkeordet [svimmel]. Videre blir indeksen skalert slik at den varierer mellom 0 og 100. På denne måten kan vi måle den relative endringen i interessen for et spesifikt søkeord over tid. Indeksen oppdateres daglig og spenner fra januar 2004 til i dag.

Av forskjellige grunner filtrerer Google Søkertrender ut enkelte typer søk. Dette gjelder spesielt søk som gjøres av svært få personer, gjentatte søk som gjennomføres av de samme personene i løpet av korte tidsperioder og søk som inneholder apostrofer eller andre spesialtegn.

³ <https://trends.google.com/trends/?geo=NO>

Norge. Det som skiller denne artikkelen fra de sistnevnte, og som er artikkelens viktigste bidrag til litteraturen, er at det her tas i bruk et mer formelt rammeverk for å håndtere store datamengder. Metodikken er lånt fra Jensen (2019) som viste at Google Søkertrend-modeller var signifikant bedre til å anslå de kortsiktige svingningene i kvartalsvis BNP enn to naive referansemodeller.

Data og Metode

I artikkelen vil jeg predikere endringen i bruttoledigheten. Dette betyr altså at bruttoledigheten er den avhengige variabelen, også kalt utfallsvariabelen, i prognosemodellene. Bruttoledighet defineres som summen av antallet helt ledige og antallet arbeidssøkere på tiltak, heretter omtalt som «ledigheten» eller «den registrerte ledigheten». Den registrerte ledigheten må ikke forveksles med «AKU-ledigheten» som er estimerte ledighetstill basert på intervjuundersø-

kelser i regi av Statistisk Sentralbyrå. AKU-ledigheten er ikke aktuell som utfallsvariabel i denne artikkelen da det underliggende datagrunnlaget er mindre kompatibelt med volumet av søkedata fra Google.

Hva er forskjellen mellom nowcasting prognoser og de vi lager i «Utviklingen på arbeidsmarkedet»?

Det er kanskje ikke helt opplagt at det er behov for denne typen prognoser ettersom NAV allerede produserer arbeidsmarkedsprognoser, som i artikkelen «Utviklingen på arbeidsmarkedet» (UPA). Prognosemodellene som omtales her fyller imidlertid en helt annen rolle enn prognosene i UPA. For det første måler de to metodene arbeidsledigheten over svært forskjellige prognoseperioder. Med dette rammeverket ønsker vi å måle arbeidsledigheten i sanntid, mens i UPA er formålet å anslå arbeidsledigheten inntil tre år frem i tid. De store forskjellene i hvor langt fremover prognosen er ment å skue, innebærer også at prognosene beror på svært forskjellige metodologiske rammeverk. I denne artikkelen brukes for eksempel en algoritme til å velge en treffsikker nowcasting-modell, mens man i UPA bruker KVARTS-modellen til å anslå veksten i ledigheten. Videre bruker de to prognosemetodene ulike datagrunnlag. I UPA er man avhengig av data fra eksempelvis nasjonalregnskapet og internasjonale statistikkbyråer for å oppdatere KVARTS-modellen, slik at vi kan estimere ledigheten frem i tid. I denne artikkelen brukes derimot høyfrekvent stordata fra Google Trends for å estimere ledigheten. Metodene kan slik sett betraktes som komplementære, der det typisk er mulig å basere de langsiktige prognosene på oppdatert informasjon som kommer fra nowcasting-modeller. Spesielt nyttig er nowcasting-modellene for de langsiktige prognosemodellene dersom de kan forutse vendepunkter i konjunktursyklusen, noe som ofte er vanskelig å anslå ved hjelp av store strukturelle makromodeller, slik som blant annet KVARTS-modellen.

Den registrerte ledigheten oppdateres siste fredag i måneden. Google Søkertrend-variablene måles i sanntid noe som innebærer at modeller basert på slike søketrender kan lage ledighetsprognoser minst en måned i forkant av publisering av bruttoledigheten. Mange arbeidstakere har for eksempel tre måneders oppsigelsestid og vil mest sannsynlig bruke Google til å fremskaffe informasjon om dagpenger, ledige stillinger o.l. før oppsigelsestiden løper ut og de registrerer seg som arbeidssøkere. Det er derfor sannsynlig at Søkertrend-variablene fanger opp informasjon som ikke blir tilgjengelig gjennom ledighetsstatistikken før opptil tre måneder etter oppsigelsen ble registrert.

Den registrerte ledigheten er ikke egnet til å brukes som utfallsvariabel. Dette skyldes at variabelens statistiske egenskaper (som gjennomsnitt og standardavvik) ikke er konstante over tid⁴. For å ta høyde for dette ser vi heller på endringen⁵ i bruttoledigheten. Utfallsvariabelen blir dermed målt som *prosentvis endring i den registrerte bruttoledigheten* fra måned til måned. Transformasjonen av variabelen er illustrert med før- og etter -bilde (se Figur 1 og 2).

Videre har jeg valgt å bruke det ujusterte målet på den registrerte ledigheten, som dermed ikke korrigerer for sesongmønster eller brudd i serien. Valget er basert på en langvarig økonometrisk tradisjon for å bruke rådata fremfor brudd- og sesongjusterte tall. En klar fordel med dette er at vi blant annet slipper å være prisgitt sesongjusteringsmetoder. Dette kan enkelt justeres for i etterkant. En utvilsom ulempe ved å la være å justere for sesongvariasjon er at modellene typisk vil inneholde Søkertrend-variabler med store sesongkomponenter som korrelerer sterkt med sesongkomponentene i utfallsvariabelen. Dermed mister vi muligheten til å undersøke hvorvidt enkelte variabler er fundamentalt viktigere for å anslå svingningene i ledigheten enn andre variabler.

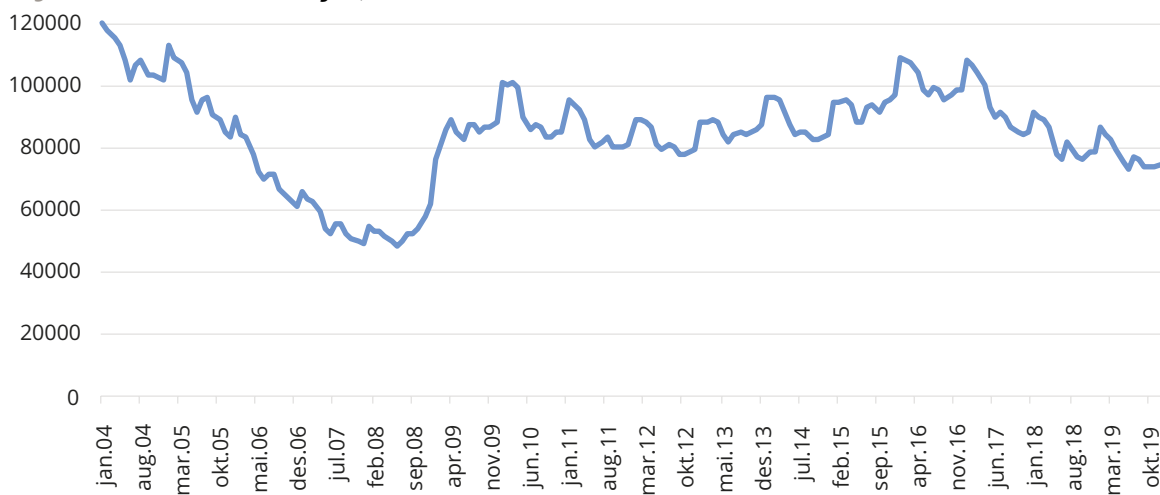
Metode for å velge typiske «Google»-søkeord

Et springende punkt i et opplegg hvor vi til slutt skal bestemme oss for en modell som skal predikere arbeidsledigheten i sanntid, gjelder utvelgelsen av Google Søkertrend-variabler, eller mer bestemt: søkeord. Vilkaørlig utvelgelse av søkeord kan nemlig føre til skjevhet i utvalget og vi blir nødt til å holde oss til et metodisk rammeverk for å kunne sikre et balansert utvalg. Som en praktisk løsning har jeg valgt å benytte Store Norske Leksikon (SNL) for å finne søkeord som er relatert til aktiviteten i arbeidsmarkedet. Ordene blir valgt fra kategorien «samfunn» som inneholder 11 nye underkategorier. Søkeordene velges fra underkategorien «arbeid og

⁴ På fagspråket kalles slike variabler for «ikke-stasjonære» variabler. Den Augmenterte Dickey Fuller-testen blir brukt for å undersøke nullhypotesen om at variabelen ikke er stasjonær og hypotesen kan ikke forkastes, se Tabell V1.

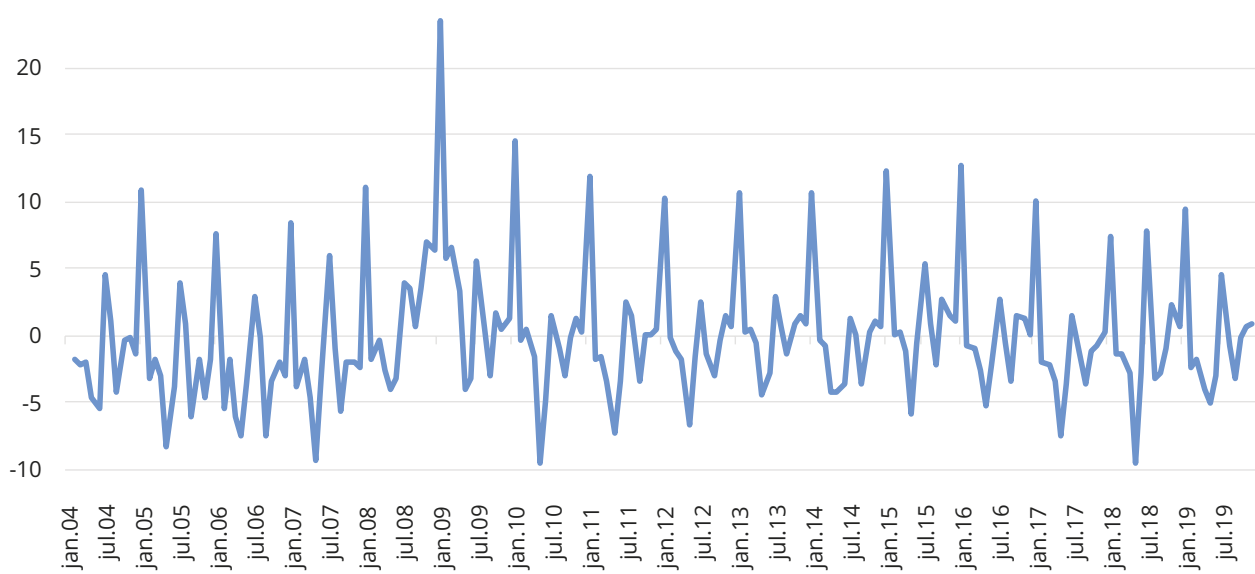
⁵ Endringen defineres som differansen mellom variabelens verdi i dag og variabelens verdi i går (på engelsk omtaler man transformasjonen som «first difference»).

Figur 1. Antall «bruttoledige», Jan. 2004 – Des. 2019.



Kilde: NAV

Figur 2. Den prosentvise endringen i bruttoledigheten, Feb. 2004 – Des. 2019.



Kilde: NAV

velferd», som inneholder i overkant av 200 artikler. Artikkelnavn som eksempelvis [arbeidsledighet], [sosialhjelp] og [dagpenger] blir gjenstand for utvelgelse. En andel av artiklene blir ikke med i utvalget fordi det ikke er nok søkeinteresse i Googles søkemotor for det utvalgte ordet, slik som [lønsmottager], eller fordi de anses som uhensiktsmessige å inkludere, slik som [levealdersjustering] og [blå resept].

Ettersom SNL ikke er tilpasset denne typen formål, legges det til noen subjektivt valgte ord, slik som eksempelvis [søknadstekst] og [CV]. I litteraturen finner vi få eksempler på at utvalget balanseres av søkeord som reflekterer tilbudet av arbeidskraft så vel som etterspørselen etter arbeidskraft. Dette blir til en viss grad tatt høyde for her ved å inkludere ord som [rekruttering hjelp], [bemanne], [hvordan ansette] o.l. Jeg bruker også et program som

observerer hva slags søkeord brukerne av www.nav.no og www.arbeidsplassen.no taster inn i Googles søkemotor for å nå frem til de to nettsidene⁶. De ti mest brukte søkeordene tastet inn i Googles søkemotor før man når de to nettsidene mellom 1. Oktober og 1. Januar inkluderes også i utvalget. Totalt gir dette et utvalg på 144 Google Søketroend-variabler som måles over 193 måneder fra januar 2004 til januar 2020.

Detaljer om variablene

I likhet med den registrerte ledigheten er flere av Google Søketroend-variablene også ikke-stasjonære. Alle variablene blir undersøkt ved hjelp av Augmenterte Dickey Fuller (ADF)-testen og ti av variablene blir målt på differanseform som følge av at heller ikke disse variablene har statistiske egenskaper som er konstante over tid.

Jeg korrigerer for sesongvariasjonen i datasettet ved å inkludere 12 dummy-variabler, en for hver måned. I løpet av perioden vi overvåker bruttoledigheten er datagrunnlaget «endret» to ganger som følge av to forskjellige brudd. Det første bruddet oppstod som følge av at en ny registreringsløsning for de som registrerer seg som arbeidssøkere på nav.no ble innført i slutten av 2018. Vi korrigerer for dette bruddet ved å inkludere en dummy-variabel som er lik 1 for november og desember 2018 og lik 0 resten av perioden. Den andre dummy-variabelen er lik 1 i mars 2010 og lik 0 resten av perioden og korrigerer for bruddet i statistikken som følge av store regelverksendringer, særlig knyttet til innføringen av AAP-ordningen. Til slutt velger jeg også å inkludere interaksjonsledd mellom de variablene som korrelerer med mer enn 80% med hverandre. Dette utvider datasettet med 19 variabler og inneholder nå 163 variabler til sammen.

Hvordan redusere antall variabler og sitte igjen med de viktigste

En utfordring med å anvende stordata til prognoseformål er at vi må finne en måte å velge noen få variabler av svært mange. I tillegg ønsker vi å spore opp de variablene som sammen har betydning for utfallet. Et viktig spørsmål blir hva slags kriterier eller metoder man skal bruke for å velge et hensiktsmessig antall variabler, blant et utvalg på totalt 163 variabler, til en endelig prognosemodell. Som tidligere nevnt kan vi benytte en automatisk søkealgoritme, Autometrics, til å trekke ut relevante variabler til den endelige model-

len. Tidligere forskning (Epprecht mfl. (2019)) viser derimot at dersom antall variabler i datasettet reduseres vil Autometrics gjøre en mer effektiv jobb i å hente frem den endelige prognosemodellen. Slike modeller er både «riktigere» og gir lavere prognosefeil, viser Monte Carlo simuleringer. En mulig forklaring på dette kan være at Autometrics bruker hypotesetesting for å finne frem til den endelige prognosemodellen. Når datasettet inneholder veldig mange variabler, fører dette til en akkumulasjon av type-I feil. Det betyr at maskinen forkaster nullhypoteser som i realiteten er sanne. For å forhindre dette tilføyer jeg noen kriterier i tillegg til de som allerede er bygd inn i maskinvaren. Dette bidrar til å redusere akkumulasjonen av type-I feil ettersom de nye kriteriene bistår i å kutte ned på antall variabler i datasettet. Samtidig håper jeg at akkurat disse utvalgte kriteriene er tilstrekkelige midler for å luke vekk variabler som forvirrer algoritmen eller oppfattes som støy (se avsnittet «valg av algoritme i jakten på den endelige modellen»)

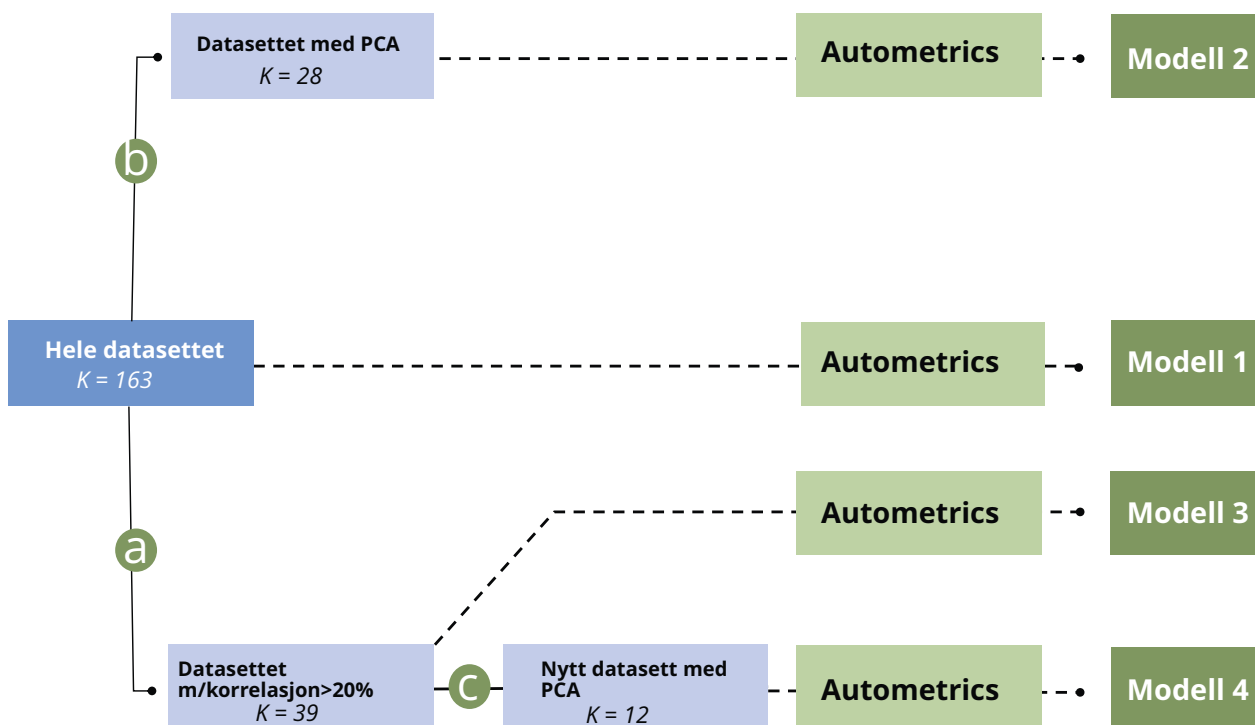
Det er altså av interesse å teste hvorvidt små datasett med færre variabler fungerer som et bedre grunnlag for å danne prognosemodeller enn større datasett med mange variabler. Ved bruk av systematiske kriterier, som korrelasjon med utfallsvariabel og prinsipal komponent analyse, lager jeg tre nye datasett som inneholder færre variabler enn det opprinnelige datasettet. Fordelen ved å bruke akkurat disse metodene for å dele variablene inn i nye datasett er at de sikrer at flere av de viktigste og mest signifikante variablene blir med videre i analysen, se Jensen (2019). Etter vi har delt datasettene inn i mindre datasett legges hvert datasett inn i Autometrics, som videre trekker ut kombinasjonen av variabler med størst forklaringskraft som sammen danner den endelige prognosemodellen. Figur 3 gir en forenklet framstilling av prosedyren foreslått av Jensen (2019).

To metoder for å koke ned datasettet

Det første kriteriet som blir benyttet for å redusere datasettets omfang er å se etter enkle parvise korrelasjoner mellom hver uavhengige Google Søketroend-variabel og utfallsvariabelen, som foreslått av Boivin mfl. (2006). Jeg bestemmer meg for å beholde kun de regressorene som har en korrelasjonskoeffisient som er over 20 prosent med bruttoledigheten. Denne gren-

⁶ Jeg vil gjerne benytte anledningen til å takke Tobias Mcvey fra NAV designseksjon for introduksjonen og tillatelsen til å ta i bruk dette programmet.

Figur 3. Kart over datasettene.



Kartet leses fra venstre til høyre. Til venstre, har vi «Hele datasettet» med alle 144 Google Søkertrend-variablene og 19 dummy-variabler og interaksjonsledd. Når vi beveger oss mot høyre, blir datasettet delt inn i tre nye datasett med færre forklaringsvariabler; «PCA», «Korrelasjon» og «Nytt datasett med PCA». I siste steg, bruker vi en automatisk algoritme (Autometrics) for å trekke ut de variablene, i hvert enkelt datasett, som skal inkluderes i den endelige prognosemodellen helt til høyre i fremstillingen.

Kilde: NAV

sen er delvis satt på bakgrunn av at det er svært få (kun 6) variabler som korrelerer med bruttoledigheten med mer enn 30 prosent, samtidig som det er svært mange (mer enn 80) variabler som korrelerer med ledigheten med mer enn 10 prosent. Ved å sette grensen på 20 prosent kvitter vi oss med nesten 100 variabler og står igjen med et datasett på 39 Søkertrend-variabler. Et datasett i denne størrelsesordenen er passende da det er nok variabler til at det lønner seg å bruke Autometrics samtidig som det er et lavt nok antall variabler til at sannsynligheten for type-I feil tvinges ned. Prosedyren gjenspeiles i reiserute (a) til venstre i Figur 3.

Metoden jeg henviser til som «PCA» er en prinsippal komponent analyse der man forvandler et gitt antall (muligens) korrelerende variabler til et mindre antall ikke-korrelerende variabler, som vi kaller «prinsippale

komponenter». Kort fortalt går metoden ut på å oppsummere et spredningsplott ved å lage en lineær kombinasjon av alle variablene i datasettet. Her vil de variablene som er viktigst i å forklare hele datasettet få høyere vekt i komponenten enn de variablene som, i større grad, kan betraktes som støy. PCA blir anvendt på et sett med indikator-variabler etterfulgt av en lineær regresjon. Deretter kjøres en ordinary least squares (OLS) regresjonsanalyse for å trekke ut de «prinsippale komponentene» som sammen er mest signifikante i å forklare arbeidsledigheten over tid. I denne regresjonsanalysen blir nesten 20 prosent av variasjonen i datasettet oppsummert i den første prinsippale komponenten. De neste to komponenter står for henholdsvis 9 og 7 prosent av variasjonen i datasettet. Til sammen forklarerer de første 28 prinsippale komponentene 75 prosent av variasjonen og jeg bestemmer meg for å inkludere kun disse i videre analyser.

Antallet variabler har gjennom denne prosedyren blitt redusert fra 163 til 28, se reiserute (b) i Figur 3.

Boivin og Ng (2006) var blant de første til å stille spørsmål ved om store datamengder alltid danner det beste grunnlaget for å trekke ut prinsipale komponenter. For å lage mer presise prognosemodeller, basert på stordata, foreslo de isteden å bruke mindre datasett som grunnlag for å trekke de prinsipale komponentene man senere skulle benytte for å lage prognosemodeller. Sammen med Jensen (2019) finner de at modeller som baseres på denne metoden gir signifikant lavere prognosefeil enn tradisjonelle referansemodeller. I tråd med hypotesen over velger jeg å kombinere de to metodene jeg introduserte overfor. Det betyr at jeg gjennomfører PCA på det datasettet som inneholder de 39 variablene som korrelerer med utfallsvariabelen med mer enn 20 prosent. I dette datasettet forklarer den første komponenten opptil en fjerdedel av variasjonen i datasettet mens de to neste komponentene står for henholdsvis 13 og 10 prosent av variasjonen i datasettet. Jeg velger å inkludere de første tolv komponentene ettersom disse også bidrar til å forklare opptil 75 prosent av variasjonen i datasettet. I Figur 3 er de metodologiske stegene visuelt fremstilt ved at vi først tar reiserute (a) etterfulgt av reiserute (c), før vi til slutt ender opp i å legge datasettet inn i Autometrics.

Valg av algoritme i jakten på den endelige modellen

Valg av algoritme er et viktig steg i prosessen med å søke etter den endelige prognosemodellen. Til tross for at det i teorien er mulig å bruke kjente metoder slik som OLS for å predikere arbeidsledigheten, er dette litt upraktisk da det er en tidkrevende øvelse å estimere om lag 2 kvadrantillion modeller. For å kunne skille ut de variablene som sammen gir en tilfredsstillende og presis prognose av arbeidsledigheten ved hjelp av enkle kriterier, kan et verktøy som «Autometrics» benyttes. Autometrics er en maskinvare basert på «General to Specific» (Gets) – prinsippet, der en empirisk analyse begynner i en generell statistisk modell som blir redusert i kompleksitet ved å eliminere ikke-signifikante variabler. Litt uformelt kan vi tenke på Autometrics som en lottomaskin der ballene som roterer rundt i maskinen representerer vari-

ablene i datasettet. I motsetning til en lottomaskin der ballene trekkes på tilfeldig grunnlag velger Autometrics ut en rekke med baller basert på enkle kriterier som sammen danner den endelige prognosemodellen. Et av kriteriene er eksempelvis at alle variablene i modellen skal ha et bestemt statistisk signifikansnivå. Dette nivået blir satt av forskeren.

Autometrics har en akilleshæl. Gjentatt hypotesetesting fører til en akkumulering av type-I feil. Det betyr at jo flere hypoteser som testes desto høyere er sannsynligheten for at noen av hypotesene som ikke skal forkastes, blir forkastet på basis av rene tilfeldigheter. En måte man enkelt kan moderere dette problemet på er å pålegge algoritmen et lavt signifikansnivå. Det betyr at variablene som blir inkludert i den endelige modellen må være signifikante på, for eksempel, et 0,1 prosent signifikansnivå. Dette bidrar til å fjerne irrelevante variabler som kun er inkludert i modellen basert på rene tilfeldigheter, men gjør også at relevante variabler som tilfeldigvis ikke er signifikante på dette nivået blir ekskludert. Med et lavt signifikansnivå vil dermed modellen inneholde færre irrelevante variabler, men dessverre også færre relevante variabler. De mer konkrete detaljene rundt modellspesifikasjonene går jeg nærmere inn på i neste avsnitt.

Spesifisering av modellene

De fire modellene blir *estimert* fra februar 2004 til desember 2015, mens *prognoseperioden* løper fra januar 2016 til januar 2020, i 48 perioder. Inn i Autometrics-maskineriet legges hver Søkertrend-variabel med to tidsetterslep, syv interaksjonsledd, 12 dummy-variabler for hver måned i året og to dummy-variabler som i hensyntar bruddene i 2010 og 2018.

Ettersom de fire datasettene inkluderer såpass ulikt antall variabler bør jeg velge forskjellige signifikansnivåer i hver av de fire modellestimeringene. Hele datasettet (det lysegrå rektangelet helt til venstre i Figur 3) inneholder totalt 510 variabler noe som (antagelig) er for mange variabler for å kunne lage en god prognosemodell. Et høyt antall variabler taler for å ta i bruk et lavt eller strengt signifikansnivå for å unngå en for høy akkumulering av type-I feil. Jeg bestem-

Tabell 1: Modellspesifikasjoner.

	Datasett	Antall variabler ⁷ inn i Autometrics	Signifikansnivå
Modell 1 (M1)	Fullstendig datasett	510	0,01 %
Modell 2 (M2)	Korrelasjon > 20%	138	0,1 %
Modell 3 (M3)	PCA	81	1 %
Modell 4 (M4)	PCA ← Korrelasjon > 20%	57	1 %

Datasett beskriver hvilket datasett modellen springer ut av. Antall variabler i Autometrics spesifiserer hvor mange variabler som blir lagt inn i Autometrics. Signifikansnivå spesifiserer hvilket signifikansnivå variablene minst må ha for at de skal inkluderes i den endelige modellen.

⁷ Dette inkluderer to lags av hver variabel, alle dummy-variabler og interaksjonsledd.

mer derfor at alle variabler i den endelige modellen minst skal ha et signifikansnivå på 0,01 prosent. Med dette signifikansnivået viser Hendry og Nielsen (2007, Kap 19.3) at den endelige modellen vil inkludere $0,0001 * 510 = 0,051$ irrelevante variabler og sannsynligheten for type-I feil er 4,9 prosent, som er relativt lavt.

Datasettet som inkluderer kun de variablene som korrelerer med mer enn 20 prosent med bruttoledigheten inneholder totalt 138 variabler. Dette er også et relativt høyt antall variabler. Med et signifikansnivå på 0,1 prosent vil den endelige modellen i gjennomsnitt inkludere 0,138 irrelevante variabler og sannsynligheten for type-I feil er i dette tilfellet rett under 10 prosent noe som er litt høyt, men akseptabelt. Modell 3 og 4 blir estimert med henholdsvis 81 og 57 variabler hver og jeg legger til grunn at hvis variablene er signifikante på et 1 prosent signifikansnivå, holder vi både akkumulasjonen av type-I feil og antallet irrelevante variabler nede på et hensiktsmessig nivå. Modellspesifikasjonene er oppsummert i Tabell 1 over.

Empiriske resultater:

Estimering av Google Søkertrend-modellene

Modell 1 er gjengitt i Tabell 2 under og gjenspeiler et eksempel på en typisk Google Søkertrend-modell. De fire modellene har to viktige fellesnevnerne. For det første er alle modellene relativt komplekse og inkluderer et overaskende høyt antall forklaringsvariabler. Den minste modellen (M1) har 6 forklaringsvariabler mens den største modellen (M2) inkluderer hele 19 forklaringsvariabler. Videre viser resultatene fra modellestimeringen at alle modellene inkluderer

Statistiske antagelser: Test av restledd og parameterstabilitet

Før man går i gang med å evaluere presisjonen i anslagene er det viktig å vurdere hvorvidt de underliggende statistiske antagelsene er støttet av datagrunnlaget. Mer konkret har jeg antatt at (i) restleddene ikke er feilspesifisert (ikke-korrelerende over tid og normale) og (ii) at parameterne i modellene er stabile over tid. Vi tester først antagelse (i) ved hjelp av enkle tester⁸ og finner at alle prognosemodellene vurdert i denne analysen har normale og ikke-korrelererte restledd på et 5 prosent signifikansnivå. Jeg kan dermed konkludere at restleddene ser ut til å være riktig spesifisert og ikke utgjør noen trussel for inferensen i analysen videre.

Antagelsen (ii) om at parameterne i modellene er stabile blir testet ved hjelp av rekursiv estimering. Rekursiv estimering gir oss et visuelt inntrykk av hvor stabile parameterne i modellen er over tid ved å kontinuerlig endre estimeringsperioden. Modellen blir først estimert over en kort periode før perioden gradvis øker samtidig som man re-estimerer modellen. På denne måten gir estimeringsmetoden oss et kontinuerlig bilde av modellens stabilitet over en lengre tidsperiode. «Break-point Chow»-testen blir benyttet til å teste hypotesen om at modellene er stabile i perioden modellen blir estimert (februar 2004 til desember 2015). Testen viser at modellene er stabile over tid og at det mest sannsynlig ikke har forekommet noen strukturelle brudd i perioden modellene ble estimert over. Den visuelle fremstillingen av testen finner du i vedlegget, se Figur V1-V4.

⁸ Slik som, for eksempel, White-testen som tester hvorvidt restleddene er homoskedastiske og RESET-testen som tester modellspesifikasjonene.

minst 3 måneds-dummys. Den eneste variabelen som går igjen i alle fire modellene er dummy-variabelen for januar. Dette er ikke spesielt overaskende ettersom den ujusterte ledigheten nesten utelukkende er høyest

i januar hvert år noe som hovedsakelig skyldes at mange kontrakter går ut ved årsskiftet. Vi ser også at tre av fire modeller inkluderer dummy-variabler for mai og juli. Dummy-variabelen for mai er mest sannsynlig inkludert ettersom den ujusterte ledigheten er lavest i mai hvert år. Dette kan forklares med at mai er den måneden i året der det er færrest nyutdannede studenter som søker jobber mens i (juni og) juli derimot, begynner denne gruppen å registrere seg som ledige. Samtidig løper kontrakter også ofte ut på denne tiden av året, noe som gjerne kan forårsake en brå økning i ledigheten.

Mer generelt inneholder modell 1 og 2 en relativt bred portefølje av variabler som beskriver fluktuasjonene i arbeidsmarkedet. Søkeordene reflekterer typiske ord en *jobbsøker* ville tatt i bruk, slik som [jobbsøknad] og [manpower] og søkeord en *arbeidsledig* ville tatt i bruk, slik som [dagpenger] og [nav]. En av modellene inkluderer også Google Søkertrend-variabelen [ansette], et søkeord som kan tenkes å være typisk for *arbeidsgivere* som vurderer å utvide virksomheten.

Tabell 2: Modell 1 (M1).

Variabler	Koeffisient	Standard feil
Jobber	0,04**	0,01
Jobbsøknad	-0,07**	0,01
Samordna opptak	-0,06**	0,01
Permittering lønn	0,07**	0,02
Nav arbeid	0,07**	0,01
Januar	9,4**	0,6
Mai	-4,3**	0,5
Juli	4,5**	0,5

Koeffisienten til hver respektive variabel som er inkludert i modellen av Autometrics er gjengitt i kolonnen «koeffisient». Heteroskedastiske robuste standardfeil er gitt til høyre for koeffisientene, som er statistisk signifikante på et *5 % og **1 % signifikansnivå ved bruk av en tosidig test. Modellen er estimert fra Feb. 2004 – Des. 2015.

Tabell 3: Root Mean Squared Error (RMSE).

	Referansemodeller		Google Søkertrend-modeller			
	AR(1)	RW	M1	M2	M3	M4
RMSE	4,23	4,24	3,2	2,53	2,67	1,64

Lav RMSE innebærer mer treffsikre anslag. Prognosene av den prosentvise endringen i bruttoledigheten er 1-stepsprognoser (nowcasts). Modellenes prognoseperiode løper fra Jan. 2016 – Jan. 2020.

Vurdering av prognosene

For å vurdere prognoseevnen til nowcasting-modellene deler jeg tidsserien i to perioder: en *treningsperiode* og en *testperiode*. Med *treningsperiode* mener jeg den perioden vi bruker for å estimere hver enkelt prognosemodell. Etter at en modell er estimert ønsker vi å teste hvor gode prognoser modellen lager. Under *testperioden* sammenligner vi hver månedlige arbeidsledighetsprognose med «fasiten» eller retttere sagt den realiserte arbeidsledigheten. På denne måten finner vi ut hvor mye og ofte modellen «bommer» i sine anslag på de kortsiktige variasjonene i ledigheten. Dessverre finner vi ikke ut om de modellene vi er interesserte i lager bedre prognoser enn allerede etablerte modeller. Derfor sammenligner vi modellenes anslag med anslagene til to referansemodeller. En autoregressiv modell med ett tidssetterslep (AR(1)) og en «random walk»-modell (RW) tjener som referansemodeller i denne analysen. AR(1)-modellen spesifiseres ved at utfallsvariabelen, den prosentvise endringen i arbeidsledigheten, blir lineært bestemt av sitt eget tidsetterslep og et konstantledd. RW-modellen referer til en modell der verdien av ledigheten i dag er lik verdien av ledigheten i går pluss et uforutsigbart restledd. Forskning viser at de to referansemodellene er vanskelige å slå av mer komplekse modeller, se blant annet D'Agostino, Giannone og Surico (2006).

Modellenes treffsikkerhet blir vurdert ut ifra kriteriet «Root Mean Square Error» (RMSE). RMSE måler modellens gjennomsnittlige prognosefeil, som er differansen mellom realisert arbeidsledighet og modellens prognose for arbeidsledigheten. Jo lavere RSME desto bedre er modellen til å predikere fremtidige fluktuasjoner i ledigheten. Testperioden løper fra januar 2016 til januar 2020. Dette gir meg 48 perioder som kan brukes til å sammenligne anslagene til hver enkelt modell med den realiserte veksten i ledigheten.

Lavere prognosefeil enn referansem modellene

Samlet sett viser de empiriske funnene i Tabell 3 at alle Google Søkertrend-modellene har lavere prognosefeil enn de to referansem modellene. Vi ser imidlertid at det er stor variasjon mellom de fire prognosemodellene. Blant annet kan vi lese av tabellen at modell 1 (M1) har høyere prognosefeil enn for eksempel modell 4 (M4). Modell 4 danner altså et bedre grunnlag for å lage kortsiktige prognoser for arbeidsledigheten enn modell 1. Dette resultatet styrkes av at metodene har samme resultat som i en tidligere analyse med en annen utfallsvariabel. Også i den tidligere analysen hadde modeller klart lavest prognosefeil når PCA og korrelasjon med utfallsvariabel ble brukt samlet som kriterier for å kutte antall variabler i datasettet.

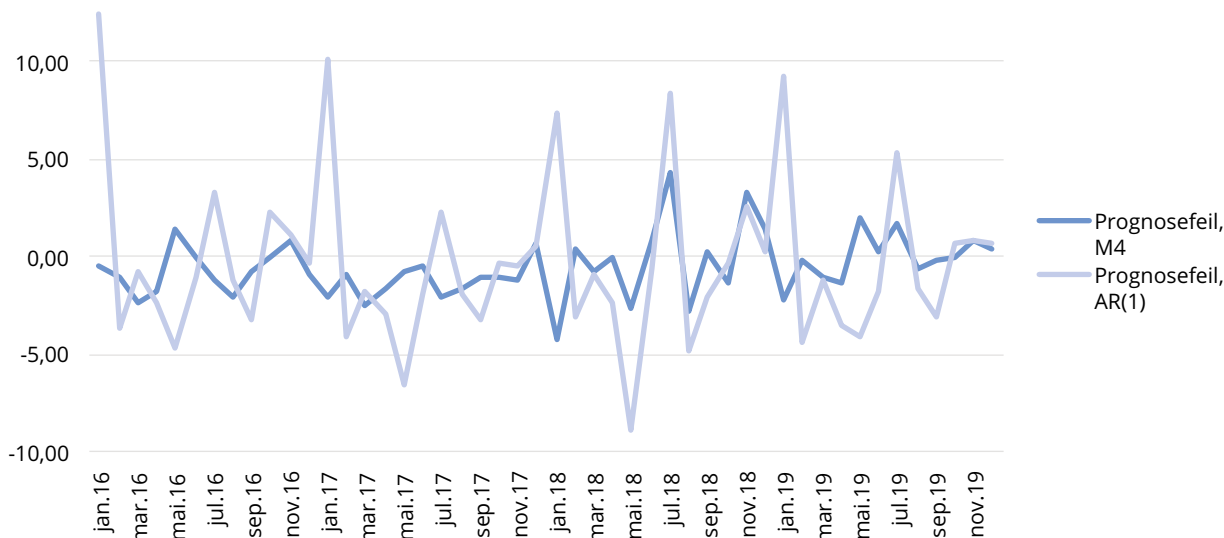
Videre viser Tabell 3 at både modell 2 og modell 3 gir relativt gode anslag for ledigheten med en lav prognosefeil, på henholdsvis 2.53 og 2.67, sammenlignet med de to referansem modellene. Modell 2 (M2) springer ut av datasettet som inneholder kun de variablene som korrelerer med utfallsvariabelen med mer enn 20 prosent. Den lave prognosefeilen til modell 2 signaliserer at bruk av enkle kriterier (som korrelasjon) for å kutte antall variabler i datasettet, virker å ha en god effekt på modellens prediksjonskraft. Modell 3 (M3) inneholder prinsipale komponenter som derimot er dannet med hele datasettet, bestående av 144 varia-

bler, som grunnlag. Sammenlignet med modell 4 som også er basert på prinsipal komponent analyse, gir modell 3 derimot noe upresise anslag. I tråd med funnene til Boivin og Ng (2006) ser vi altså at prinsipale komponenter som er basert på få (potensielt signal-tunge) variabler legger forutsetningen for å produsere mer presise prognosemodeller enn modeller som baserer seg på prinsipale komponenter som er trukket ut av store og til dels støyfulle datasett.

Figur 4 viser prognosefeilen til to modeller grafisk over tid. Her representerer den mørkeblå grafen avviket mellom den realiserte veksten i arbeidsledigheten og prognosen til modell 4. Grafen svinger balansert rundt x-aksen uten store og uregelmessige hopp. Sammenligner vi dette med avviket mellom realisert arbeidsledighet og prognosen til AR(1)-prosessen viser figuren større og mer uregelmessige svingninger rundt x-aksen. AR(1)-modellens prognoser bommer med andre ord klart kraftigere og oftere enn prognosene laget av modell 4.

Dessuten kan vi si at alle de fire Google Søkertrend-modellene presenterer signifikant lavere prognosefeil i sine anslag for de kortsiktige fluktusjonene i ledigheten sammenlignet med de to referansem modellene. Dette er analysens viktigste funn fordi det understreker både at modellene i gjennomsnitt har lavere prog-

Figur 4. 1-stegprognoser (nowcasts) av Modell 4 (M4) og AR(1)-prosessen.



Et lite avvik mellom den realiserte ledigheten og modellens prognose innebærer lav prognosefeil og verdier nær x-aksen. Modellenes prognoseperiode løper fra Jan. 2016 - Jan. 2020.

nosefeil, men viser også at Google Søkertrend-baserte modeller utkonkurrerer hyppig brukte referansemødeller på et signifikant nivå. Usikkerheten rundt disse funnene er heller ikke spesielt høy ettersom vi har såpass mange observasjoner av avviket mellom realisert arbeidsledighet og anslagene til hver Google Søkertrend-modell. For å kunne avgjøre hvorvidt modellene har signifikant lavere prediksjonsfeil enn de to referansemødellene har vi benyttet DM-testen (se faktaboks).

Er Google Søkertrend-modellene signifikant bedre til å anslå ledigheten sammenlignet med to referansemødeller?

Vi finner at alle Google Søkertrend-modellene utkonkurrerer de to referansemødellene på et 10 prosent signifikansnivå. Mer spesifikt viser resultatene (i Tabell 4) at prognosefeilen til Modell 4 (M4) er signifikant lavere enn prognosefeilen produsert av de to referansemødellene på et 1 prosent signifikansnivå. Videre finner vi at prognosemodellene M2 og M3 utkonkurrerer begge referansemødellene på et 5 prosent signifikansnivå.

Vi må benytte oss av en test for å kunne vurdere hvorvidt én prognosemodell gir signifikant lavere prognosefeil enn en annen modell. Denne testen kalles Diebold-Mariano (DM)-testen og brukes for å måle den komparative presisjonskraften til hver enkelt Google Søkertrend-modell sammenlignet med de to referansemødellene, som anbefalt av Clements (2005, pp.12-14). Med DM-testen kan vi regne ut hvorvidt to modeller er signifikant ulike fra hverandre. Dette er tilfellet dersom teststatistikken er større enn den kritiske verdien i normalfordelingen. Teststatistikken er oppsummert i Tabell 4 under. Her måles hvorvidt hver respektive Google Søkertrend-modell har signifikant lavere prognosefeil enn de to referansemødellene.

Tabell 4: Test for komparativ presisjon.

	M1	M2	M3	M4
AR(1)	-1,79 (0,074)	-2,55 (0,011)	-2,40 (0,016)	-3,52 (0,0004)
RW	-1,73 (0,084)	-2,51 (0,012)	-2,31 (0,021)	-3,37 (0,0008)

På øverste rad er teststatistikken gjennomført med AR(1)-modellen som referanse og på nederste rad med Random walk-modellen som referanse. I kolonnene rapporteres teststatistikken. Negativ teststatistikk indikerer at den gjennomsnittlige prognosefeilen til hver respektive Google Søkertrend-modell er lavere enn referansemødellene. I parentes under teststatistikken rapporteres testens p-verdi.

Avsluttende kommentarer

De empiriske resultatene jeg har presentert over viser at prognosemodeller med Google Søkertrend-variabler som datagrunnlag, gir treffsikre anslag på de kortsiktige fluktuationene i arbeidsledigheten. Mer konkret ser vi at tre av fire søkertrend-modeller utkonkurrerer to tradisjonelle referansemødeller på et 5 prosent signifikansnivå. Felles for de tre modellene er at de beror på mengder med data som har vært gjenstand for utvelgelse basert på bestemte kriterier og metoder. Funnene viser også at rammeverket som er tatt i bruk her, er stabilt på tvers av utfallsvariabler. Dette kan komme til nytte for andre som skal gjøre lignende analyser med bruk av stordata, der det ennå ikke er etablert en klar metode for utvelgelse av data, algoritmer og modeller.

Begrensningene ved å bruke Google Søkertrender

I avsnittene under vil jeg presentere noen betraktninger om begrensningene ved å bruke Google Søkertrender som datagrunnlag. De tre viktigste begrensningene blir oppsummert under.

Google Søkertrend-variablene er trolig korrelert med alder

For det første er søkertrend-variablene trolig korrelert med alder, se for eksempel Dommess (2010). Denne hypotesen har opphav i at utbredt internettbruk er et relativt nytt fenomen, noe som fører til at i alle fall begynnelsen av tidsseriene vil være preget av en overvekt av unge søkemotorbrukere. Dessuten er det tenkelig at terskelen for å benytte seg av søkemotorer for å finne frem til en nettside er langt lavere for yngre brukere enn for eldre. Det er altså mulig at eldre brukere i større grad henvender seg til Google for å finne frem til nettsider de ikke har besøkt tidligere, og som dermed ikke ligger lagret i hukommelsen til brukerens nettle-ser. Dersom brukeren har vært inne på nettsiden før, dukker den som regel opp som forslag i utforsker-feltet og brukeren vil kunne gå direkte til nettsiden istedenfor å ta omveien om Google. Yngre brukere antas å være mer vant til å ta veien innom Google før de når frem til det tiltenkte nettstedet enn det den eldre generasjonen er. Dette kan, for eksempel, komme av at yngre brukere er mer komfortable med eller mer vant til Googles grensesnitt eller ulik oppfatning av hvilken fremgangsmåte som er mest tidseffektiv.

Teorien får til en viss grad støtte fra en spørreundersøkelse gjennomført av Princeton survey Research Associates, der det fremheves at yngre brukere oftere og med høyere sannsynlighet henvender seg til Google enn det eldre brukere gjør. Dette indikerer at det kan være større forskjeller i adferden til yngre og eldre internettbrukere. Dette er særlig problematisk fordi det kan føre til at Google Søkertrend-variablene ikke er representative for hele populasjonen, og dermed vil modellenes prediksjonsfeil sannsynligvis være systematisk skjev. Når det først og fremst er unge internettbrukere som benytter seg av Google, vil modellene kanskje kunne predikere en økning i ledigheten blant unge, men vil ikke nødvendigvis klare å predikere det som faktisk er utfallsvariabelen, nemlig ledigheten på tvers av alder. En større amerikansk studie viste derimot at populasjonen av søkemotorbrukere ga et relativt representativt speilbilde av den amerikanske populasjonen (Weber mfl. 2010). Lignende studier finnes ikke for Norge, men det er tenkelig at de norske internettbrukerne ikke skiller seg spesielt fra amerikanske brukere og at problemet med skjeve Google Søkertrend-variabler ikke gjelder i særlig grad for denne analysen.

Google Søkertrend-variablene er trolig korrelert med internetterfaring

For det andre er det også mulig at bruken av søkemotorer er korrelert med (internett)erfaring. For eksempel kan det tenkes at jo mer erfaring du har som arbeidsledig, permittert, eller på annen måte midlertidig utenfor arbeidslivet, jo større erfaring har du også med å orientere deg i arbeidsmarkedstemaer på internett. For eksempel vil en som tidligere har vært arbeidsledig trolig vite mer om hvordan man skal registrere seg eller sende inn dagpengekrav enn en som er «nybegynner». Det er nærliggende å tro at de som søker dagpenger for første gang vil bruke lengre tid på Google for å finne ut hvor nærmeste NAV-kontor ligger eller hvordan man søker etter dagpenger, enn det en mer «erfaren arbeidsledig» trenger. Dette kan bidra til at Google Søkertrend-variablene i større grad reflekterer søkeadferden til dem som ikke har vært arbeidsledige før, enn det de gjør for brukere som er mer erfarne. Hvis dette er tilfellet, er det en risiko for at variablene ikke fanger opp søkeadferden til dem som blir hyppig ledige. Dette kan typisk gjelde arbeidere innen yrker som er ekstra eksponert for sesongledighet eller konjunktursving-

ninger. Hvis dette er tilfellet vil vi få et datagrunnlag som ikke gir grunnlag for å fange opp endringer og vendepunkter i ledigheten. Denne bekymringen støttes imidlertid ikke i litteraturen. Tvert imot er det belegg for at Google Søkertrender klarer å fange opp vendepunkter i konjunktursyklusen. Blant annet fant Ellingsen (2017) at modeller som brukte Google Søkertrender til å predikere den registrerte ledigheten i Norge under finanskrisen ved hjelp av nowcasting, utkonkurrerte standard referansemodeller, slik som AR(1)-modellen.

Mye støy gjør utvelgelse av søkertrend-variablene viktig

For det tredje kan selve bruken av søkemotoren også være et diskusjonstema. McLaren mfl. (2011) peker på at forskjellige brukere som er interesserte i det samme emnet, kan angi vidt forskjellige søkeord. Samtidig kan brukere med svært forskjellige intensjoner med sitt søk, angi svært like søkeord. For eksempel angir vi mange søkeord av ren nysgjerrighet. Slik søkeatferd kan resultere i at noen Google Søkertrend-variabler inneholder signifikante mengder med støy. Dette kan gjøre det vanskelig å lage presise prognoser. Mye støy innebærer blant annet at variablene ikke nødvendigvis fanger opp det vi tror de gjør. Kunnskapen vi har om at søkemotorer brukes på denne måten er noe av bakgrunnen for at vi også velger å ta i bruk kriterier og metoder for å sortere vekk de variablene som er mindre viktige for å forklare utviklingen i arbeidsledigheten. For eksempel er [trygd] en variabel som har blitt ekskludert i et av datasettene fordi den har for lav korrelasjon med utfallsvariabelen. Dette er et søkeord man kan se for seg at like gjerne blir angitt basert på nysgjerrighet som at noen er interessert i å lære mer om hvilken type trygd man kan gjøre krav på. Når intensjonen bak et søk i Googles søkemotor ikke er tydelig nok kan det gjøre at variabelens svingninger i større grad er drevet av støy enn av fundamentale forhold. Slike variabler blir derfor vanskeligere å bruke for å anslå fremtidige svingninger i arbeidsledigheten. Til tross for at det er argumenter for at variablene kan inneholde mye støy, viser de empiriske resultatene i denne artikkelen at datagrunnlaget fungerer svært godt til å lage kortsiktige prognoser for arbeidsledigheten. Likevel er det tydelig at prognosene blir langt mer presise når vi eks-

kluderer noen variabler basert på at de ikke når opp til ulike sorteringskriterier, slik som lav korrelasjon med utfallsvariabelen.

Nytteverdien for NAV

Hyppig oppdatert og treffsikker informasjon danner grunnlaget for gode økonomiske og organisatoriske beslutninger og politikk. Dette er kanskje spesielt viktig i situasjoner hvor endringer og svingninger skjer brått. Dagpenger er mest sannsynlig den av NAVs ytelser som svinger sterkest. Brå og uventede vendinger i arbeidsledigheten medfører at også veksten i dagpengekostnader blir relativt uforutsigbar. Det er særlig i slike situasjoner at nowcasting-modeller, som tar temperaturen på arbeidsmarkedet i (tilnærmet) sanntid, er nyttige. I litteraturen er det relativt bred enighet om at Google Søketrender fungerer spesielt godt til å lage anslag på vendepunkter i konjunktursyklusen. Dette er testet både for konjunkturutviklingen

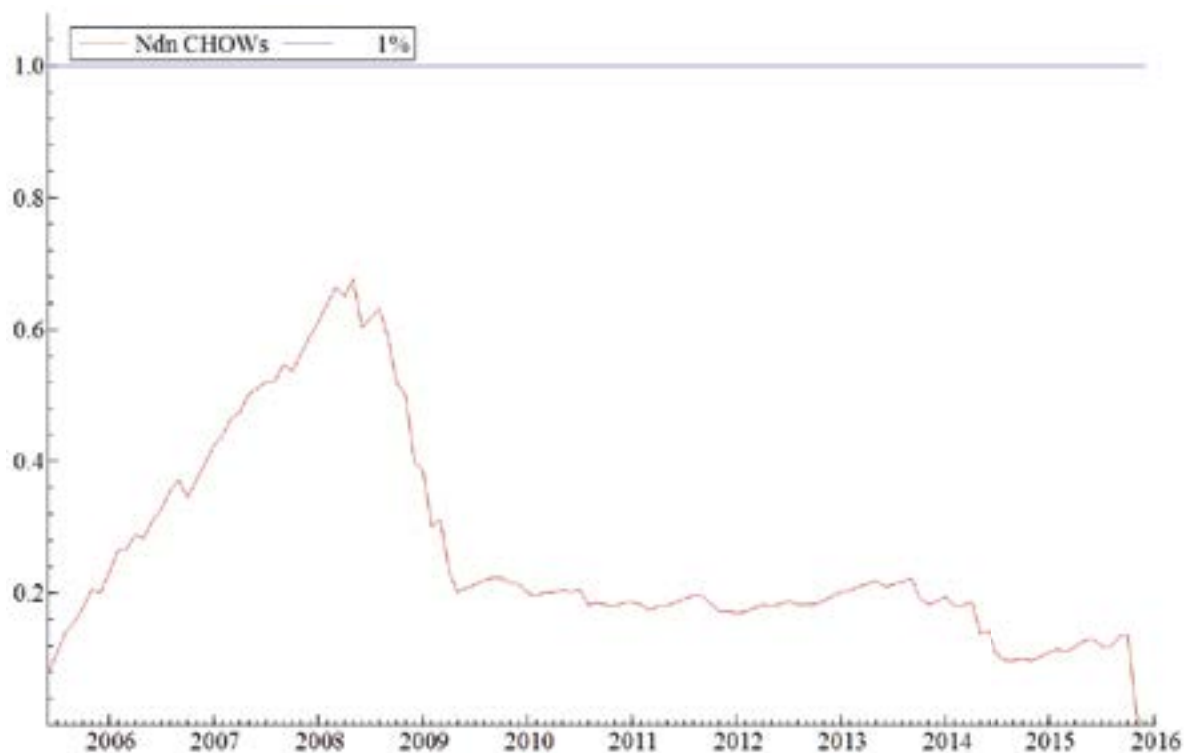
under finanskrisen og under den oljedrevne nedgangskonjunktoren, se for eksempel Ellingsen (2017) og Jensen (2019). Bedre og mer oppdatert informasjonsgrunnlag om en av NAVs nøkkelvariabler er også viktig styringsinformasjon for NAV som organisasjon. Det kan bidra til at NAV i større grad makter å fange opp vendepunkter i konjunktursyklusen tidligere og dermed kan sette inn ekstra ressurser til, for eksempel, raskere behandling av dagpengesaker og større veiledningskapasitet overfor arbeidssøkerne. Metodene som introduseres i denne artikkelen er også enkle å tilpasse til lokale forhold, som gjør det mulig å se om ledigheten i visse regioner kommer til å øke i løpet av de neste månedene. Dersom oljeprisen igjen faller mye og holder seg lav over lengre tid, kan vi legge til søketrend-variabler, slik som [jobb Stavanger kommune], [jobb ingeniør] eller [jobb Rogaland] i utvalget, for å se om bruken av slike søkeord har økt.

Litteraturliste

- Anvik, Christian og Kristoffer Gjelstad (2010). «Just Google it»: Forecasting Norwegian unemployment figures with web queries. *Working papers 11. Centre for Research in Economics and Management (CREAM), BI Norwegian Business School.*
- Banbura, Marta, Giannone, Domenico, Modugno, Michele og Reichlin, Lucrezia (2013), «Nowcasting and the real-time data flow», *Working Paper Series 1564.* European Central Bank.
- Boivin, J. og Ng, S. (2006), «Are more data always better for factor analysis?» *Journal of Econometrics*, 132(1), 169–194.
- Carrière-Swallow, Yan og Felipe Labbé (2013), «Nowcasting with Google Trends in an Emerging Market: Nowcasting with Google Trends in an Emerging Market». *Journal of Forecasting* 32, nr. 4: 289–98.
- Choi, H. og H. Varian (2009), «Predicting initial claims for unemployment benefits», Google Inc, 15.
- Ellingsen, J. (2017). «Let's google it. Can google search indices nowcast Norwegian retail sales and unemployment rate?» (Master oppgave, UiO).
- Epprecht, C, D. Veiga, J. Correa da Rosa (2019) «Variable selection and forecasting via automated methods for linear models: LASSO/adaLASSO and Autometrics», *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 1–20.»
- Gunn III, John F., og David Lester. (2013) «Using google searches on the internet to monitor suicidal behaviour.» *Journal of affective disorders* 148, no. 2–3: 411–412.
- Hendry, D. F. & Nielsen, B. (2007). «Econometric modelling: A likelihood approach», *Princeton University Press.*
- Jensen, M. (2019), «In search of the present. An indicator comparison: Nowcasting quarterly GDP using Google search data and monthly accounts of GDP» (Master oppgave, UiO).
- Kassraie, Parnian, Alireza Modirshanechi, og Hamid K. Aghajian (2017) «Election Vote Share Prediction using a Sentiment-based Fusion of Twitter Data with Google Trends and Online Polls.» *In DATA*, pp. 363–370.
- Lineman, Maurice, Yuno Do, Ji Yoon Kim og Gea-Jae Joo. (2015) «Talking about climate change and global warming.» *PloS one* 10, no. 9.
- McLaren, Nick, og Rachana Shanbhogue (2011) «Using Internet Search Data as Economic Indicators», *Electronic Journal*, Q2.
- Polgreen, P. M., Chen, Y., Pennock, D. M., Nelson, F. D., og Weinstein, R. A. (2008), «Using internet searches for influenza surveillance», *Clinical infectious diseases*, 47(11), 1443–1448.
- Purcell, K, Rainie, L og Brenner, J. (2012), «Search engine use». Pew internet and American life project.
- Thorsrud, Leif Anders (2018) «Words Are the New Numbers: A Newsy Coincident Index of Business Cycles», *Journal of Business & Economic Statistics*, 1–17.
- Weber, I. og Castillo, C., (2010), «The demographics of web search». *In Proceedings of the 33rd international ACM SIGIR conference on Research and development in information retrieval* (pp. 523–530).
- Wu, L. og Brynjolfsson, E. (2015) «The future of prediction: How google searches foreshadow housing prices and sales», *In Economic analysis of the digital economy* (pp. 89–118). University of Chicago Press.

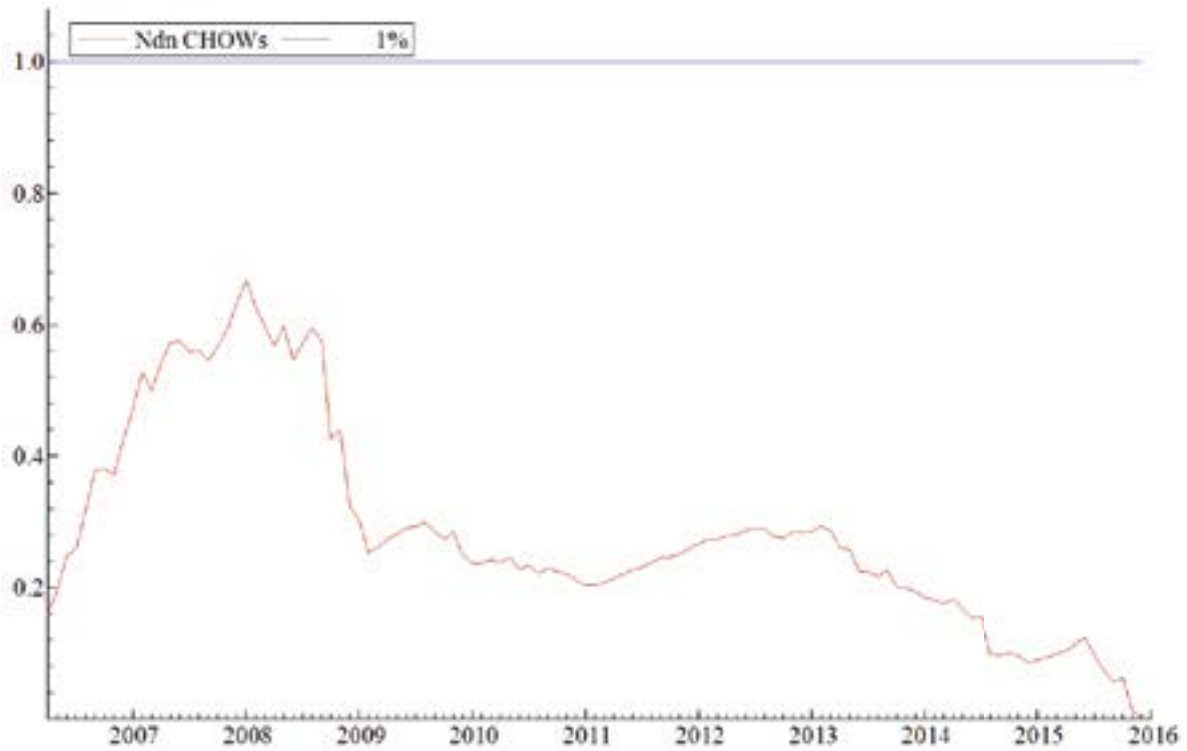
Vedlegg

Figur V1. Break-point Chow test av modell 1, M1.



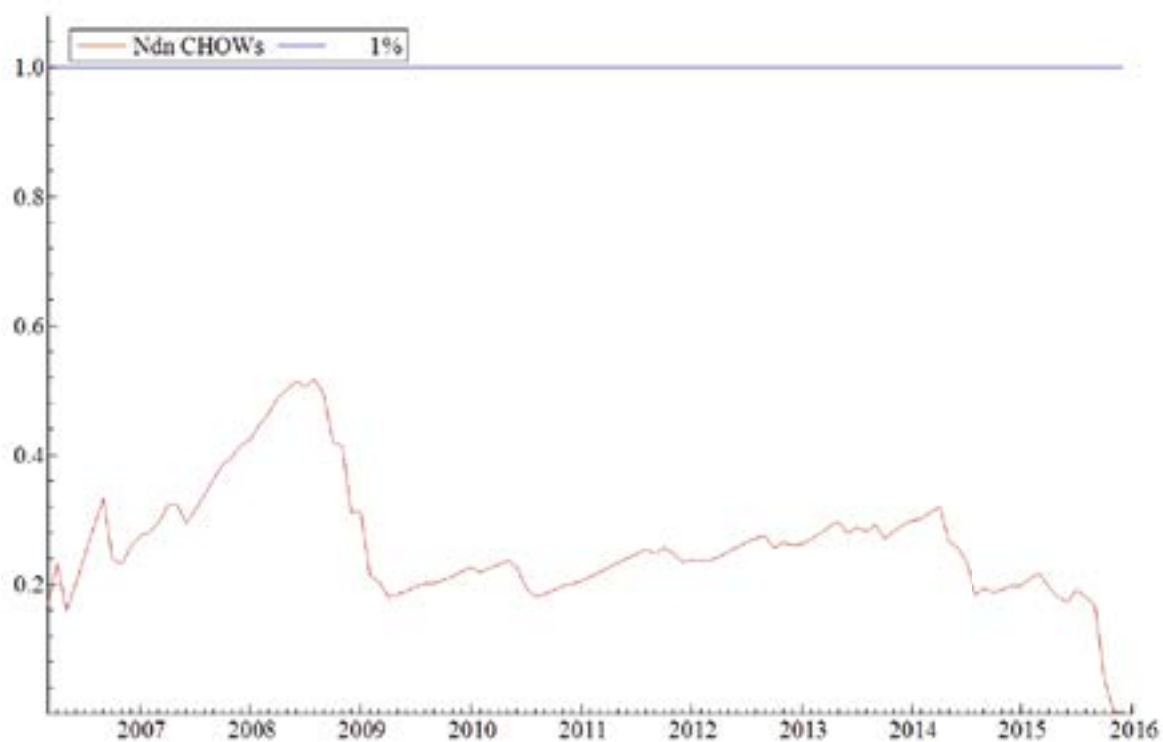
Modellen er estimert ved hjelp av rekursiv estimering fra Jun. 2005 - Des. 2015. Nullhypotesen om at alle parameterne samlet er konstante på et 1 prosent signifikansnivå, gjenspeiles i den blå grafen på toppen av figuren. Den røde grafen gjengir modellens numeriske variasjon etter hvert som tiden tilar.

Figur V2. Break-point Chow test av modell 2, M2.



Modellen er estimert ved hjelp av rekursiv estimering fra Apr. 2006 - Des 2015. Nullhypotesen om at alle parameterne samlet er konstante på et 1 prosent signifikansnivå, gjenspeiles i den blå grafen på toppen av figuren. Den røde grafen gjengir modellens numeriske variasjon etter hvert som tiden tilar.

Figur V3. Break-point Chow test av modell 3, M3.



Modellen er estimert ved hjelp av rekursiv estimering fra Mar. 2006 - Des 2015. Nullhypotesen om at alle parameterne samlet er konstante på et 1 prosent signifikansnivå, gjenspeiles i den blå grafen på toppen av figuren. Den røde grafen gjengir modellens numeriske variasjon etter hvert som tiden tiltar.

Figur V4. Break-point Chow test av modell 4, M4.



Modellen er estimert ved hjelp av rekursiv estimering fra Jan. 2006 – Des 2015. Nullhypotesen om at alle parameterne samlet er konstante på et 1 prosent signifikansnivå, gjenspeiles i den blå grafen på toppen av figuren. Den røde grafen gjengir modellens numeriske variasjon etter hvert som tiden tiltar.

Tabell V1: Den augmenterte Dickey-Fuller (ADF) testen.

D-lag	t-ADF	t-statistikk
1	-9.06**	0.495
1	-9.06**	0.495
0	-11.41**	

Nullhypotesen er at den prosentvise endring i bruttoledigheten ikke er stasjonær. Stjernene indikerer hvorvidt vi kan forkaste nullhypotesen på et *5% eller **1% signifikansnivå. Modellen er estimert fra Feb. 2004 – Jan. 2019.

LOKALE VARIASJONER I BRUKERTILFREDSHET

Er årsaken trekk ved NAV-kontorene eller kjennetegn ved brukerne?

Tor Erik Nyberg, Stine Renate Otterbekk, Sverre Friis-Petersen og Anders Thorgersen

Sammendrag

I denne artikkelen bruker vi flernivåanalyse til å se nærmere på NAV-kontorets betydning for brukernes tilfredshet med NAV. Data til analysen er hentet fra NAVs Personbrukerundersøkelse 2019. Ved å bruke flernivåanalyse kan vi med større presisjon si noe om hvorvidt det er egenskaper ved brukerne eller forhold ved NAV-kontoret som fører til lokale variasjoner i brukertilfredsheten enn vi kan ved bruk av vanlig lineær regresjon.

Vi finner at variasjonen i brukertilfredsheten i all hovedsak kan tilskrives trekk ved brukerne, det vi kaller sammensetningseffekter. Variasjonene mellom NAV-kontor betyr mindre. En vanlig feiltolkning av slike resultater er at NAV-kontoret ikke betyr noe for brukertilfredsheten, men vi argumenterer for at bildet er mer sammensatt. Årsaker til at det er lite variasjon i brukertilfredsheten mellom NAV-kontorene kan være at de er relativt standardiserte i sitt møte med brukerne. Samtidig kan det være at ulik praksis ikke nødvendigvis fører til ulikheter i brukertilfredsheten. To brukere med ellers like egenskaper kan være like fornøyde med NAV, selv om de har fått ulik innretning på oppfølging og tjenester. I analysene ser vi også nærmere på konkrete individ- og lokalnivåfaktorer som kan forklare variasjonen i brukertilfredsheten.

Et annet og ganske naturlig funn er at forhold ved NAV-kontoret betyr mer for de brukerne som har erfaring med oppfølging fra sitt lokale NAV-kontor, sammenlignet med de brukerne som kun har erfaring fra sentrale forvaltningsenheter.

Analysen viser at flernivåanalyse kan være nyttig dersom vi ønsker å si noe mer presist om organisasjonens rolle for det vi studerer, enten det gjelder brukerundersøkelser eller annen statistikk som kan tillegges en geografisk struktur. Slike analyser kan øke kunnskapen om det vi studerer og følgelig gi et bedre grunnlag for beslutninger og utviklingsarbeid. Dette demonstrerer og diskuterer vi nærmere i artikkelen.

Innledning

I denne artikkelen ser vi nærmere på NAV-kontorets betydning for brukertilfredsheten i NAV. Vi spør hvor stor andel av variasjonen i brukertilfredsheten som kan tilskrives den konteksten NAV-kontoret utgjør for brukerne, og bruker flernivåanalyse til å belyse dette. Mye av den arbeidsrettede brukeropfølgingen skjer lokalt på NAV-kontoret, mens en del andre tjenester ytes fra sentrale enheter. Vi forventer derfor at den lokale konteksten kan tillegges mer forklaringskraft for de brukerne som har vært under oppfølging ved et lokalt NAV-kontor, sammenlignet med brukere som kun har vært i kontakt med sentrale enheter.

Artikkelen kan leses både tematisk og metodisk. Tematisk som et bidrag til økt kunnskap om brukertilfredshet i NAV, metodisk som en demonstrasjon på hvordan flernivåanalyse kan benyttes når vi står overfor data som kan tillegges en hierarkisk struktur.

I første del presenterer vi to begreper som er gjennomgående i artikkelen: sammensetning og kontekst. Deretter kommer vi nærmere inn på hvorfor det er interessant å studere lokalnivåets betydning i NAV-sammenheng. I tredje del gjennomgår vi et utvalg studier med liknende tilnærming, altså lokalnivåets betydning for det forholdet som studeres. Deretter beskriver vi den metodiske tilnærmingen, og i den femte delen gjengir vi resultatene fra flernivåanalysene. Vi avslutter med en oppsummering og diskusjon av hva funnene i artikkelen betyr for NAV.

Sammensetning eller kontekst?

To viktige begreper for å belyse tematikken er sammensetningseffekter og kontekstuelle effekter (se f. eks. Ballas og Tranmer 2011). Sammensetningseffekter har å gjøre med hvordan egenskaper ved individer påvirker et aggregert mål, i dette tilfellet brukertilfredsheten. Det betyr at personer med bestemte egenskaper kan påvirke tilfredsheten i enten positiv eller negativ retning. Egenskaper ved brukerne er ikke nødvendigvis likt geografisk fordelt. Eksempelvis har noen kommuner en høyere andel eldre i befolkningen enn andre, noe som kan påvirke den samlede tilfredsheten positivt siden alderspensjonister er blant de mest fornøyde av NAVs brukere (Nyberg mfl. 2019).

Sammensetningseffekter er derfor effekter som i større grad kan tilskrives individuelle forhold, og ikke egenskaper ved lokalsamfunnet som sådan.

Kontekstuelle effekter dreier seg, på sin side, om forhold som påvirker individenes tilfredshet, men som ikke kan knyttes direkte til kjennetegn ved individet. Forholdet kan fortsatt utgå fra individer, men den samlede effekten må forstås på et annet nivå (Grimen 2004, s. 265–287). For eksempel kan arbeidsledighet forstås som en individuell situasjon, mens ledighetsnivået i et lokalsamfunn kan forstås som en kontekst. Da kan vi reise spørsmål ved om ledighet oppfattes som mindre vond blant individer som oppholder seg i omgivelser der det er høy arbeidsledighet (Clark 2003; referert i Ballas og Tranmer 2011; Heggebø og Elstad 2018). Kontekstuelle effekter kan også inkludere forhold som sosial eller økonomisk ulikhet, praktiske forhold som reisetider og tilgjengelighet til offentlige tjenester, samt forhold som kultur og holdninger. Forskjeller mellom NAV-kontorene, for eksempel i tilgjengelighet, organisering, kompetanse og oppfølgingstilbud, kan også tenkes å påvirke tilfredsheten og dermed utgjøre en slik kontekstuell effekt. Siden mange ulike aspekter kan inngå i konteksten, kan vi ikke på forhånd konkludere med at eventuelle variasjoner i brukertilfredshet på lokalnivå kun kan forklares med trekk ved NAV-kontoret, men må også ta høyde for at andre forhold i lokalsamfunnet spiller inn. Analysene nedenfor tyder imidlertid på at en slik tolkning er mulig. Vi benytter derfor begrepene NAV-kontor, lokalnivå og lokal kontekst om hverandre.

Selv om det teoretiske skillet mellom sammensetnings- og kontekstuelle effekter kanskje fremstår klart, kan en del av disse mulige effektene være diffuse og lite målbare. I en vanlig regresjonsanalyse kan det medføre at kontekstuelle forhold tillegges for stor vekt, dersom en ikke klarer å kontrollere for relevante sammensetningsfaktorer. Det oppstår dermed en situasjon hvor den kontekstuelle betydningen overvurderes; det som i metodelitteraturen kalles «økologiske feilslutninger» (Skog 2004). I artikkelen benytter vi derfor flernivåanalyse for å forsøke å skille mellom disse to typene effekter.

NAV som både en sentral og lokal organisasjon

NAV kan betraktes som både en nasjonal og en lokal organisasjon. Lover og regelverk for NAVs virke er nasjonale, med unntak av variasjoner i lokale føringer for sosialtjenesten og andre kommunale tjenester. NAV-kontorene er en del av en statlig styringslinje, men inngår samtidig i partnerskap med kommunene. Samlet sett står brukerne i møtet med NAV overfor sentrale og/eller lokale kontaktpunkter, avhengig av hvilken tjeneste brukerne benytter og hvilke ytelser de mottar.

Det vi kan kalle tradisjonelle «forvaltningstjenester» er i all hovedsak sentralisert, under NAV Arbeid og Ytelser, som ligger i en annen styringslinje enn NAV-kontorene. Dette er tjenester som i større grad er regelbundne og hvor det er mindre rom for skjønn (se f.eks. Molander 2016; Øverbye 2017). Saksbehandlingen er som oftest spesialisert, og sakene behandles i hovedsak uavhengig av brukerens bosted. Eksempelvis vil søknader om stønader (foreldrepenger, dagpenger, arbeidsavklaringspenger med mer) behandles i spesialiserte enheter uansett hvor i landet brukeren bor. Disse kan likevel ha et lokalt element i og med at grunnlaget for søknaden til eksempelvis arbeidsavklaringspenger og uføretrygd utarbeides lokalt.

På den andre siden, foregår det vi her kaller «oppfølgingstjenestene» i hovedsak lokalt på NAV-kontorene, både ved fysisk oppmøte, telefonkontakt, digital dialog og i arbeidsmarkedstiltak. Brukerne kan riktignok få enklere former for veiledning over telefon fra nasjonale enheter (NAV Kontaktsenter) eller på nett. Oppfølgingen fra NAV-kontorene dreier seg ofte om en mer utførlig utredning og veiledning av brukere inn mot arbeid eller annen aktivitet – altså oppgaver som krever mer personlig oppfølging av brukeren og hvor det er større behov og rom for å utøve skjønn. Vi kan derfor anta at det er mer variasjon her enn i forvaltningstjenestene.

NAV-kontorene ledes i et partnerskap mellom den enkelte kommune og den statlige delen av NAV ved NAV fylke (NAV-loven §13–14). En av hensiktene med partnerskapet er at NAV-kontorets virke skal til-

passes lokale behov og utfordringer. Denne tilpasningen henger sammen med ambisjonen om «myndige NAV-kontor» (St.meld. nr. 33. 2016). Selv om partnerskapet er likeverdig, er det funn som tyder på at staten dominerer partnerskapet (Fossestøl mfl. 2014).

En kan tenke seg at ulike mekanismer bidrar til likhet eller forskjeller mellom NAV-kontorene i deres møter med brukerne. Mekanismer som kan bidra til likhet inkluderer sentrale retningslinjer i form av tildelingsbrev og prioriteringer fra departementet, «veiledningsplattformen» og servicerutiner, nasjonal fordeling av ressurser, møter og informasjonsutveksling mellom kontorer på ulike arenaer og felles digitale løsninger.

Mekanismer som kan bidra til forskjeller er ulike måter å organisere og praktisere arbeidet på ved det enkelte kontor (Proba 2018), eller at fylker definerer mer detaljerte standarder for oppfølging på utvalgte områder (Kann og Åsland Lima 2015). Det enkelte fylke eller kontor kan også ha ulike tilganger og tilnærminger til tiltaksplasser. Utover det rent strukturelle kan en også tenke seg at ledelse, medarbeidere og kultur påvirker arbeidet lokalt på en måte som gjør at kontorene ikke er – eller ikke oppleves – som like (Bolman og Deal 2014). Vi kan heller ikke utelukke at variasjoner mellom NAV-kontor påvirkes av andre offentlige aktører, som helse- og skolevesen (f.eks. Arntzen og Grøgaard 2012; NIFU og Proba 2015).

Selv om brukerne i all hovedsak har krav på de samme tjenester uavhengig av bosted, er det altså flere årsaker til at de kan oppleve variasjoner i oppfølgingstjenestene avhengig av hvilket NAV-kontor de har dialog med og hvilket fylke dette kontoret tilhører. Samtidig kan vi anta at variasjonen er mindre i møtet med forvaltningstjenestene. Brukernes møte med NAV er dermed et interessant tema for flernivåanalyse, hvor det nettopp er mulig å anslå betydningen av slike variasjoner.

Med NAV som både en sentral og lokal organisasjon som utgangspunkt, ser vi nærmere på brukernes tilfredshet med NAVs tjenester. Brukertilfredshet inngår i styringsparameterne NAV er underlagt fra Arbeids- og sosialdepartementet, og tilfredse brukere

er ett av hovedmålene i NAVs virksomhetsstrategi (ASD 2018; NAV 2019). Vi kan derfor anta at kontorene arbeider med brukertilfredsheten, at det er rom for ulike tilnærminger og at vi dermed kan avdekke systematiske variasjoner mellom lokalnivåene.

Artikkelens hovedanliggende er altså å studere forholdet mellom sammensetnings- og kontekstuelle effekter på brukertilfredsheten. Med bakgrunn i at NAV kan forstås som både en sentral og lokal organisasjon, forventer vi at (a) lokalnivået betyr mer for den *generelle* brukertilfredsheten for de brukerne som har hatt kontakt med NAV-kontoret, og at (b) variasjonen på lokalnivået er mer betydelig når brukerne evaluerer veiledningen de har fått på NAV-kontoret, enn når de evaluerer NAV generelt.

Tidligere studier av lokale variasjoner

Selv om mange samfunnsvitenskapelige arbeider tar for seg geografiske variasjoner, er det ikke utbredt å benytte flernivåanalyse for å skille mellom sammensetningseffekter og kontekstuelle effekter. I denne delen beskriver vi noen utvalgte studier, enten fordi de er metodisk interessante eller fordi de har direkte relevans for temaet brukertilfredshet.

Ballas og Tranmer (2011) og Duncan mfl. (1993) illustrerer godt fordelene ved flernivåanalyse. Begge demonstrerer at det i hovedsak er sammensetningseffekter, snarere enn kontekstuelle effekter, som forklarer geografiske variasjoner ved ulike fenomener. Ballas og Tranmer (2011) spør om tilfredshet med tilværelsen påvirkes av husholdningen en tilhører og geografisk tilhørighet. De finner at variasjonen i velvære i all hovedsak kan tillegges forhold ved individet (90 prosent), at en del kan tillegges husholdningen (10 prosent), men at ingen andel av variasjonen kan tilskrives den geografiske tilhørigheten.

Duncan mfl. (1993) studerer geografiske variasjoner i alkohol- og røykevaner blant briter. En «tom» flernivåanalyse (se Vedlegg 1) avdekker at 87 prosent av variasjonen i alkohol- og røykevaner skyldes forhold ved innbyggerne, mens 13 prosent kan tilskrives geografiske forhold. Når flere variabler introduseres i modellen, som alder og arbeidsmarkedsstatus, reduse-

res den geografiske betydningen ytterligere: til kun 4 prosent av variasjonen i røykevanene.

I Norge er det et knippe studier som benytter flernivåanalyse til å analysere ulike former for brukertilfredshet, hovedsakelig med data fra Innbyggerundersøkelsen (NSD 2017). Monkerud og Sørensen (2010) og Christensen og Midtbø (2011) studerer hva som påvirker innbyggernes tilfredshet med kommunale tjenester. Begge finner at lokalnivået står for en mindre andel av variansen i tilfredsheten (fra 2 til 12 prosent i ulike modeller). Generelt sett reduseres lokalnivåets betydning når det kontrolleres for både individuelle og kontekstuelle faktorer. Det er derfor, igjen, befolkningssammensetningen og i mindre grad de kontekstuelle faktorene som betyr mest for variasjonen i tilfredsheten. Det er samtidig interessant å notere at de to undersøkelsenes flernivåanalyser gir ulike utslag på befolkningsstørrelsens betydning for tilfredsheten med tjenestene. Det illustrerer at det er fruktbart å forsøke ulike oppsett og kombinasjoner av variabler i analysene.

Hovedinntrykket fra de nevnte studiene er altså at kontekstuelle faktorer betyr relativt lite sammenlignet med sammensetningsfaktorer. Det må imidlertid ikke tolkes som at lokale myndigheter betyr lite for tjenestetilfredsheten, men at det er få systematiske *variasjoner* mellom lokalnivåene etter at det tas høyde for individuelle kjennetegn ved respondentene (se f.eks. Hellevik 2011, s. 164–168). Siden vi gjør likelydende funn i vår analyse, kommer vi tilbake til mulige årsaker til dette i diskusjonen.

Metode og data

I denne delen kommer vi noe nærmere inn på fordelene med flernivåanalyse sammenlignet med vanlig lineær regresjon. Deretter omtaler vi surveydataene som ligger til grunn for analysen i denne artikkelen.

Fordelene med flernivåanalyse

I mange sammenhenger er det vanlig å aggregere individdata til et høyere nivå som kjennetegner individene, eksempelvis deres kommune- og fylkestilhørighet. De aggregerte indikatorene benyttes deretter til å sammenligne enheter på samme nivå, for eksempel

NAV-kontor, og noen kan tolke de aggregerte dataene som et uttrykk for enhetenes prestasjoner. En slik tolkning avhenger imidlertid av at enhetene som nevnes påvirker individene – at de utgjør en relevant *kontekst*. Om ikke, står vi overfor en *økologisk feilslutning* (Skog 2004, s. 110), hvor forskjeller som egentlig skyldes *sammensetningen* av individnivået feilaktig benyttes til å si noe om egenskapene ved et høyere nivå.

Vanlig lineær regresjon brukes som oftest til å avdekke hvordan en eller flere uavhengige variabler påvirker en avhengig variabel, alt annet holdt likt (f.eks. Field 2009; Skog 2004). Estimatenes beregnes for hver av de uavhengige variablene slik at summen av residualene (det uforklarte) i modellen minimeres. En av forutsetningene for modellen er at det er uavhengighet mellom residualene for den enkelte observasjon, med andre ord at studieobjektene ikke tilhører grupperinger som kan tenkes å påvirke resultatene. Denne forutsetningen regnes gjerne som oppfylt i undersøkelser hvor et tilfeldig utvalg ligger til grunn (Skog 2004).

I noen tilfeller vil det imidlertid være tvil om hvorvidt forutsetningen om restleddenes uavhengighet er oppfylt. Et eksempel er tidsseriedata, hvor data tilknyttet de samme personene registreres på ulike tidspunkter. Det kan også være tvil om uavhengigheten selv ved tilfeldige utvalg i enkeltundersøkelser: disse kan påvirkes av ulike grupperinger, som husholdning eller, som er aktuelt i denne artikkelen: geografi.

Flernivåanalyse kan benyttes til å undersøke om det foreligger strukturer i dataene – i vårt tilfelle geografiske nivåer – som påvirker residualene. Dersom det er slike strukturer, kan betydningen av disse estimeres og beskrives nærmere. Ved hjelp av flernivåanalyse kan vi altså si noe mer presist om forholdet mellom sammensetnings- og kontekstuelle effekter. Hvert nivåes betydning for variasjonen måles med *intra-klasserelasjonen* (ICC) i prosent. I Vedlegg 1 kommer vi noe nærmere inn på hvordan flernivåanalysen fungerer.

Data

For å beregne sammensetnings- og kontekstuelle effekter på brukertilfredshet, benytter vi surveydata fra Personbrukerundersøkelsen 2019. Vi benytter to spørsmål fra undersøkelsen til å måle henholdsvis generell tilfredshet og tilfredshet med veileder:

- Tenk tilbake på dine erfaringer med NAVs service de siste seks måneder. Hvor fornøyd eller misfornøyd er du med den service du har fått hos NAV helhetlig sett? (generell tilfredshet)
- Veiledningen jeg har fått i møte med ansatte på NAV-kontoret (tilfredshet med veiledning)

Sistnevnte spørsmål inngår i en matrise hvor respondenten blir spurt hvor fornøyd han eller hun er med ulike forhold. Begge spørsmål er besvart på en Likert-skala fra 1 til 6, hvor 6 er høyeste skår.

For å avdekke om den geografiske betydningen er større når brukeren har hatt kontakt med et NAV-kontor enn når brukeren kun har hatt kontakt med en nasjonal enhet, er det behov for å skille mellom brukergrupper. Vi deler brukerne inn i to hovedgrupper, basert på om de har svart på spørsmål om veiledning ved NAV-kontoret og om de er i en av NAVs oppfølgingsgrupper (tabell 1). Siden de som benytter oppfølgingsgrupper i stor grad også benytter forvaltnings-tjenester (f.eks. en person med nedsatt arbeidsevne som mottar arbeidsavklaringspenger), men ikke motsatt, er det vanskelig å skille ut en gruppe av betydelig

NAVs Personbrukerundersøkelse

Dette er NAVs årlige brukerundersøkelse, hvor et tilfeldig utvalg personer som har hatt kontakt med NAV de siste månedene, svarer på spørsmål om sin erfaring med NAV.

I 2019 var 77 prosent av brukerne fornøyd med NAV generelt sett, mens 73 prosent var fornøyd med veiledningen de fikk i møte med ansatte fra NAV-kontorene.

Det er mottakere av alderspensjon, kontantstøtte, arbeidsavklaringspenger (AAP), barnetrygd og sykmeldte som er mest fornøyd, mens personer med nedsatt arbeidsevne (uten AAP) er blant de minst fornøyde.

Mer detaljer om brukertilfredsheten fordelt på de enkelte brukergruppene, metode og ytterligere funn er tilgjengelig i rapporten fra undersøkelsen (Nyberg mfl. 2019).

Tabell 1: kriterier for inndeling i brukergrupper

Alle	Forvaltning og oppfølging	Forvaltning
Respondenter som har svart på spørsmål om generell tilfredshet, uansett brukergruppe	Respondenter som i tillegg har svart på spørsmål om veiledningen ved NAV-kontoret og som var registrert som enten: Arbeidssøker Enslig forsørger (med overgangsstønad) Personer med nedsatt arbeidsevne (med og uten AAP) Sykmeldt (over 12 uker)	Respondenter som ikke er i gruppen «Forvaltning og oppfølging» (f.eks. brukere som har søkt om alderspensjon, foreldrepenger og kontantstøtte)

Kilde: NAV

størrelse med kun oppfølgingstjenester. Videre, antar vi at arbeidssøkere får noe mindre lokal oppfølging enn de andre nevnte gruppene, og vi estimerer derfor også en modell uten disse. Totalt har vi tre hovedgrupperinger av brukere: (1) Alle, (2) forvaltning og oppfølging, med og uten arbeidssøkere og (3) kun forvaltning.

I noen av flernivåmodellene vil vi inkludere uavhengige variabler på individ- og lokalnivå som av ulike årsaker kan tenkes å påvirke brukertilfredsheten og forholdet mellom sammensetnings- og kontekstuelle effekter. Variablene på individnivå er de samme som

er registrert på respondentene i Personbrukerundersøkelsen, deriblant brukergruppe, alder, innvandrerbakgrunn, digitalt kompetansenivå og utdanningsnivå (se Vedlegg 2 i Nyberg mfl. 2019 for detaljer). Variablene på lokalnivå har vi hentet ut fra NAVs registerdata. Disse inkluderer forhold på lokalnivå som vi antar kan ha påvirkning på brukertilfredsheten, som befolkningsstørrelse, hvor stor andel NAVs prioriterte grupper utgjør av befolkningen, sykefravær blant ansatte på NAV-kontoret og arbeidsmarkeds- og uførestatistikk (ASD 2018; Ballas og Tranmer 2011; Bergh og Tjerbo 2013; Roaldsnes 2018). I Tabell 2 gir vi en beskrivelse av variablene.

Tabell 2: Beskrivelse av variabler benyttet i analysene. N=1779.

	Gjennomsnitt (std.avvik)
Individnivå	
Over 30 år (0 = under 30 år)	0,9 (0,3)
Født i Norden (0 = ikke født i Norden)	0,8 (0,4)
Mann (0 = kvinne)	0,4 (0,5)
Digital kompetanse (skala fra 0 til 5, hvor 5 er høyest)	2,8 (1,5)
Utdanningsnivå (skala fra 1 til 5, hvor 5 er høyest)	3,3 (1,4)
Husholdningsinntekt i kroner (skala fra 1 til 5, hvor 5 er høyest)	3,8 (1,7)
Kjøretid fra bosted til NAV-kontor (antall minutter)	10,2 (12,9)
Lokalnivå	
Befolkning, 18–67 år, (antall)	20 560 (18 545)
Andel ungdom, 18–29 år (prosent av befolkningen)	15,6 (2,7)
Andel innvandrere (født utenfor Norden) i prosent av befolkningen	12,6 (4,9)
Andel arbeidssøkere og AAP-mottakere i prosent av befolkningen	7,5 (1,7)
Andel uføre i prosent av befolkningen	10,9 (3,1)
Sykefravær ved NAV-kontoret i prosent	7,9 (5,0)

Kilde: NAV

Analyse og resultater

Vi utfører analysene i to deler. Først estimerer vi flere modeller uten forklaringsvariabler, såkalte «tomme» flernivåmodeller, for å belyse i hvor stor grad de ulike nivåene forklarer variasjonen i tilfredshet blant ulike brukergrupper. Disse modellene besvarer langt på vei våre forventninger knyttet til at lokale forhold betyr mer for de brukerne som har hatt kontakt med NAV-kontoret. For å undersøke forholdet mellom sammensetnings- og kontekstuell effekt nærmere, bygger vi deretter videre på den modellen hvor de lokale forholdene viser seg å bety mest, ved å legge til variabler på individ- og lokalnivå.

Tomme flernivåmodeller

Vi får en pekepinn på hvor stor andel av variasjonen i dataene som kan tillegges fylkesnivået, lokalnivået og individnivået ved å estimere «tomme» flernivåmodeller, altså modeller uten (uavhengige) forklaringsvariabler (se vedlegg 1). I tabell 3 viser vi fem tomme modeller, med ulike brukergrupper og ulike avhengige variabler. Konstantleddet blir i de tomme modellene et estimat på avhengig variabel; altså gjennomsnittet for brukertilfredsheten, angitt på en skala fra 1 til 6. Deretter vises den beregnede totale variansen for hvert av de tre nivåene. Intraklassekorrelasjonene (ICC) er andelen av variansen som tillegges det enkelte nivå og er gjengitt i prosent. Den er dermed et

estimat på hvor stor andel av den totale variasjonen i brukertilfredsheten som forklares av fylkes- og lokalnivået. Det er denne vi er mest opptatt av i den første delen av analysen.

For det første forventet vi at lokalnivået betyr mer for tilfredsheten for de som har kontakt med NAV-kontoret, enn for de som kun har kontakt med en forvaltningsenhet. Forventningen synes bekreftet ved at den lokale andelen av variansen (ICC) er høyere i Modell 3, enn i Modell 1 og 2.

Vi antok at det generelle tilfredshetsspørsmålet fanget opp både nasjonal og lokal tilfredshet med NAV. Vår andre forventning var derfor at den lokale variasjonen er større når brukerne vurderer veiledningen de har fått på NAV-kontoret. Resultatene fra Modell 4 og 5 (tabell 3), hvor avhengig variabel er tilfredshet med *veiledningen*, peker i retning av en slik tendens. Her er andelen av variasjonen som tillegges lokalnivået høyere enn i de tre første modellene. Andelen er høyere for den gruppen som vi antar har mest kontakt med NAV-kontoret – altså oppfølgingsgruppen uten arbeidssøkere i Modell 5. Her er lokalnivåets andel av variasjonen 3,2 prosent (med en usikkerhet på mellom 1,3 og 7,7). Vi får også en noe høyere ICC dersom vi fjerner sykmeldte fra utvalget, da en del av disse trolig får oppfølging fra helsevesenet i større grad enn fra

Tabell 3. Tomme flernivåmodeller, estimater med standardavvik i parentes. ICC er uthevet.

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
Avhengig variabel	Generell tilfredshet			Tilfredshet med veiledning	
Utvalg	Alle	Forvaltning	Oppfølging/ forvaltning	Oppfølging/ forvaltning	Oppfølging/ forvaltning u/ arbeidssøkere
Konstantledd	4,45 (0,02)	4,46 (0,02)	4,52 (0,03)	4,53 (0,04)	4,63 (0,04)
Fylkesnivå, σ^2	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,01 (0,00)	0,00 (0,00)
Lokalnivå, σ^2	0,01 (0,00)	0,01 (0,00)	0,03 (0,01)	0,03 (0,01)	0,07 (0,03)
Individnivå, σ^2	2,08 (0,02)	2,01 (0,02)	2,09 (0,03)	2,19 (0,03)	2,07 (0,07)
ICC fylkesnivå, %	0,04 (0,10)	0,11 (0,17)	0,00 (0,00)	0,27 (0,37)	0,00 (0,00)
ICC lokalnivå, %	0,51 (0,28)	0,37 (0,39)	1,41 (0,94)	1,80 (0,97)	3,16 (1,47)
Antall grupper, lokal- og fylkesnivå	394, 18	372, 18	349, 18	350, 18	328, 18
Antall observasjoner	9233	5423	2564	2586	1828
LR-test (konservativ), p	0,06	0,45	0,18	0,05	0,02

ICC-estimatene, med unntak av fylkesnivået i Modell 1, 3 og 5, er signifikant forskjellig fra null ($p < 0,05$).

Kilde: NAV

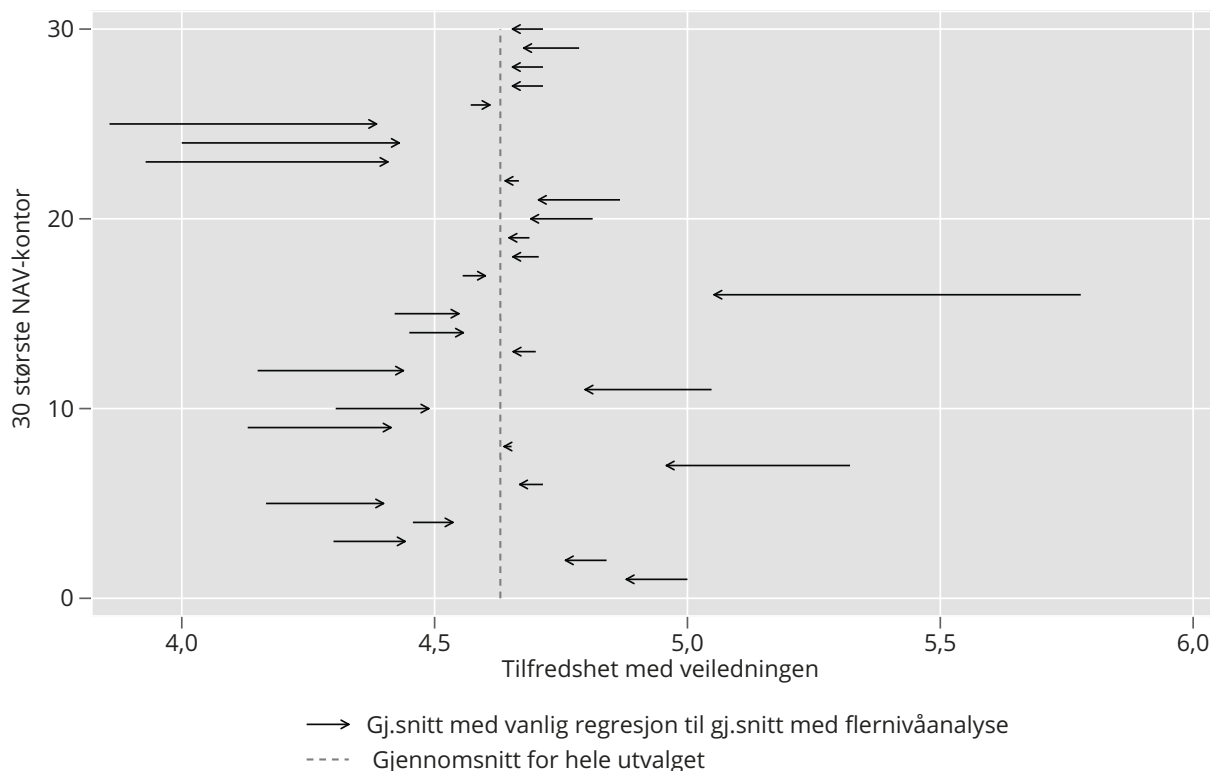
NAV (modell ikke vist her). Ut fra dette synes også den andre forventningen bekreftet. Det er altså en tendens til at den konteksten som lokalnivået utgjør, betyr mer, jo mer kontakt brukerne har med NAV-kontoret. Betydningen synes imidlertid som liten, noe vi kommer tilbake til i diskusjonen.

Ofte er det større interesse for hvordan bestemte enheter skårer, snarere enn total varians, og vi vil illustrere hvordan flernivåanalysen kan benyttes til å belyse dette. Vi bruker de estimerte gjennomsnittsverdiene for det enkelte lokalnivå fra flernivåmodellen og sammenligner disse med resultatene vi ville fått uten bruk av flernivåanalyse (se mer om «empirical Bayes» i vedlegg 1). Starten på pilene i figur 1 er det estimerte gjennomsnittet i tilfredsheten for hvert lokalnivå, etter en vanlig regresjon som kun inneholder lokalnivå som uavhengig dummyvariabel (modellen ikke gjengitt her). Enden på pilene er estimatene fra en flernivåana-

lyse tilsvarende den i Modell 5, men for enkelthets skyld uten fylkesnivået. Det fremgår at variasjonen mellom de ulike lokalnivåene blir mindre når vi bruker estimatene fra flernivåmodellen.

Øvelsen viser at vi uten flernivåanalyse kan stå i større fare for å feilaktig konkludere at ett kontor er «bedre» enn et annet på brukertilfredshet. Resultatene fra vanlig regresjon vil trolig i større grad være «belemret» med sammensetningseffekter, mens resultatene fra flernivåanalysen i større grad kan tolkes som å representere kontekstuelle effekter. Likevel er det fortsatt forskjeller mellom lokalnivåene også i estimatene fra flernivåanalysen. I dette tilfellet vil vi imidlertid nevne at usikkerheten er relativt stor grunnet få respondenter (mellom 14 og 64 for lokalnivåene vist her), noe som også må hensyntas om en skal trekke slutninger om forskjeller mellom spesifikke enheter.

Figur 1: Estimert gjennomsnittlig tilfredshet per 30 største NAV-kontor (etter antall respondenter) med vanlig lineær regresjon og flernivåanalyse.



Kilde: NAV

Videre modellering med individ- og lokalnivåvariabler

Hittil har vi vist at det kan være hensiktsmessig å benytte flernivåmodeller i analyser av brukertilfredshet, spesielt når bruker har kontakt med lokalkontoret. Vi bygger nå videre på Modell 5 fra tabell 3 ved å legge inn konkrete påvirkningsvariabler. For enkelthets skyld ser vi nå bort fra fylkesnivået og inkluderer kun lokalnivået. Denne forenklete tomme tonivåmodellen vises i tabell 4 som Modell 6.

I tabell 4 gjengir vi resultatene fra tre ulike flernivåmodeller, spesifisert med flere uavhengige (*fixed*) variabler, for å undersøke forholdet mellom sammenheng og kontekst videre. Modell 7 og 8 inkluderer variabler for henholdsvis individ og lokalnivå, mens Modell 9 gjengir en «full» modell med variabler fra begge nivå.

Tabell 4 inneholder i tillegg tre indikatorer for forklaringskraften (R^2) i Modell 7 til 9. Denne beregnes ut

Tabell 4. Flernivåmodeller med tilfredshet med veiledning som avhengig variabel. Estimater med std.avvik i parentes.

	Modell 6		Modell 7		Modell 8		Modell 9	
Inkluderte variabler	Tom		Individ		Lokalnivå		Begge	
Individvariabler								
Over 30 år			0,38***	(0,12)			0,36***	(0,12)
Brukergruppe (enslig forsørger med overgangsstønnad er base)								
Nedsatt arbeidsevne (uten AAP)			-0,39*	(0,20)			-0,39*	(0,20)
Nedsatt arbeidsevne (med AAP)			0,13	(0,19)			0,12	(0,19)
Sykmeldte (over 12 uker)			-0,02	(0,19)			-0,02	(0,19)
Født i Norden			-0,08	(0,09)			-0,1	(0,09)
Mann			-0,07	(0,07)			-0,08	(0,07)
Digital kompetanse			0,28***	(0,08)			0,29***	(0,08)
Digital kompetanse, kvadrert			-0,06***	(0,01)			-0,06***	(0,01)
Utdanningsnivå			-0,04*	(0,03)			-0,04*	(0,03)
Husholdningsinntekt			0,42***	(0,13)			0,42***	(0,13)
Husholdningsinntekt, kvadrert			-0,05***	(0,02)			-0,05***	(0,02)
Kjøretid fra bosted til NAV-kontor, minutter			0,00	(0,00)			0,00	(0,00)
Lokalnivåvariabler								
Befolkning 18-67, antall					0,00	(0,00)	0,00	(0,00)
Ungdom i prosent av befolkningen					-0,04**	(0,02)	-0,03**	(0,02)
Innvandrere i prosent av befolkningen					-0,02**	(0,01)	-0,02**	(0,01)
Andel arbeidssøkere og AAP-mottakere					0,03	(0,03)	0,03	(0,03)
Andel uføre					-0,02	(0,02)	-0,02	(0,02)
Sykefravær ved NAV-kontoret					0,00	(0,01)	0,00	(0,01)
Konstantledd	4,63	(0,04)	3,56	(0,26)	5,36	(0,35)	4,25	(0,44)
Lokalnivå, σ^2	0,06	(0,02)	0,04	(0,01)	0,05	(0,02)	0,04	(0,01)
Individnivå, σ^2	2,07	(0,04)	1,98	(0,04)	2,07	(0,04)	1,98	(0,04)
ICC lokalnivå, %	3,00	(1,45)	2,19	(1,28)	2,54	(1,37)	1,82	(1,25)
R^2 lokalnivå			0,31		0,16		0,42	
R^2 individnivå			0,04		0,00		0,04	
R^2 totalt			0,05		0,01		0,05	

Antall observasjoner: 1811. Antall grupper: 319. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Kilde: NAV

fra hvor mye variansen reduseres i den enkelte modell, sammenlignet med Modell 6. Vi kan derfor beregne total forklart varians og den forklarte variansen for hvert av nivåene (de tre første formlene i LaHuis mfl. 2014; se også Mehmetoglu og Jakobsen 2017). Disse estimatene kan i utgangspunktet forstås på samme måte som i en vanlig regresjon; som andelen forklart varians. Den forklarte variansen for de enkelte nivåene – spesielt for lokalnivået – må imidlertid tolkes med forsiktighet, siden både variansen som beregnes for det enkelte nivå i den tomme modellen og forholdet mellom disse (ICC) kan endres når det tilføres ny informasjon i form av uavhengige variabler (LaHuis mfl. 2014). Nivåestimatene for R^2 må derfor ses som en pekepinn, mens den totale R^2 kan tolkes mer bokstavelig.

Modell 7 inneholder kun variabler på individnivå. Vi ser blant annet at tilfredsheten med veiledningen øker med alder, og at brukere som er registrert med nedsatt arbeidsevne (uten AAP) er noe mindre fornøyd. Digital kompetanse og husholdningsinntekt påvirker tilfredsheten i form av en «omvendt u», hvor de som er midt på skalaen er mer tilfredse med veiledningen enn de som er i topp og bunn. Samtidig er det en tendens til at de med høyere utdanningsnivå er mindre fornøyd. Altså virker «gjennomsnittsbrukeren» til å være mer fornøyd enn andre. Den beregnede avstanden fra brukers bosted til nærmeste NAV-kontor har ikke sammenheng med tilfredsheten. Funnene likner på resultatene i hovedrapporten fra Personbrugerundersøkelsen (Nyberg mfl. 2019), og omtales derfor ikke nærmere her.

ICC for lokalnivået reduseres noe i Modell 7 i forhold til Modell 6, trolig fordi noen av individvariablene også reflekterer egenskaper ved lokalnivået. Dette gjenspeiles i R^2 for lokalnivå, som indikerer at 31 prosent av variansen i lokalnivået fanges opp i denne modellen. Som nevnt, må R^2 på lokalnivå tolkes med stor forsiktighet. Vi kan imidlertid med grunnlag i disse estimatene påstå at individvariablene fanger opp både sammensetnings- og konteksteffekter. R^2 på individnivå og totalt indikerer at Modell 7 forklarer 4 prosent av variansen i dataene på individnivået og 5 prosent totalt. Forklaringskraften til modellen i sin helhet er derfor svak.

I Modell 8 inkluderte vi kun variabler knyttet til lokalnivå. Befolkningsstørrelse – og dermed grovt sett størrelsen på NAV-kontoret – synes ikke å ha betydning for tilfredsheten. Sykefravær ved kontoret, andel brukere med oppfølgingsbehov i befolkningen og andel uføre påvirker heller ikke tilfredsheten ifølge modellen. Vi fant imidlertid at både andelen ungdom og andelen innvandrere (målt som personer født utenfor Norden) hadde en liten, men signifikant negativ sammenheng med tilfredsheten. Høye andeler av ungdom og innvandrere forekommer ofte samtidig og er knyttet til større byer. Samtidig er dette prioriterte målgrupper for NAV. Det er dermed flere mulige mekanismer som kan forklare en slik effekt. Eksempelvis kan det tenkes at kontorer som har en høy andel brukere som skal prioriteres (ungdom og innvandrere, se ASD 2018) får redusert kapasitet til oppfølging sammenlignet med andre kontorer. Det kan også tenkes at effektene representerer noe mer underliggende, eksempelvis knyttet til urbanitet, som vi ikke klarer å fange opp slik modellene er satt opp her.

Om vi skal tolke R^2 for lokalnivået i Modell 8 bokstavelig, blir en vesentlig del – 16 prosent – av variansen beregnet i den tomme modellen forklart med disse variablene. Samtidig kan den lave R^2 for individnivået tolkes som at modellen kun så vidt berører sammensetningseffekter og at vi her hovedsakelig har å gjøre med kontekstuelle effekter. Totalt sett har modellen svært liten forklaringskraft, med en total R^2 beregnet til 1 prosent.

I Modell 9 gjengir vi den «fulle» modellen, inkludert både individ- og lokalnivåvariabler. Estimaterne for de enkelte variablene er omtrent de samme som i de foregående modellene. Det er verdt å bemerke at de individuelle effektene og lokalnivåeffektene knyttet til ungdom og innvandring består. Det tyder på at disse effektene dreier seg om både sammensetning og kontekst. Med andre ord, kan vi si at den negative effekten av høy andel ungdom og innvandrere består, selv etter at det samme kontrolleres for på individnivå. Om vi igjen skal tolke R^2 for lokalnivået bokstavelig, forklarer denne en høy andel – 42 prosent – av den estimerte variansen i den tomme modellen. Vi må imidlertid påpeke at den totale R^2 fortsatt ligger på 5 prosent og at den kontekstuelle betydningen av lokal-

nivået, som målt i ICC, nå er redusert til 1,8 prosent. Hovedinntrykket er derfor at lokalnivåets betydning reduseres når modellen «tilføres» informasjon i form av flere uavhengige variabler og at lokalnivåvariablene ikke bidrar nevneverdig til å øke modellens totale forklaringskraft.

Oppsummering og diskusjon

I artikkelen har vi benyttet flernivåanalyse til å undersøke brukertilfredsheten med NAV. Hovedfunnet er at variasjonen i brukertilfredsheten i all hovedsak kan tilskrives trekk ved brukerne. Variasjonene mellom NAV-kontor betyr mindre. Vi vil først oppsummere og knytte noen kommentarer til selve funnene. Deretter drøfter vi generelle implikasjoner fra studien.

NAV-kontorene påvirker variasjonen i brukertilfredsheten – men kjennetegn ved brukerne betyr mest

NAVs brukere kan deles inn i de som får forvaltningstjenester fra sentrale enheter i NAV og de som får oppfølgingstjenester fra sitt lokale NAV-kontor. Disse brukergruppene gir mulighet til å studere i hvilken grad NAV-kontoret påvirker tilfredsheten med NAVs tjenester. Vi hadde to spesifikke forventninger til studien: a) at den lokale variasjonen i den generelle brukertilfredsheten ville være større for brukere som har hatt kontakt med NAV-kontoret, enn for brukere med erfaring kun fra sentrale enheter og b) at det ville være større lokal variasjon i brukernes tilfredshet med veiledningen på NAV-kontoret sammenlignet med den generelle brukertilfredsheten. Vi forventet altså at betydningen av den lokale konteksten ville være større, jo mer brukerne har hatt å gjøre med NAV-kontoret.

I analysene fremkommer det at andelen variasjon som tillegges konteksten, altså lokalnivået, er større for de brukerne som er under oppfølging enn for de brukerne som kun hadde erfaring med forvaltningstjenestene. Dette bekrefter forventningene om lokalnivåets betydning. Siden vi har denne konkrete sammenligningen mellom sentral og lokal kontakt, kan vi også langt på vei påstå at det er forhold på selve NAV-kontoret, snarere enn andre egenskaper ved lokalsamfunnet, som står for disse systematiske forskjellene.

Resultatene viser med andre ord at NAV-kontorets arbeid betyr noe for tilfredsheten, og det er dermed i tråd med det som kanskje vil være «gjengs» oppfatning. Det som derimot strider mot «allmenne» antakelser, er at NAV-kontoret innsats tilsynelatende betyr lite: kun 3,2 prosent av andelen av variasjonen på nivået kan tilskrives denne konteksten. Motsatt, kan vi altså si at sammensetningseffekter, som tilskrives 96,8 prosent av variasjonen, betyr desidert mest. Det er med andre ord forhold ved brukerne som er mest avgjørende for variasjonen i brukertilfredsheten.

Andelen av variasjonen som tilskrives konteksten er i nederste sjikt sammenlignet med studiene referert til over (Ballas og Tranmer 2011; Christensen og Midtbø 2011; Duncan mfl. 1993; Monkerud og Sørensen 2010). Det må imidlertid ikke forstås som at NAV-kontorene i praksis er ubetydelige for brukertilfredsheten, noe som er en vanlig feiltolkning av slike resultater (se f.eks. Hellevik 2011, s. 164–168). Det er minst tre årsaker til at NAV-kontorets andel av variasjonen er lav. For det første, vil andelene fra flernivåanalysen være en sammenligning mellom variasjonen som kan tillegges lokal- og individnivå. Selv om vi kan dele brukerne inn i ulike kategorier, kan det innenfor kategoriene være stor forskjell på brukerne som ikke lar seg måle på en god måte. Det er naturlig at slike store forskjeller mellom mennesker utgjør det meste av variasjonen i dataene.

For det andre, kan den lave andelen være et uttrykk for at NAV-kontorene er relativt standardiserte i møte med brukerne. Mekanismer som kan bidra til likhet i brukermøtene inkluderer lovverk og sentrale retningslinjer i form av for eksempel «veiledningsplattformen», intern ressursfordeling, møter og informasjonsutveksling mellom kontorer på ulike arenaer og felles digitale løsninger som både veiledere og brukere må benytte. Disse mekanismene kan være motivert av et ønske om å finne «best practice», men også en forventning blant politikere og innbyggere om at velferdstjenestene skal være mest mulig like, uansett hvilket forvaltningsnivå som har ansvaret (Grønlie 2004). Kanskje er også dette årsaken til at nær sagt ingen andel av variasjonen kan tillegges fylkesnivået: det kan tenkes at fylkene fungerer som

en iverksetter av nasjonale rammer snarere enn at de bidrar til forskjeller mellom fylkene.

Selv om mange av rammene for brukeropfølgingen er lagt er det, som vi har argumentert for tidligere i artikkelen, trolig fortsatt et betydelig handlingsrom for tilpasninger til lokale og individuelle forhold. Vårt tredje poeng er likevel at disse variasjonene ikke nødvendigvis reflekteres i brukertilfredsheten: det er fullt mulig å tenke seg at to brukere med ellers like egenskaper kan være like fornøyde med NAV, selv om de har fått ulik innretning på oppfølging og tjenester. Tilfredshet er tross alt et lineært mål på oppfatningen av tjenesten, ikke et mål på innretning.

Det er altså flere mulige årsaker til at NAV-kontorets andel av variasjonen er lav, som kan ha sine naturlige forklaringer relatert til individ, organisasjon og hvor godt tilfredshetsbegrepet er til å fange opp variasjon.

I de videre analysene «fyller» vi opp flernivåmodellen med variabler på individ- og lokalnivå. Vi gjør et interessant funn i form av at en høy andel av NAVs prioriterte grupper – ungdom og innvandrere – i befolkningen synes å danne en kontekst som påvirker brukertilfredsheten negativt. Det kan dreie seg om at en høy andel prioriterte grupper påvirker brukertilfredsheten ved at NAV-kontorets kapasitet til oppfølging reduseres. Vi kan imidlertid ikke utelukke at funnet dreier seg om noe mer underliggende knyttet til urbanitet som ikke fanges opp i våre analyser. Vi finner også, i tråd med tidligere analyser (Nyberg mfl. 2019), at det er flere kjennetegn ved individet som påvirker brukertilfredsheten. Eksempelvis har alder, digital kompetanse, inntekt og hvilke ordninger brukerne er tilknyttet, sammenheng med brukertilfredsheten. Dette er kjennetegn som har størst sammenheng med sammensetningseffektene og som forklarer noe mer av variasjonen i brukertilfredsheten enn de kontekstuelle faktorene. Totalt sett forklarer imidlertid påvirkningsfaktorene relativt lite av variasjonen i brukertilfredsheten.

I sum synes flernivåanalysen å være en fruktbar tilnærming for å øke kunnskapen om ulike nivåer og forholdet mellom sammensetnings- og kontekstuelle effekter. Vi vil likevel trekke frem tre svakheter og en

betenkning med analysen. En forutsetning for å undersøke betydningen av ulike nivåer i et hierarki, er at vi spesifiserer de nivåer som vi mener utgjør en relevant kontekst for individet. I artikkelen har vi benyttet NAVs organisasjonsstruktur, men kun «i grovt». Det er sannsynlig at den enkelte *veileder* utgjør en mer relevant kontekst for brukeren enn det mer «abstrakte» NAV-kontoret og at et slikt nivå ville økt den kontekstuelle betydningen (Lipsky 2010). Vi kan også tenke oss andre relevante kontekster som ikke er tatt høyde for, eksempelvis forhold innad eller på tvers av kommunegrensene eller brukernes sosiale nettverk. En annen svakhet er at vi ikke fullt ut kjenner til hvor mye kontakt respondentene har hatt med veileder på NAV-kontoret. Mer kontakt kan tenkes å øke den lokale betydningen. Den tredje svakheten er relatert til den lave forklaringskraften den «fulle» modellen har. Det betyr at analysen trolig kunne vært tjent med flere forklaringsvariabler. En spesielt interessant variabel kunne vært den interne ressursfordelingen i NAV, siden slike økonomiske aspekter synes å gjøre utslag i lignende studier (Christensen og Midtbø 2011; Monkerud og Sørensen 2010). Av praktiske årsaker inkluderte vi ikke slike variabler i analysen.

Vår betenkning bunner i at vi skiller relativt skarpt mellom sammensetnings- og kontekstuelle effekter uten å ta hensyn til om konteksten påvirker hvordan sammensetningen ble til. I vår analyse benytter vi et tverrsnitt på et gitt punkt i tid, uten å stille spørsmål ved om det er egenskaper ved konteksten (NAV-kontorets arbeid og andre faktorer ved lokalsamfunnet) som bidrar til sammensetningen. Eksempelvis kan det tenkes at urbane områder tiltrekker seg personer med visse kjennetegn, og derfor at konteksten påvirker sammensetningen over tid. Det er vanskelig å se for seg at våre analyseresultater ville blitt nevneverdig annerledes selv om vi tok høyde for dette – men det er et interessant spørsmål å reflektere over når vi diskuterer skillet mellom sammensetning og kontekst.

Mulige implikasjoner for NAVs arbeid

Funnene i artikkelen viser at flernivåanalyse er fruktbar når vi skal studere lokale variasjoner. Dersom vi ønsker å si noe mer presist om betydningen av arbeidet i en organisasjon for det vi studerer, synes det verdifullt å kunne skille mellom sammensetnings- og

kontekstuelle effekter. Fra et organisasjonsperspektiv er det ofte nettopp betydningen av konteksten vi er ute etter: hva er organisasjonens rolle? Ofte er det også av interesse å kunne peke på forskjeller mellom bestemte enheter.

I tillegg til at vi sammenligner den generelle betydningen av sammensetning og kontekst, demonstrerer vi hvordan den kontekstuelle effekten som bestemte enheter utgjør, kan undersøkes og sammenlignes. Det gjør vi ved å hente gjennomsnittsestimatene for hvert NAV-kontor ut fra analysen (figur 1). Vi sitter følgelig igjen med mer av den «rene» effekten som et bestemt NAV-kontor utgjør for brukertilfredsheten. Dersom vi skal kunne påstå at ett NAV-kontor har mer fornøyde brukere enn et annet – *og at dette skyldes forhold ved NAV-kontoret* – er det dette estimatet vi bør bruke. Denne tilnærmingen bidrar til mer kunnskap om hvorvidt ulikheter mellom enheter skyldes sammensetningen blant brukerne eller de enhetene de forholder seg til. Dette er eksempelvis uklart når vi presenterer den fylkesvise variasjonen i brukertilfredsheten i hovedrapporten fra brukerundersøkelsene (Nyberg mfl. 2019). I rapporten har vi ikke grunnlag for å si om disse variasjonene i hovedsak skyldes egenskaper ved brukerne eller ved fylkene, og noen vil derfor kunne tolke dette som at det er NAV-fylkene som påvirker brukertilfredsheten. Eller med

andre ord: de ville begått en feilslutning, fordi vi i denne artikkelen finner at de geografiske forskjellene først og fremst skyldes sammensetningseffekter, ikke kontekstuelle effekter.

Mange av NAVs statistikker, både offisielle og interne, fordeler indikatorer på NAVs ulike styringslinjer og disse kan være bakgrunn for viktige samtaler og beslutninger som berører utviklingsarbeidet i NAV. En del av disse statistikkene, inkludert resultatene fra brukerundersøkelsene, inngår også som styringsparametere. Følgelig kan flernivåanalyse være aktuelt i mange tilfeller.

I mange tilfeller vil det imidlertid ikke være nødvendig å skille mellom sammensetnings- og kontekstuelle effekter. Lokale variasjoner kan være av interesse uansett. Det at noe først og fremst bør forstås som en sammensetningseffekt, betyr ikke at NAV kan innta en passiv rolle. Eksempelvis kan vi tenke oss at brukertilfredshet må tas på alvor, selv om mye av variasjonen kan tilskrives sammensetningseffekter. Kunnskap om den kontekstuelle betydningen vil imidlertid kunne være viktig for å peke på i hvor grad kontekstuelle faktorer, som NAVs arbeid, spiller inn og for å bedre kunne sammenligne innsatsen mellom ulike NAV-kontor.

Referanser

- Arntzen, Annett og Jens B. Grøgaard (2012) «Idealer og realiteter i samarbeid mellom Nav og Oppfølgings-tjenesten». *Tidsskrift for velferdsforskning*, 15 (4), 250–262.
- ASD (2018) *Tildelingsbrev 2018*. Oslo: Arbeids- og sosialdepartementet. Tilgjengelig fra <https://www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Om+NAV/Fakta+om+NAV/tildelingsbrev>
- Ballas, Dimitris og Mark Tranmer (2011) «Happy People or Happy Places? A Multilevel Modeling Approach to the Analysis of Happiness and Well-Being». *International Regional Science Review*, 35 (1), 70–102.
- Bergh, Johannes og Trond Tjerbo (2013) «Betingelser for god demokratisk styring: En statistisk analyse». I Marte Winsvold (red.) *Veien til god lokaldemokratisk styring*. Oslo: NIBR.
- Bolman, Lee G. og Terrence E. Deal (2014) *Nytt perspektiv på organisasjon og ledelse* (Kari Marie Thorbjørnsen, Overs., 5. utg.). Oslo: Gyldendal akademisk.
- Christensen, Dag Arne og Tor Midtbø (2011) *Tilfredshet med kommunale velferdstjenester: Har velferdstjenestene noe å si?* (Notat 2–2011). Bergen: Uni Rokkansenteret.
- Clark, Andrew E. (2003) «Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence From Panel Data». *Journal of Labor Economics*, 21, 324–351.
- Duncan, Craig, Kelvin Jones og Graham Moon (1993) «Do Places Matter? A Multi-Level Analysis of Regional Variations in Health-Related Behaviour in Britain». *Social Science & Medicine*, 37 (6), 725–733.
- Field, Andy (2009) *Discovering Statistics using SPSS* (3. utg.). London: Sage.
- Fossestøl, Knut, Eric Breit og Elin Borg (2014) *NAV-reformen 2014: En oppfølgingsstudie av lokal-kontorenes organisering etter innholdsreformen* (AFI-rapport 13). Oslo: Høgskolen i Oslo og Akershus.
- Grimen, Harald (2004) *Samfunnsvitenskapelige tenkemåter*. Oslo: Universitetsforlaget.
- Grønlie, Tore (2004) «Fra velferdskommune til velferdsstat - hundre års velferdsvekst fra lokalisme til statsdominans». *Historisk tidsskrift*, 83, 633–649.
- Heggebø, Kristian og Jon Ivar Elstad (2018) «Is it Easier to Be Unemployed When the Experience Is More Widely Shared? Effects of Unemployment on Self-rated Health in 25 European Countries with Diverging Macroeconomic Conditions». *European Sociological Review*, 34 (1), 22–39.
- Hellevik, Ottar (2011) *Mål og mening: Om feiltolkning av meningsmålinger*. Oslo: Universitetsforlaget.
- Kann, Inger-Cathrine og Ivar Andreas Åsland Lima (2015) «Tiltak i NAV Hedmark ga færre nye mottakere av arbeidsavklaringspenger». *Arbeid og velferd* (2), 77–94.
- LaHuis, David M., Michael J. Hartman, Shotaro Hakoyama og Patrick C. Clark (2014) «Explained Variance Measures for Multilevel Models». *Organizational Research Methods*, 17 (4), 433–451.
- Lipsky, Michael (2010) *Street level bureaucracy: dilemmas of the individual in public services*. New York: Russell Sage Foundation.
- Mehmetoglu, Mehmet og Tor Georg Jakobsen (2017) *Applied Statistics in Stata*. London: Sage.
- Molander, Anders (2016) *Discretion in the Welfare State: Social rights and professional judgment*. London & New York: Routledge.
- Monkerud, Lars C. og Rune J. Sørensen (2010) «Smått og godt?». *Norsk statsvitenskapelig tidsskrift*, 26 (4), 265–296.

- NAV (2019) *NAVs virksomhetsstrategi*. Oslo: Arbeids- og velferdsdirektoratet.
- NIFU og Proba (2015) *Samarbeid mellom fylkeskommunen og NAV om videregående opplæring for voksne arbeidssøkere* (Rapport 2015–04).
- NSD (2017) *Innbyggerundersøkelsen*. Tilgjengelig fra: <https://nsd.no/nsddata/serier/innbyggerundersokelsen.html> (Hentet: 8. aug 2019).
- Nyberg, Tor Erik, Anders Thorgersen, Jørgen Holbæk-Johansen, Stine Rrenate Otterbekk og Sverre Friis-Petersen (2019) *NAVs personbrukerundersøkelse 2019: resultater og påvirkningsfaktorer* (Rapport-serie 4/2019). Arbeids- og velferdsdirektoratet.
- Proba (2018) *Organisering og praktisering av ungdomsarbeid ved seks NAV-kontorer*.
- Roaldsnes, Andreas (2018) «Mål- og resultatstyring i NAV - kan det bidra til å få flere personer med nedsatt arbeidsevne i arbeid?». *Arbeid og velferd* (1), 57–80.
- Skog, Ole-Jørgen (2004) *Å forklare sosiale fenomener: en regresjonsbasert tilnærming* (2. utg.). Oslo: Gyldendal Akademisk.
- Snijders, Tom A. B. og Roel J. Bosker (2012) *Multilevel analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling* (2. utg.). London: Sage.
- St.meld. nr. 33. (2016) *NAV i en ny tid - for arbeid og aktivitet*. Oslo: Arbeids- og sosialdepartementet.
- StataCorp (2017a) *Likelihood-ratio test after estimation*. College Station, Tex: StataCorp.
- StataCorp (2017b) *Mixed Postestimation*. College Station, Tex: StataCorp.
- Steenbergen, Marco R. (2012) *Hierarchical Linear Models for Electoral Research*. Tilgjengelig fra: https://www.exeter.ac.uk/media/universityofexeter/electedem/pdfs/istanbulwkspjan2012/Hierarchical_Linear_Models_for_Electoral_Research_A_worked_example_in_Stata.pdf (Hentet: 9. des 2019).
- Strabac, Zan (2012) «Flernivåanalyse». I Terja A. Eikemo og Tommy H. Clausen (red.) *Kvantitativ analyse med SPSS* (2. utg.). Trondheim: Tapir Akademisk Forlag.
- Øverbye, Einar (2017) «Er selektivisme bedre enn universalisme i velferdspolitikken?». *Norsk sosiologisk tidsskrift*, 2 (1), 41–57.

Vedlegg 1: Mer om flernivåanalyse

Konseptuelt kan metoden og tolkningen av estimatene i en flernivåanalyse sammenlignes med vanlig lineær regresjon. En hovedforskjell er imidlertid at residualene beregnes for hvert nivå som spesifiseres i modellen, som illustrert i siste kolonne i tabell v1 (Strabac 2012). Disse nivåestimatene benevnes som *random effects* og kan komme i tillegg til andre uavhengige variabler, kalt *fixed effects*. *Random effects* tillater at den avhengige variabelen har ulikt gjennomsnitt for hver enhet som er definert i nivåene, slik at dette ikke påvirker den estimerte effekten (stigningen i koeffisienten) fra forklaringsvariablene. I artikkelen er vi hovedsakelig opptatt av hvordan den uforklarte variansen fordeler seg på nivåene i «tomme» modeller, altså modeller uten *fixed effects*. Vi starter med modeller uten forklaringsvariabler, for deretter å se noe nærmere på modeller med forklaringsvariabler.

Fordelingen av den uforklarte variansen mellom nivåene estimeres ved hjelp av *intraklassekorrelasjoner* (ICC). Det er en beregning av hvor stor andel av den uforklarte variansen i modellen som kan tilskrives hvert nivå (Mehmetoglu og Jakobsen 2017). Andelen oppgis vanligvis i prosent.

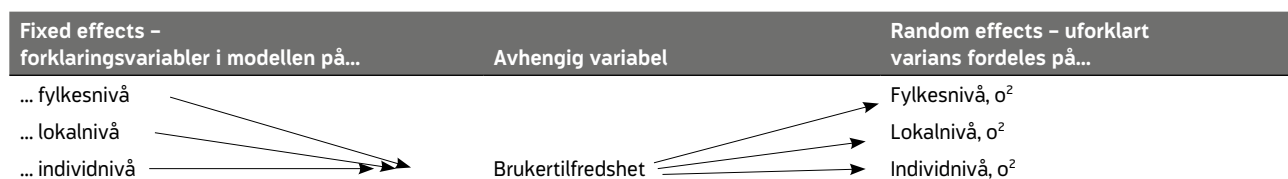
Flernivåanalyse må ikke benyttes selv om dataene kan tillegges en hierarkisk struktur. For modellene i Tabell

3 er det først og fremst i de sistnevnte modeller at det kan være nyttig å benytte flernivåanalyse. Dette indikeres ved at *likelihood ratio* (LR)-testen (StataCorp 2017a) er signifikant. Det kan tolkes som at den vanlige lineære regresjonens forutsetning om at restleddet er uavhengig, er brutt og at det er mer passende å benytte flernivåanalyse. Med en så lav ICC som her, ville det trolig også vært forsvarlig å gå videre med en vanlig lineær regresjonsmodell med robuste standardavvik dersom hensikten med analysen kun er å avklare effektene av uavhengige variabler (Mehmetoglu og Jakobsen 2017, s. 203).

Empirical Bayes

I flernivåmodellen fremkommer først og fremst den totale variansen mellom nivåene. Vi kan også beregne gjennomsnittsverdier for bestemte enheter på det enkelte hierarkiske nivå. Disse sistnevnte beregningene kalles *empirical Bayes* eller *best linear unbiased prediction* (BLUP), og kan være nyttige for å studere eller illustrere betydningen av bestemte enheter på høyere nivåer (StataCorp 2017b; Snijders og Bosker 2012; Steenbergen 2012). Empirical Bayes kan også benyttes til å illustrere forskjellene i det enkelte nivåets betydning ved flernivåanalyse sammenlignet med vanlig lineær regresjon (se Snijders og Bosker 2012, s. 68). Vi gir et eksempel på dette i figur 1.

Tabell v1. Flernivåanalyse, enkelt illustrert (inspirert av Snijders og Bosker 2012)



HAR INNFØRINGEN AV BOTIDSKRAV FOR KONTANTSTØTTE MEDFØRT ØKT SYSSELSETTING?

Ivar Lima, Lone Arntsen og Loyd Rudlende

Sammendrag

Vi evaluerer innføringen av botidskravet for rett til kontantstøtte som ble gjeldende fra 1.juli 2017. Lovendringen innebærer at foreldre som har innvandret fra land utenfor EU/EØS i løpet av de siste 5 år ikke lenger har rett til å motta kontantstøtte. Hensikten med lovendringen er å gi «innvanderne sterkere insentiver til raskt å komme i arbeidsrettet aktivitet og slik stimulere til økt bruk av barnehage blant nyankomne innvandrere» (Innst. 368 L - 2016-2017, s. 8). Småbarnsfamiliene som er omfattet av botidskravet er kjennetegnet av lav sysselsettingsandel blant mødrene og ved at en høy andel mottok kontantstøtte før lovendringen. En god del av de som lovendringen gjelder for er flyktninger som deltar i introduksjonsprogrammet, og er dermed allerede i et arbeidsrettet kommunalt tiltak. Raskere retur til introduksjonsprogrammet etter fødsel blir også nevnt som et av målene med å innføre botidskravet.

Vi finner at innføringen av botidskravet verken har ført til økt sysselsetting eller til at flere deltar i arbeidsrettede tiltak. Det gjelder enten vi undersøker effekten når barnet er 1 år og 6 måneder eller når barnet er 2 år. Målet om økt arbeidsrettet aktivitet er dermed ikke nådd.

På tross av at gruppen har mistet muligheten til å motta kontantstøtte finner vi ikke noen økning i andelen mottakere av sosialhjelp. Vi mangler data for bruk av barnehage og har derfor ikke kunnet undersøke om lovendringen har medført økt bruk av barnehage.

Innledning

Et flertall på Stortinget bestående av Arbeiderpartiet, Høyre, Fremskrittspartiet og Venstre innførte et botidskrav for kontantstøttemottakere som var gjeldende fra 1. juli 2017. Lovendringen innebærer at foreldre til ettåringer må ha minst fem års medlemskap i folketrygden for å kunne motta kontantstøtte (Lovvedtak 113 (2016–2017)). Når barnet bor sammen med begge foreldre, må begge ha vært medlemmer i folketrygden i minst fem år. Botidskravet gjelder dermed også for norskfødte som får barn med en person født utenfor EU/EØS og som har kort botid. Hensikten med lovendringen er «å gi innvandrerne sterkere insentiver til raskt å komme i arbeidsrettet aktivitet og stimulere til økt bruk av barnehage blant nyankomne innvandrere» (Innst. 368 L (2016–2017)).

I denne artikkelen skal vi undersøke om hensikten med lovendringen er oppnådd. Vi skal undersøke om innvandrere raskere kommer seg i arbeidsrettet aktivi-

Om kontantstøtte og botidskrav

Formålet med kontantstøtte er å bidra til at «familiene får mer tid til selv å ta omsorgen for egne barn, at familiene gis reell valgfrihet når det gjelder omsorgsform for barn og at det blir mer likhet i overføringene den enkelte familie mottar til barneomsorg fra staten, uavhengig av hvordan tilsynet ordnes» (Kontantstøtteloven § 1). Kontantstøtten ble innført i 1998 for ettåringer og ble i 1999 utvidet til også å gjelde toåringer. I 2012 ble kontantstøtten for toåringer fjernet. Kontantstøtte kan i dag utbetales fra barnet er 13 måneder til og med barnet fyller 23 måneder. Fra 1. august 2014 var kontantstøttesatsen 6 000 kr per måned. Fra 1. august 2017 økte kontantstøttesatsen til 7 500 kr per måned.

Botidskravet

Fra og med 1. juli 2017 ble det innført krav om minst fem års medlemskap i folketrygden for mottaker av kontantstøtte, og fem års medlemskap for begge foreldre dersom begge bor med barnet (botidskravet). Trygdeperioder opparbeidet i andre EØS-land regnes med dersom du er statsborger i et EU/EØS-land, eller er gift med en statsborger i EU/EØS-land. Personen trenger ikke å ha vært medlem av folketrygden rett forut for kravtidspunktet. Så lenge personen har vært medlem av folketrygden i til sammen fem år anses kravet som oppfylt.

Personer som allerede mottok kontantstøtte, men hadde kort botid når lovendringen ble innført, ble ikke berørt. De som oppfyller botidskravet underveis i kontantstøtteperioden kan få kontantstøtte fra og med den måneden botidskravet oppfylles.

tet, enten i form av å bli sysselsatt eller i form av raskere overgang til arbeidsrettede tiltak fra NAV. Vi skal også undersøke om det å frata denne gruppen muligheten til å motta kontantstøtte har medført at flere begynner å motta sosialhjelp. På grunn av mangel på data kan vi ikke undersøke effekter på bruk av barnehage eller på gjennomføring av introduksjonsprogrammet.

Bakgrunn om kontantstøtten

Da kontantstøtten ble innført i 1998 ble den umiddelbart mye brukt, og blant kvinner med en ettåring i 1998 var det 91 prosent som tok ut kontantstøtte i minst én måned. Utover 2000-tallet falt bruken mye, delvis sammenfallende med barnehageutbyggingen. En studie gjort av NAV i 2010 viste at denne nedgangen var betraktelig svakere for ikke-vestlige innvandrerkvinner enn for norskfødte kvinner (Bakken og Myklebø 2010). For norskfødte kvinner gikk bruken ned fra 91 prosent blant de som fikk barn i 1998 til 60 prosent for de som fikk barn i 2007. Tilsvarende nedgang for asiatiske mødre var fra 94 til 81 prosent, og for afrikanske mødre fra 92 til 77 prosent. Fram til innføringen av lovendringen i 2017 hadde ikke-vestlige innvandrerkvinner fortsatt betydelig høyere bruk av kontantstøtte enn norskfødte kvinner. Dette gjaldt spesielt for mødre fra Asia og Afrika, men også blant mødre fra østeuropeiske land var bruken høy. I gjennomsnitt mottok 68 prosent av kvinner med innvandrerbakgrunn som fikk et barn i perioden 2011 til 2015 kontantstøtte, mens tilsvarende andel for norskfødte kvinner i den samme perioden var 51 prosent. I tillegg mottar utenlandsfødte kvinner i mye større grad kontantstøtte i maks antall måneder sammenlignet med norskfødte kvinner, som i større grad benytter ordningen som en ventestøtte fram til de har fått barnehageplass (Arntsen, Lima og Rudlende 2019).

Flere offentlige utvalg har foreslått å avvikle kontantstøtten (bl.a. NOU 2009:10, NOU 2010:7, NOU 2011: 7, NOU 2011: 14 og NOU 2017: 6). Grunnen er blant annet at kontantstøtten anses å ha en negativ effekt på integreringen fordi det antas at kontantstøtte svekker insentivet til å bruke barnehage og til å gå ut i arbeidslivet. I Prop. 85 L (s. 56) refereres det til Brochmann-II utvalgets konklusjon om at «kontantstøtten bidrar til å holde innvandrerkvinner

utenfor arbeidsstyrken, og bør derfor fases ut». I denne artikkelen skal vi undersøke om det å fjerne kontantstøtte for en gruppe innvandrere medfører økt sysselsetting, og dermed om det er slik at kontantstøtten bidrar til å holde innvandrere med *kort botid* utenfor arbeidsstyrken.

Introduksjonsordning for nyankomne flyktninger

Blant de som botidskravet omfatter vil en betydelig andel være deltakere i introduksjonsordningen, og disse er da allerede deltakere i et kommunalt arbeidsrettet tiltak. Nyankomne flyktninger og deres familiegjenforente har rett og plikt til å delta i introduksjonsprogrammet¹ i den kommunen de har blitt bosatt dersom de har behov for grunnleggende kvalifisering. Introduksjonsprogrammet varer som hovedregel i to år. Det utbetales introduksjonsstønad tilsvarende to ganger statens grunnbeløp (2 G) basert på registrert frammøte. Integrerings- og mangfoldsdirektoratet IMDI (2016) støttet forslaget om å innføre botidskrav for kontantstøtte fordi de mener at kontantstøtten gjør det økonomisk gunstig med et lengre fravær fra introduksjonsprogrammet, noe de anser er uheldig for integreringen av de nyankomne flyktningene. Dette poenget vektlegges også av departementet i Prop 85 L (s. 54). Det blir imidlertid ikke lagt fram noe dokumentasjon på at kontantstøtten faktisk medfører et lengre fravær fra introduksjonsprogrammet

For å bedre forstå hvordan botidskravet kan tenkes å påvirke de som deltar i introduksjonsordningen, vil vi først beskrive hvilke rettigheter gruppen har når de får barn. Ved fødsel har deltakere rett på fri uten trekk i stønaden i 20 dager, og deretter opptil 10 måneders omsorgspermisjon uten stønad (Forskrift til introduksjonsloven §4–2 og §5–3). Det er *ikke* mulig å ha lengre permisjon for å motta kontantstøtte og deretter returnere til introduksjonsprogrammet. Vi har vært i kontakt med et stort NAV-kontor på Østlandet som har en høy andel flyktninger. Dette kontoret har erfart at de fleste deltakere i introduksjonsordningen som får

barn underveis i programmet benytter permisjonstiden fullt ut. Det er vanlig at det må søkes om økonomisk sosialhjelp i denne perioden, da kvinnene ikke har noen annen inntekt og familiens inntekt ikke strekker til. Fordi kvinner i permisjon fra introduksjonsprogrammet kan tenkes å få avbrudd i opplæringen av norskkunnskaper, er det et krav om at de skal få oppfølging og norskopplæring fra og med den fjerde måneden i permisjonen. På nevnte kontor er det stort sett praktisert aktivitetskrav for mottak av sosialhjelp slik at det ikke er mulig å gå hjemme som passiv mottaker av stønad.

I følge regelverket for introduksjonsprogrammet er det ikke mulig å ta permisjon fra programmet og motta kontantstøtte. Et slikt fravær fører til at en ikke lenger har rett til å delta i programmet. Det er derfor unøyaktig å hevde at kontantstøtten gjør det økonomisk gunstig med fravær fra introduksjonsprogrammet, alternativet ville være å avslutte programmet. Introduksjonsstøtten utgjør 2 G – omtrent 187 000 kr i 2017 – og er mer økonomisk gunstig å motta enn kontantstøtte som maksimalt utgjør 82 500 kr. Det er dessuten mulig å motta kontantstøtte og introduksjonsstøtte samtidig dersom en kan benytte seg av andre tilsynsordninger enn barnehage.

For flyktninger og familiegjenforente som deltar i introduksjonsordningen når de får barn er det lite sannsynlig at det å fjerne kontantstøtten fører til økt sysselsetting på kort sikt. Da er det noe mer sannsynlig med raskere retur til introduksjonsprogrammet for å fullføre det, og det kan på sikt gi raskere overgang til arbeid. Men at det å fjerne kontantstøtten skulle ha en slik effekt er usikkert av flere grunner som vi allerede har vært inne på. Selv om vi ikke har data om deltakelse i introduksjonsprogrammet, skal vi forsøke å ta hensyn til det ved å benytte informasjon om botid og om landbakgrunn. Vi vil anta at deltakere i introduksjonsordningen hadde en botid på 0–2,0 år ved fødsel av barnet, mens de som hadde lengre botid antar vi at har fullført programmet.² Vi antar videre at de som

.....
¹ Målet med deltakelse i introduksjonsprogrammet er «å styrke nyankomne innvandreres mulighet for deltakelse i yrkes- og samfunnsniv, og deres økonomiske selvstendighet» (Introduksjonsloven, 2003, §1).

.....
² Vi har ikke tatt hensyn til at noen kan ha fått flere barn med kort tids mellomrom etter at de innvandret til Norge. Sistnevnte gruppe kan ha lengre botid enn 2 år og likevel være i introduksjonsprogrammet.

deltar i introduksjonsordningen er flyktninger som kommer fra Afrika eller Asia, med unntak av noen enkeltland i Asia.

Tidligere effektstudier

Etter innføringen av kontantstøtten ble det gjort flere analyser som viste at ordningen medførte en viss reduksjon i mødrenes sysselsetting i kontantstøtteperioden³. Drange og Rege (2013) som undersøkte langtidseffektene fant at den observerte reduksjonen var halvert når barnet var fire år, og at effekten hadde forsvunnet helt innen barnet fylte fem år. Hardoy og Schøne (2010) fant at nedgangen i sysselsetting blant mødre i kontantstøtteperioden var dobbelt så sterk for innvandrerkvinner fra ikke-vestlige land (6 prosentpoengs reduksjon) som den var for norskfødte kvinner (3 prosentpoengs reduksjon). Forskjellen i effekt mellom norskfødte og ikke-vestlige innvandrere var enda større når den ble målt i prosent. Dette skyldtes at innvandremødrene hadde lavere sysselsetting i utgangspunktet. Ut fra dette konkluderte Hardoy og Schøne med at reduksjonen i innvandremødrenes sysselsetting i kontantstøtteperioden var «relativt stor». Undersøkelsen ble gjort ved å sammenligne kvinner som fikk barn i 1992 og 1995 (før kontantstøtten ble innført) med de som fikk barn i 1998 (etter at kontantstøtten ble innført). Det har ikke blitt gjort analyser i nyere tid av om ordningen har samme effekt på sysselsettingen til ikke-vestlige innvandrerkvinner i dag som den hadde da ordningen ble innført. NAV har publisert tre studier av om de ulike økningene i kontantstøttesatsen har medført redusert sysselsetting midt i kontantstøtteperioden. To av dem finner en viss reduksjon i sysselsettingen (Hedding 2016 og Sortland 2019), mens den ene ikke finner en effekt av økt sats (Dahl 2014). Dahl (2014) finner imidlertid en økning i sysselsettingen på 3 prosentpoeng to år etter fødsel som følge av at en fjernet kontantstøtte for toåringer.

Vi har ikke klart å finne noen studier av om kontantstøtten påvirker gjennomføringen av introduksjonsprogrammet.

Data og metode

Datagrunnlaget er NAVs register om kontantstøttmottakere, NAVs kopi av folkeregisteret, informasjon om arbeidsforhold fra A-ordningen, data om arbeidsrettede tiltak fra tiltaksregisteret og data om sosialhjelp fra NAVs versjon av KOSTRA. Utvalget består av par med barn som fylte ett år i 2016, 2017 eller 2018 og som mottok enten foreldrepenger eller engangsstønad ved fødsel. Videre har vi avgrenset utvalget til par der minst en eller begge foreldre har innvandret fra et land utenfor EU/EØS i løpet av de siste syv år målt fra den måneden barnet ble ett år. Hvis mor er registrert som skilt, separert eller enke i folkeregisteret har vi kun lagt til grunn mors botid. Vi har valgt å inkludere foreldre som har litt lengre botid enn fem år for å kunne benytte gruppen som kontrollgruppe. Sysselsetting og bruk av tiltak har vi data om frem til juli 2019, mens siste periode med informasjon om sosialhjelp er desember 2018.

Regelverksendringen ble innført for hele gruppen på samme tid, og det byr på utfordringer når vi skal forsøke å måle effekten av endringen. For å undersøke om lovendringen påvirker sysselsettingen til innvandrerkvinner med barn i kontantstøttealder benytter vi en analyse av andelen som er i jobb i kontantstøtteperioden etter regelverksendringen sammenlignet med før regelverksendringen. Vi deler først gruppen inn i tre, de som har botid på 4 år eller mindre (48 måneder eller mindre), de med botid på 49–59 måneder (oppfyller botidskravet underveis i kontantstøtteperioden), og kontrollgruppen som er de som har botid på 5–7 år (60–84 måneder). Vi benytter gjentatte tverrsnittsdata. Et mulig problem med å bruke slike data i en før- og etter analyse er at sammensetningen av gruppene kan endre seg over tid. Tidligere analyser har vist at det kan være store forskjeller i sysselsetting mellom innvandrere fra ulike land utenfor EU/EØS. Hvis det i perioden for eksempel er blitt flere kvinner med en landbakgrunn som tenderer mot høy sysselsetting, kan sysselsettingen til gruppen i kontantstøtteperioden øke over tid fordi gruppesammensetningen har endret seg. En annen mulig trussel mot en kausal tolkning av vår analyse er at sysselsettingen kan påvirkes av økonomiske konjunkturer. Mot slutten av 2014 begynte arbeidsledigheten å øke betydelig på grunn av kraftig fall i oljeprisen. Ledigheten nådde en topp

³ For en oversikt se Østbakken (2016).

mot slutten av 2015 og starten av 2016, for deretter å falle igjen i 2017 og 2018 (Vidal-Gil 2019). I perioden etter at botidskravet ble innført har det dermed blitt lavere registrert ledighet, og i vår analyse kan det innebære at sysselsettingen øker på grunn av lavere ledighet, og ikke på grunn av botidskravet.

Vi bruker flere strategier for å ta hensyn til dette. Det viktigste grepet er at vi benytter et mindre utvalg av de som fikk barn kort tid før og kort tid etter lovendringen. En slik fremgangsmåte har likhetstrekk med et regression discontinuity design (Finseraas og Kotsadam 2013). En sentral forutsetning for at dette designet kan brukes til å avdekke kausale effekter av botidskravet er at foreldres valg om å få barn ikke er påvirket av kunnskap om lovendringen. Lovforslaget om innføring av botidskravet for kontantstøttemottakere ble fremmet den 5. april 2017. Lovforslaget var deretter til behandling og ble vedtatt av Stortinget den 8. juni 2017, og trådte i kraft allerede den 1. juli 2017. De som ble berørt av vedtaket hadde dermed ikke mulighet til å planlegge for denne endringen og denne forutsetningen er dermed oppfylt. En annen forutsetning er at lovendringen utgjør et kutt punkt der alle som vil, får kontantstøtte rett før lovendringen, mens ingen får kontantstøtte etter lovendringen. Denne forutsetningen er oppfylt ved at vi kun ser på de som er fullt rammet av botidskravet, og ved at vi i stor grad, men ikke helt, lykkes med å identifisere de som blir rammet av botidskravet. Ved å benytte et utvalg som fikk barn noen måneder før og rett etter lovendringen vil vi også sammenligne sysselsettingen til de to gruppene i omtrent samme konjunktursituasjon og dermed redusere en mulig påvirkning av konjunkturutviklingen. I tillegg er det grunn til å hevde at det i betydelig grad vil være tilfeldig i hvilken måned foreldre får barn. Ulempen med dette designet er at vi da ender

opp med et lite utvalg som ikke vil fange opp mindre effekter i størrelsesorden 1–3 prosentpoeng. I tillegg vil et slikt design ikke fange opp eventuelle endringer av effekten over tid. I alle analyser benytter vi lineær regresjon med minste kvadratsums metode med kontroll for endringer i gruppesammensetningen over tid. Tre av utfallene vi undersøker er dikotome, og i slike tilfeller er det en lineær sannsynlighetsmodell.

Beskrivende statistikk

Parenes landbakgrunn og botid

Vi skal først beskrive bakgrunnen til de som botidskravet gjelder for ved å undersøke om det er mor, far, eller begge som er innvandret fra land utenfor EU/EØS i løpet av siste 5 år. Hvis mor er skilt eller separert har vi kun lagt til grunn mors botid.

Den hyppigst forekommende bakgrunnen er at begge er innvandret fra et land utenfor EU/EØS og har en botid på under 5 år (27 %), eller at begge er innvandret men at kun mor har botid på under 5 år (tabell 1). I tillegg er det relativt mange par der far er født i Norge eller har bakgrunn fra et EU/EØS-land, mens mor er omfattet av botidskravet. I noen få tilfeller er mor registrert som skilt, separert eller enke, og da har vi kun lagt til grunn mors botid og landbakgrunn.

Tre grupper etter botidslengde

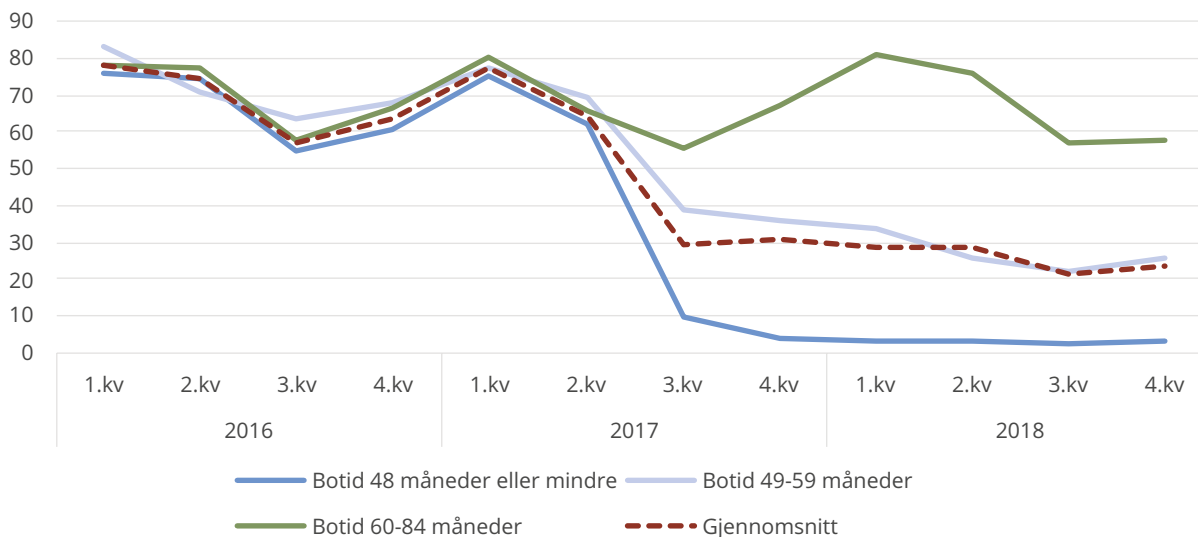
Vi har i stor grad lykkes med å identifisere de som blir rammet av botidskravet, men ikke helt (figur 1). Vi sitter ikke på saksbehandlingsdataene som ble benyttet da personene kunne søke om kontantstøtte, og kan derfor ikke regne med å identifisere gruppen helt nøyaktig. Ut fra regelverket kan vi skille mellom de som er fullt ut omfattet av botidskravet med botid på 4 år eller mindre (48 måneder eller mindre), og de med

Tabell 1. Landbakgrunn og botid til par som er omfattet av botidskravet for kontantstøtte. Antall og prosent

	Mor skilt/separert	Far botid<5 år	Far botid>=5 år	Far norskfødt eller innvandret fra EU/EØS
Mor botid<5år	184 (3,7 %)	1359 (27,0 %)	1313 (26,1 %)	1109 (22,0 %)
Mor botid>=5år		595 (11,8 %)		
Mor norskfødt eller innvandret fra EU/EØS		470 (9,3 %)		

Kilde: NAV

Figur 1. Andel med uttak av minst en måned kontantstøtte etter hvilket kvartal barnet fyller ett år, og etter botid i Norge. Prosent.



Kilde: NAV

botid på 49 til 59 måneder som er delvis omfattet av botidskravet. Sistnevnte gruppe vil kunne motta mellom 1–10 måneder med kontantstøtte. Vi har også tatt med gruppen med botid på mellom 60 og 84 måneder som en kontrollgruppe i flere av analysene.

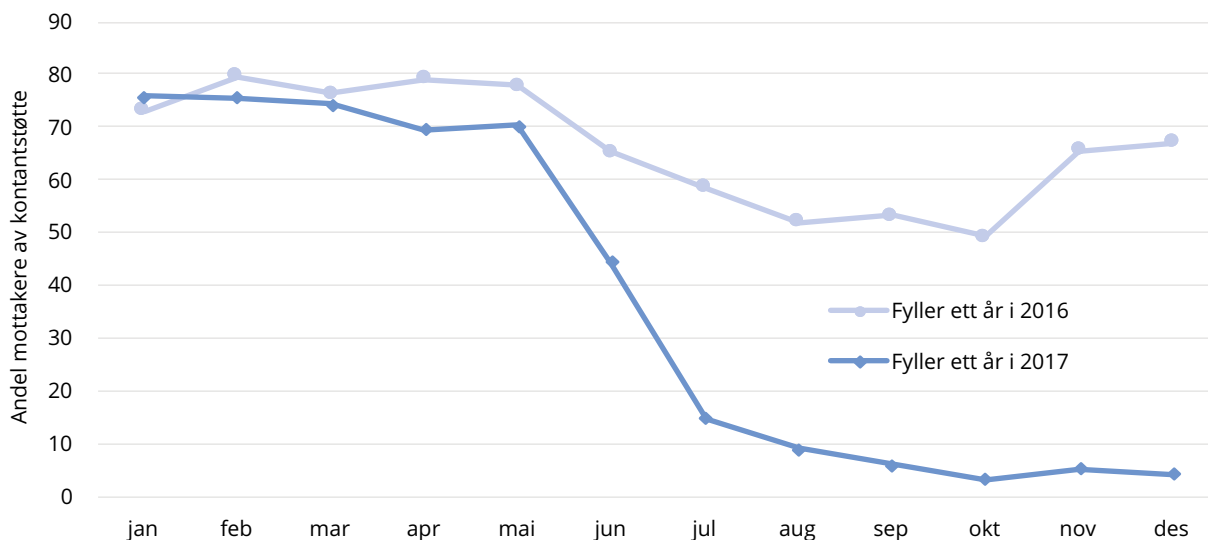
Kontantstøttebruken til de tre gruppene er tilnærmet lik før regelendringen trådte i kraft (figur 1). I gjennomsnitt hadde mødrene i utvalget som hadde et barn i kontantstøttealder i 2016 et uttak av kontantstøtte på 68 prosent. For de som er fullt ut omfattet av botidskravet faller etter hvert mottaket av kontantstøtte til omtrent 3 prosent. Vi har dermed i stor grad lyktes med å identifisere de som er fullt ut omfattet av botidskravet. For de med botid 49–59 måneder, som oppfyller botidskravet underveis i kontantstøtteperioden, falt uttaket av kontantstøtte fra 77,5 prosent i 1.kvartal 2017 til 33,6 prosent i 1.kvartal 2018. I kontrollgruppen er det en liten økning på 1,1 prosentpoeng fra 1. kvartal 2017 til 1.kvartal 2018. I sistnevnte gruppe ser vi at kontantstøttebruken etter lovendringen er like høy som før, og vi har dermed lyktes i å identifisere de som ikke er rammet av lovendringen.

Overgangsfase i innføringen av regelverket?

For å avgjøre hvilken periode vi skal regne som før og etter lovendringen, skal vi først undersøke om det er en overgangsfase i innføringen av nytt regelverk (figur 2).

Figur 2 viser mottak av kontantstøtte for gruppen med botid på 0–48 måneder etter hvilken måned barnet fylte ett år i 2016 og 2017. Sesongvariasjonen i andelen mottakere i 2016 skyldes at kontantstøtte ofte brukes som ventestøtte frem til barnehagestart i august (Arntsen mfl. 2019). I 2016 fikk også barn som fylte ett år i september og oktober rett til plass den måneden de fylte ett år, og vi ser at i 2016 er bruken av kontantstøtte omtrent lik for månedene august til oktober. Etter lovendringen i juli 2017 falt andelen kontantstøttemottakere raskt ned til et stabilt lavt nivå på rundt 5 prosent. Vi ser samtidig at juni er en overgangsmåned. Vi har derfor valgt å fjerne de som har barn som ble ett år i juni 2017. Også juli er i noen grad en overgangsmåned, men da har andelen mottakere likevel falt så drastisk at vi har valgt å ta med måneden i tiltaksgruppen. Når vi senere i artikkelen omtaler perioden før og etter lovendringen er barna som ble ett år i juni ikke med i analysen.

Figur 2. Mottak av kontantstøtte etter hvilken måned barnet fyller ett år. Andel som mottok minst en måned kontantstøtte. Prosent.



Kilde: NAV

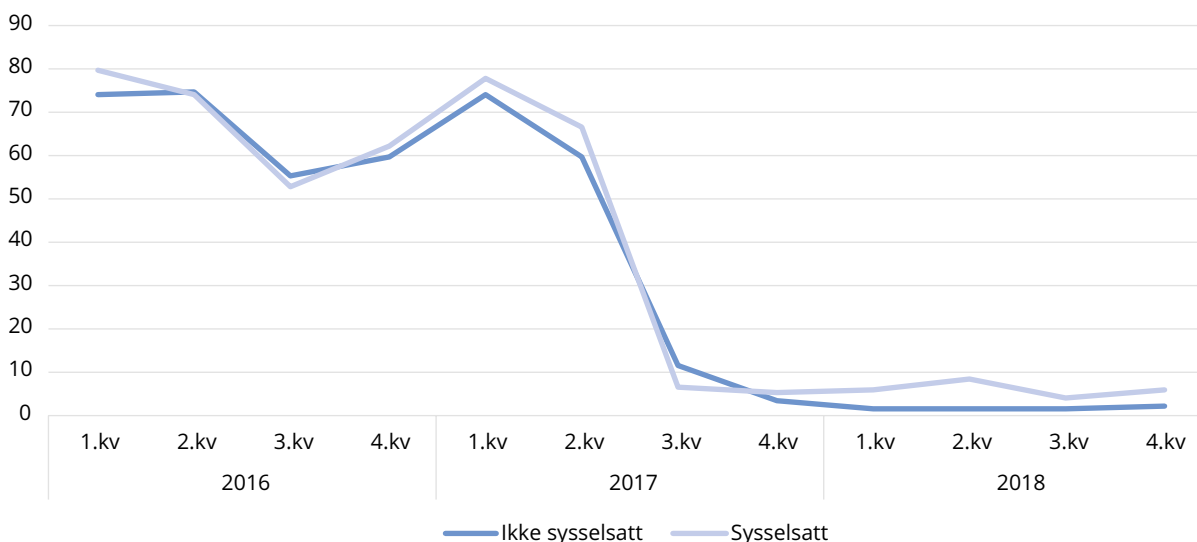
Sysselsetting før fødsel

Ifølge Innst. 368 L er en av hensiktene med lovendringen at den skal gi innvandrere sterkere insentiver til raskt å komme i arbeidsrettet aktivitet, men lovendringen vil også omfatte de som var i arbeid før fødsel så lenge de har kort botid.

Figur 3 viser bruk av kontantstøtte og om mor var sysselsatt eller ikke før fødselen for de med kortest

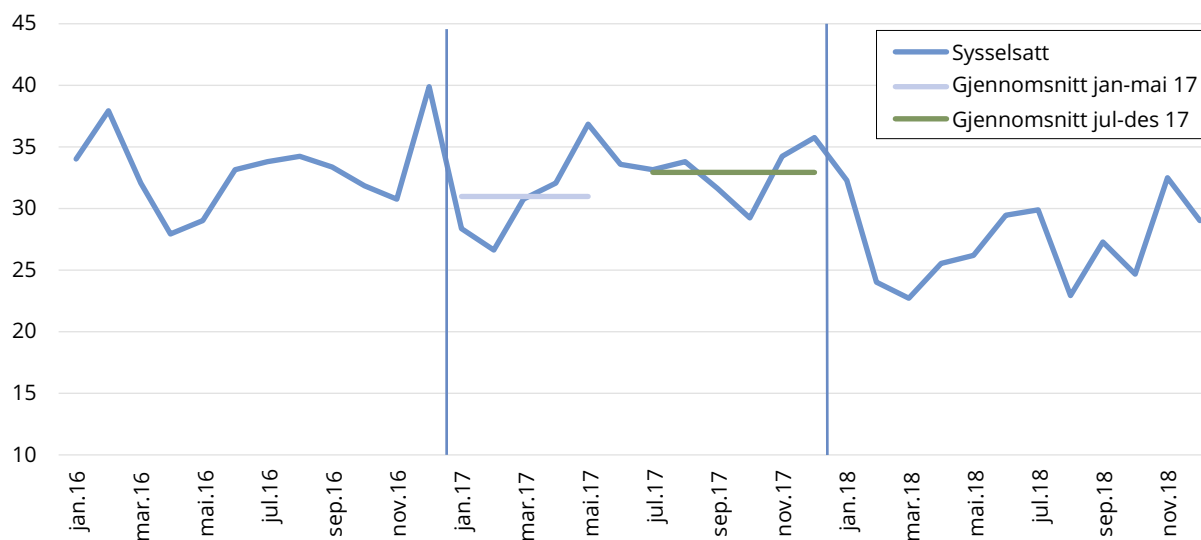
botid (48 måneder eller mindre). Noe overraskende finner vi at de som er sysselsatt før fødsel bruker kontantstøtte i like stor grad som de som ikke er sysselsatt. I en tidligere analyse med et annet utvalg fant vi vi at sysselsatte mødre i mindre grad benyttet seg av kontantstøtte enn mødre som ikke var sysselsatt (Arntsen m.fl. 2019). At sysselsatte bruker kontantstøtte like ofte som de som ikke er sysselsatt, viser at det i stor grad er andre faktorer enn arbeidstilknyt-

Figur 3. Andel med uttak av kontantstøtte i minst en måned etter hvilket kvartal barnet fyller ett år og om mor var sysselsatt eller ikke før fødsel. Gruppen med kortest botid (0-48 måneder). Prosent.



Kilde: NAV

Figur 4. Kvinner registrert i jobb før fødsel i gruppen med botid på 0–48 måneder. Etter hvilken måned barnet fylte ett år. Prosent.



Kilde: NAV

ning som påvirker denne gruppens valg om å benytte kontantstøtte.

For å forsøke å avdekke en kausal effekt av innføringen av botidskravet, vil vi sammenligne de som ble påvirket av regelverksendringen med de som ikke ble det, ved å sammenligne foreldre til barn som fylte ett år rett før og rett etter regelendringen. Spørsmålet er hvor mange måneder vi skal ta med i sammenligningen. Desto kortere periode vi velger, desto mer sannsynlig er det at tiltaksgruppen er tilnærmet identisk med kontrollgruppen. På den andre side, hvis vi velger en meget kort periode blir den statistiske usikkerheten høy, og det er betydelig fare for at vi ikke fanger opp substansielle effekter.

I denne delen av analysen består utvalget i gjennomsnitt av 220 mødre per måned. Siden det er små tall vil det være betydelig tilfeldig variasjon i sysselsettingen fra måned til måned, derav svingningene vi ser i figur 4. I figur 4 har vi tegnet inn gjennomsnittlig sysselsetningsnivå før fødsel for de som hadde en ettåring rett før og rett etter innføringen av botidskravet i 2017. Vi ser at sysselsettingen før fødsel er ganske stabilt lik før begge grupper. For de som hadde et barn som fylte ett år i starten av 2018 ble andelen som var i jobb før fødsel betydelig redusert, fra omkring 33 prosent til ned mot 27 prosent. Dette har sannsynligvis sammen-

heng med et stadig økende innslag av mødre som er innvandret fra Syria og som har lav sysselsetting. I de følgende analyser har vi valgt å sammenligne de som hadde barn som ble ett år i januar til mai 2017 (ikke omfattet av botidskravet), med de som hadde barn som ble ett år i juli til desember (omfattet av botidskravet). Som nevnt har vi fjernet de som hadde barn som ble ett år i juni 2017. Vi viser også resultatene fra en analyse der vi kun tar med 2 måneder før og etter lovendringen.

En utfordring med denne type analyse er at barna i kontrollgruppen er født i første halvår mens barna i tiltaksgruppen er født i andre halvår, og som det fremgår av figur 2 er det en klar tendens til at flere bruker kontantstøtte blant de som er født i første halvår. Fra tidligere analyser vet vi at disse sesongvariasjonene er knyttet til barnehageopptaket i august, og at mange benytter kontantstøtte som en ventestønad frem til det. Ved også å undersøke utfall når barnet er 2 år kan vi ta hensyn til mulige sesongvariasjoner. Innen barnet er fylt 2 år skal alle som har søkt fått tilbud om barnehageplass. Vi benytter også en kontrollgruppe for å ta hensyn til sesongvariasjoner.

I resten av artikkelen har vi valgt å ta alle med botid fra 0–51 måneder og omtale dem som fullt omfattet av botidskravet. De som har botid på mellom 49 og 51

Tabell 2. Beskrivende statistikk om analyseutvalg før fødsel av barnet og etter om de er omfattet av botidskravet eller ikke. Prosent

	Botid 0–51 måneder		Botid 60–84 måneder	
	Før botidskrav	Omfattet av botidskrav	Før botidskrav	Etter botidskrav
Andel med kontantstøtte	72,8	8,4	76,1	62,0
Maks kontantstøtte	40,1	6,4	39,8	41,4
Foreldrepenger (sysselsatt)	31,5	33,4	56,5	56,5
Foreldrepengegrunnlag (gjennomsnitt 1000 kr)	333 000	337 000	318 000	304 000
Andel med sosialhjelp	14,9	15,3	13,8	18,5
Mors alder år	30,0	30,2	32,0	31,9
Mors botid i måneder	49,5	52,1	84,8	84,3
Antall barn	1,6	1,5	1,9	1,9
Mors fødeland				
Eritrea	9,8	9,6	6,5	7,5
Norge	8,6	9,6	9,7	8,5
Syria	7,0	10,7	0,3	0,7
Filippinene	9,2	6,1	6,5	8,6
Somalia	7,8	6,8	12,5	16,4
Pakistan	3,9	4,5	5,2	3,2
Thailand	3,6	3,1	4,0	3,8
Afghanistan	3,0	3,1	3,4	3,8
India	2,6	2,9	1,6	3,9
Annet	44,5	43,6	50,3	43,7
Antall	1134	1277	618	744
Utfallsmål når barnet er 2 år				
Mor i jobb (%)	38,7	39,3	52,6	53,0
Mor avtalte dagsverk i kvartalet (antall)	17,8	19,2	24,8	25,7
Mor deltar i arbeidsrettet tiltak (%)	8,3	6,1	9,5	9,4
Familien mottak sosialhjelp (%)	16,9	17,8	12,0	13,7
Antall	1139	1289	618	744

Kilde: NAV

måneder vil kunne motta kontantstøtte i maks 1–3 måneder, ettersom de oppfyller botidskravet underveis i kontantstøtteperioden. Vi mener imidlertid at dette er en såpass stor endring fra å kunne motta kontantstøtte i 11 måneder, at det er rimelig å slå de sammen med de med kortere botid. De med botid fra 52 måneder til 59 måneder har vi tatt ut av analysene.

Beskrivende statistikk om analyseutvalget

Vi viser beskrivende statistikk for utvalget der vi skiller mellom gruppene før og etter botidskravet, og mellom de som hadde botid på 0–51 måneder og de med botid på 60–84 måneder (tabell 2).

En forutsetning for gyldigheten av analysen er at de med kort botid (0–51 måneder) som er omfattet av botidskravet er like de med kort botid som ikke er omfattet av botidskravet (før botidskrav). Den eneste forskjellen mellom dem skal være at den ene gruppen er omfattet av botidskravet. På nesten samtlige av de observerte kjennetegnene er de to utvalgene tilnærmet like. For eksempel er 31,5 prosent av mødrene i tiltaksgruppen og 33,4 prosent av mødrene i kontrollgruppen sysselsatt før fødsel. Forskjellen på 2 prosentpoeng er ikke statistisk signifikant. Det er én forskjell mellom de to gruppene som ikke er tilfeldig. I tiltaksgruppen har det blitt et noe større

innslag av mødre med bakgrunn fra Syria, fra 7 prosent til 10,7 prosent. Dette kan sees i sammenheng med flyktningkrisen og det store antallet flyktninger som kom fra Syria til Norge i 2015–2017. Det har dermed skjedd noen mindre endringer i gruppesammensetningen som vi skal kontrollere for i våre analyser.

I noen analyser benytter vi en kontrollgruppe med de som hadde botid fra 60–84 måneder (5–7 år). Denne gruppen er stort sett også helt lik før og etter innføringen av botidskravet. Blant annet ser vi at sysselsettingen blant mødrene er på 56,5 prosent både for gruppen før og etter botidskravet. En forskjell av en viss størrelse er at det er en noe høyere andel mottakere av sosialhjelp i kontrollgruppen etter innføringen av botidskravet. Igjen er dette noe vi kontrollerer for i regresjonsanalysen.

Resultater

I det følgende skal vi bruke lineær regresjon til å undersøke om botidskravet har ført til økt arbeidsrettet aktivitet eller økt mottak av sosialhjelp. Dette gjør vi ved å se på de som hadde barn som ble ett år i 2017, og sammenligne de som ble rammet av regelverket med de som ikke ble rammet av regelverket.

Utfall når barnet er 1 år og 6 måneder

Vi konsentrerer oss om de med kortest botid (0–51 måneder) som vi anser som fullt ut omfattet av botidskravet, og i tabell 3 undersøker vi utfall i det kvartalet barnet blir 1 år og 6 måneder, altså midt i kontantstøtteperioden. Vi ser på mors sysselsetting, deltakelse i statlige arbeidsrettede tiltak og famili-

ens sosialhjelp, med kontroll for en rekke variabler. Vi kontrollerer for sysselsetting og mottak av sosialhjelp før fødsel, og for andre kjente endringer i gruppesammensetningen over tid (se tabell A1 i appendiks).

Variabelen «Etter botidskrav» i tabell 3 viser om de som mistet muligheten til å motta kontantstøtte har økt sannsynlighet for sysselsetting, tiltaksbruk eller mottak av sosialhjelp etter innføringen av botidskravet sammenlignet med gruppen som kunne motta kontantstøtte. Statistisk signifikante endringer er merket med stjerner. Vi viser endringen i prosentpoeng. Vi viser en analyse der vi inkluderer alle, og en analyse med en undergruppe som vi antar at ikke deltar i introduksjonsprogrammet (ikke intro).

Vi finner ingen statistisk signifikante endringer som følge av innføringen av botidskravet. Det gjelder både analysene av hele utvalget, og for undergruppen av innvandrere som ikke er i introduksjonsprogrammet. Vi finner dermed ingen støtte for at mødre som blir rammet av botidskravet oftere kommer seg i jobb eller i arbeidsrettet aktivitet når barnet er blitt 1 ½ år. Det som forklarer om mor er i jobb på dette tidspunktet er om mor var sysselsatt før fødsel, samt om familien mottok sosialhjelp før fødsel. I tillegg bidrar mors landbakgrunn til å øke forklaringskraften til modellen. Mødre med bakgrunn fra Somalia, Eritrea, Syria, Pakistan og Afghanistan er i langt mindre grad sysselsatt på dette tidspunktet sammenlignet med for eksempel mødre som er født i Filippinene eller Thailand, selv når vi kontrollerer for sysselsetting før fødsel.

Tabell 3. Lineær regresjon for fire utfall blant mødre når barnet fyller 1 år og 6 måneder. De som ble ett år i 2017. Gruppen med botid 0–51 måneder

	I jobb		Avtalte dagsverk i kvartalet		Arbeidsrettede tiltak		Sosialhjelp	
	Alle	Ikke intro	Alle	Ikke intro	Alle	Ikke intro	Alle	Ikke intro
Etter botidskrav	-0,7	-1,2	-1,1	-1,4	-0,6	-0,3	-1,2	-1,6
Konstantledd	24,8***	32,0***	11,9***	14,0***	0,1	2,5	28,9***	32,7***
Forklart varians	43,9	40,3	45,3	42,3	1,6	1,9	35,1	37,4
N	2411	1672	2411	1672	2411	1672	2411	1672

* p<0,05 ** p<0,01 ***p<0,001

Kilde: NAV

Tabell 4. Lineær regresjon for fire ulike utfall for kvinner når barnet ble 2 år. Gruppen med botid 0–51 måneder. Foreldre til barn som ble ett år i 2017. Prosentpoeng

	I jobb		Avtalte dagsverk i kvartalet		Arbeidsrettede tiltak		Sosialhjelp	
	Alle	Ikke intro	Alle	Ikke intro	Alle	Ikke intro	Alle	Ikke intro
Etter botidskrav	0,3	0,5	1,0	1,7	-1,7	-0,7	1,2	0,8
Konstantledd	24,0***	27,5***	9,1***	8,2*	5,8*	11,1**	35,1***	37,1***
Forklart varians	36,7	33,4	40,6	36,7	1,8	2,4	35,2	38,2
Antall	2411	1672	2411	1672	2411	1672	2411	1672

* p<0,05 ** p<0,01 *** p<0,001

Kilde: NAV

Siden utvalget er nokså lite, er det en betydelig usikkerhet rundt estimatene. Usikkerhetsmarginen for sysselsetting er for eksempel fra -3,5 prosentpoeng til 2,2 prosentpoeng – det vil si at vi med 95 % sikkerhet kan si at effekten av botidskravet er innenfor dette intervallet.

For en gruppe med svak tilknytning til arbeidslivet og som har lav inntekt, vil kontantstøtte for mange være et viktig bidrag til familiens samlede inntekt. Når disse familiene mister mulighet til å motta kontantstøtte, kan det tenkes at de i større grad begynner å motta andre ytelser fra NAV, og da først og fremst sosialhjelp. Det er derfor overraskende at vi heller ikke finner at botidskravet har gitt økt andel mottakere av sosialhjelp. Det gjelder også når vi kun ser på gruppen som vi kan anta ikke er i introduksjonsprogrammet.

Utfall når barnet er 2 år

Vi undersøker også om det har vært endring i sysselsetting i kontantstøtteperioden som følge av botidskravet når barnet har blitt 2 år. Da vil gruppen som har mistet muligheten til å motta kontantstøtte hatt mer tid på seg til å skaffe jobb, samt at da vil også alle som har søkt fått barnehageplass til barna. I tillegg kan vi forvente at flere av deltakerne i introduksjonsprogrammet har rukket å gjennomføre programmet, og nå er klar for å søke jobb. Hvis bortfall av kontantstøtte medfører raskere gjennomføring av introduksjonsprogrammet kan det tenkes at vi finner en positiv effekt på sysselsettingen i denne analysen.

Analysen av utfall 2 år etter fødsel gir samme bilde som utfallene 1 ½ år etter fødsel (tabell 4). Det er

ingen statistisk signifikante endringer i utfallene etter innføringen av botidskravet sammenlignet med før innføringen. Vi finner en liten økning i sysselsettingen både for hele utvalget og i noe større grad for undergruppen med de som vi antar ikke er i introduksjonsordningen, men endringene er små og de er ikke statistisk signifikante.

I tabell 5 benytter vi samme utvalg og utfall som i tabell 4, men her bruker vi en forskjell-i-forskjell tilnærming som også gir et bedre bilde av utviklingen i sysselsetting før og etter fødsel. De som blir rammet av botidskravet (tiltaksgruppen) har 2,2 prosentpoeng høyere sysselsetting enn kontrollgruppen før fødsel, men denne forskjellen er ikke statistisk signifikant. Vi ser at for begge grupper har andelen mødre som er i jobb når barnet er 2 år økt. Andelen har økt fra 31,4 prosent til 38,7 prosent for kontrollgruppen og fra 33,7 til 39,3 prosent for tiltaksgruppen. Økningen i andelen sysselsatte i tiltaksgruppen er -1,6 prosentpoeng lavere enn i kontrollgruppen. Dette forskjell-i-forskjell estimatet på -1,6 prosentpoeng er ikke statistisk signifikant. Omtrent 15 prosent av familiene mottok sosialhjelp før fødsel, og andelen mottakere er nesten den samme i kontrollgruppen og tiltaksgruppen (tabell 5). Når barnet har blitt 2 år har andelen mottakere av sosialhjelp økt noe for begge grupper. Andelen mottakere av sosialhjelp har økt med 0,5 prosentpoeng mer for de som er rammet av botidskravet, noe som er langt fra å være statistisk signifikant. Heller ikke med denne fremgangsmåten finner vi effekter av å innføre botidskravet, verken på mors sysselsetting eller på andelen som mottar sosialhjelp.

Tabell 5. Forskjell-i-forskjell analyse. Endring 2 år etter fødsel sammenlignet med tilstand rett før fødsel. N=1 289 for tiltaksgruppe og N=1 139 for kontrollgruppe. Kvinner. Prosent

	I jobb	p-verdi	Sosialhjelp	p-verdi
Før fødsel				
Kontroll	31,4		15,0	
Tiltak	33,7		15,4	
Forskjell (T-K)	2,2	1,15	0,4	0,28
Når barnet fyller 2 år				
Kontroll	38,7		16,9	
Tiltak	39,3		17,8	
Forskjell (T-K)	0,6	0,32	0,9	0,60
Forskjell-i-forskjell	-1,6	0,59	0,5	0,22

Kilde: NAV

Analyse der vi bruker de med botid på 60–84 måneder som kontrollgruppe

En innvending mot analysen i tabell 5 er at vi ikke tar hensyn til mulige konjunktorendringer, og at vi heller ikke har tatt høyde for sesongvariasjoner i sysselsetting. På nasjonalt nivå vet vi at det var en nedgang i ledigheten etter innføringen av botidskravet. Men vår analyse gjelder en liten undergruppe i en spesiell situasjon, og det kan være en negativ trend i sysselsettingen for denne gruppen på tross av lavere ledighet på nasjonalt nivå. Ved å undersøke utviklingen i sysselsettingen til gruppen med botid på 60–84 måneder (5–7 år) som ikke ble rammet av botidskravet, kan vi teste for om sesongvariasjoner eller konjunkturutviklingen påvirker sysselsettingen. Hvis det for eksempel er en signifikant negativ utvikling i kontrollgruppen kombinert med en svakt positiv utvikling i tiltaksgruppen, vil det indikere en positiv effekt på sysselsettingen av botidskravet.

Resultatene i tabell 6 styrker konklusjonen om at botidskravet ikke har en effekt på sysselsettingen til mødrene

(se tabell A3 i appendiks for komplett regresjonsmodell). Alle endringer, både i tiltaksgruppe og kontrollgruppe er små og ikke signifikante. Vi ser for eksempel at det er en svak økning på 0,9 dagsverk i kontrollgruppen, og omtrent den samme økningen på 0,8 dagsverk i tiltaksgruppen. Vi får også omtrent samme koeffisient for endringen i bruk av arbeidsrettede tiltak som er på -0,7 prosentpoeng for kontrollgruppen og -1,6 prosentpoeng for tiltaksgruppen. Når det gjelder mottakere av sosialhjelp er det en svak økning i tiltaksgruppen og en svak reduksjon i kontrollgruppen. Det gir en økning i andelen mottakere av sosialhjelp på 1,6 prosentpoeng i tiltaksgruppen relativt til kontrollgruppen. Det gir en viss støtte til at botidskravet har medført en svak økning i andelen mottakere av sosialhjelp – men det er usikkert.

Vi har gjort en tilsvarende analyse der vi innsnevrer utvalget til de som hadde barn som ble ett år to måneder før (april-mai 2017) og to måneder etter regelverksendringen (juli-august 2017). Det gir samme resultat – omtrent samme endringer i sysselsetting før

Tabell 6. Separate regresjoner for tre grupper mødre etter botid. Utvalg er de som ble ett år i 2017. Utfall når barnet er 2 år. Koeffisienter i prosentpoeng.

	Etter botidskrav fullt rammet (0–51 måneder)	Etter botidskrav (60–84 måneder (kontroll))
I jobb	0,1	0,4
Avtalte dagsverk i kvartalet	0,8	0,9
Arbeidsrettede tiltak	-1,6	-0,7
Sosialhjelp	1,0	-0,7
Antall	2411	1362

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Kilde: NAV

og etter botidskravet for både tiltaksgruppe og kontrollgruppe (tabell A4 i appendiks).

Fars sysselsetting

Selv om botidskravet ikke har en effekt på mors sysselsetting, kan det tenkes å påvirke fars sysselsetting. Tabell A5 i appendiks viser regresjonsmodeller der utfallet er fars sysselsetting og fars deltakelse i arbeidsrettede tiltak. Modell og utvalg er det samme som vi brukte i analyse av utfall for mor, men her kontrollerer vi for fars fødeland og ikke mors. Vi finner ingen signifikante effekter av botidskravet på fars sysselsetting eller deltakelse i arbeidsrettede tiltak⁴.

Oppsummering og drøfting

I denne artikkelen har vi undersøkt effektene av botidskravet for kontantstøtte som ble innført i juli 2017. Vi har i stor grad lykkes med å identifisere de som blir rammet av lovendringen, og vi finner at etter lovendringen er andelen mottakere av kontantstøtte i denne gruppen redusert fra 70 prosent til 8 prosent. På tross av at gruppen vi har identifisert har gått fra høyt mottak av kontantstøtte til et svært lavt mottak, finner vi ingen målbare effekter på mødrenes sysselsetting verken 1,5 år eller 2 år etter barnets fødsel. Vi finner verken at en høyere andel mødre er sysselsatt, eller at de jobber flere dagsverk etter regelverksendringen. Vi finner heller ikke at flere kvinner deltar i statlige arbeidsrettede tiltak. Konklusjonen er at det å fjerne muligheten til å motta kontantstøtte for denne gruppen innvandrere ikke har gitt raskere overgang til arbeidsrettet aktivitet.

Blant fedrene er sysselsettingen på 69 prosent før fødsel av barnet, og dermed betydelig høyere enn blant mødrene. Botidskravet har heller ikke hatt en påvirkning på andelen sysselsatte fedre, eller på hvor mye fedrene jobber.

Mange av de som botidskravet gjelder for deltar i introduksjonsordningen. Vi har forsøkt å ta hensyn til dette i analysen ved å konstruere en gruppe som antakeligvis ikke er i introduksjonsordningen. Vi finner ingen effek-

ter på sysselsettingen til sistnevnte gruppe heller. En mulig effekt av botidskravet er raskere retur og raskere gjennomføring av introduksjonsprogrammet for de som får barn mens de deltar i programmet. Vi har ikke kunnet undersøke om botidskravet har hatt en slik effekt. Det er imidlertid uvisst om muligheten for å motta kontantstøtte var til hinder for å gjennomføre introduksjonsprogrammet. Det økonomisk sett mest fornuftige for disse familiene ville være å kombinere introduksjonsstøtte med kontantstøtte og samtidig benytte en annen tilsynsordning enn barnehage.

67 prosent av mødrene i vår gruppe hadde ikke jobb før fødsel, noe som viser at disse hadde svak tilknytning til arbeidslivet også før det var aktuelt å motta kontantstøtte. Mødre med kort botid er en gruppe som vi kan anta vil ha vansker med å få seg jobb i det norske arbeidsmarkedet av flere grunner, for eksempel på grunn av at de behersker norsk språk dårlig, eller fordi de mangler kompetanse som er etterspurt på det norske arbeidsmarkedet. Det kan også være at flere innvandrer mødre med kort botid ønsker å være hjemme i småbarnsfasen på tross av at de kan tape på det økonomisk. Dette støttes av at vi observerer høy kontantstøttebruk før regelverksendringen også blant sysselsatte innvandrerkvinner.

Det ser ikke ut til at det er virkninger av kontantstøtten som forklarer hvorfor innvandrer mødre med kort botid har lavere sysselsetting enn for eksempel norskfødte – da ville vi sett at sysselsettingen økte betydelig for gruppen som mistet retten til å motta kontantstøtte. Botidskravet har gitt lavere statlige overføringer til familier som nylig har innvandret til landet og som ofte har lav inntekt, uten at det har gitt målbare positive effekter i form av økt arbeidsrettet aktivitet. På tross av at mange familier har mistet opp mot 82 500 kr i inntekt det året barnet er ett år, klarer vi ikke å påvise økt mottak av sosialhjelp som følge av botidskravet. En forklaring på dette kan være at mange av familiene klarer seg med fars inntekt når barnet er ett år. I utvalget er 39 prosent av familiene registrert som eninntektshusholdninger der far er sysselsatt, men ikke mor.

Et mål med å innføre botidskravet var å få flere ettåringer til innvandrer mødre i barnehage. Vi har ikke data om bruk av barnehage og kan derfor ikke kunnet undersøke det.

.....
⁴ Det er en økning på 2,0 dagsverk for menn som ikke er statistisk signifikant. Det er sesongvariasjoner i antall dagsverk per menn – og det har blant annet sammenheng med at det er litt flere mulige dagsverk i enkelte kvartal enn andre på grunn av fridager.

Litteratur

- Arntsen, Lone, Ivar Lima og Loyd Rudlende (2019) «Hvem mottar kontantstøtte og hvordan bruker de den?», *Arbeid og velferd* 3/2019, 3–21
- Bakken, Frøydis og Sigrid Myklebø (2010) «Nedgang i bruk av kontantstøtte». *Arbeid og velferd* 1/2010, 45–51.
- Cattaneo, Matias D., Nicolas Idrobo og Rocio Titiunik (2019). A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Foundations. Element prepared for Cambridge Elements: Quantitative and Computational Methods for Social Science
- Dahl, Espen Steinung (2014). «Fleire foreldre er i arbeid etter endringane i kontantstøtteordninga», *Arbeid og velferd* 1/2014, 25–36
- Drange, Nina og Mari Rege (2013). «Trapped at home: The effect of mothers' temporary labor market exits on their subsequent work career». *Labour Economics*, 2013:24, 125–136.
- Finseraas, Henning og Kotsadam, Andreas (2013). «Hvordan identifisere årsakssammenhenger i ikke-eksperimentelle data? En ikke-teknisk introduksjon». *Tidsskrift for samfunnsforskning*, 54 (3), 371–387
- Forskrift til introduksjonsloven. (2003). Forskrift om fravær og permisjon ved nyankomne innvandreres deltakelse i introduksjonsordning (FOR-2003-07-18-973). Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/SF/forskrift/2003-07-18-973>
- Hardoy, Inés og Paul Schøne (2010). «Incentives to work? The impact of a 'Cash-for-Care' benefit for immigrant and native mothers labour market participation». *Labour Economics*, 2010:17, 963–974
- Hedding, Betzy (2016). «Lavere sysselsetting blant mødre etter økt kontantstøttesats». *Arbeid og velferd* 3/2016, 61–73
- Innst. 368 L (2016–2017) *Innstilling fra arbeids- og sosialkomiteen om Endringer i folketrygdloven, kontantstøtteloven og lov om supplerande stønad til personar med kort butid i Noreg (ny inntektssikring for eldre og uføre flyktninger og endrede botidskrav for rett til visse ytelser)*. Arbeids- og sosialkomiteen
- Integrerings- og mangfoldsdirektoratet (2016) Høringssvar om forslag til endringer i trygderegelverket i lys av asylsøkersituasjonen. Svar til høringsbrev av 04.07.2016 om endringer i folketrygdloven med tilhørende forskrifter, kontantstøtteloven og lov om supplerande stønad til personar med kort butid i Noreg
- Introduksjonsloven. (2003). Lov om introduksjonsordning og norskopplæring for nyankomne innvandrere (LOV-2003-07-04-80). Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2003-07-04-80>
- Lovvedtak 113 (2016–2017). *Vedtak til lov om endringer i folketrygdloven og kontantstøtteloven*
- NOU 2009:10 (2009). *Fordelingsutvalget*. Oslo: Finansdepartementet
- NOU 2010:7 (2010). *Mangfold og mestring – Fler-språklige barn, unge og voksne i opplæringsystemet*. Oslo: Kunnskapsdepartementet
- NOU 2011: 7 (2011). *Velferd og migrasjon - den norske modellens framtid*. Oslo: Barne-, likestillings- og inkluderingsdepartementet
- NOU 2011: 14 (2011). *Bedre integrering – Mål, strategier, tiltak*. Oslo: Barne-, likestillings- og inkluderingsdepartementet
- NOU 2017: 6 (2017). *Offentlig støtte til barnefamilie*. Oslo: Barne- og likestillingsdepartementet
- Sortland, Magne (2019). «Redusert sysselsetting blant småbarnsforeldre etter økt kontantstøttesats». *Arbeid og velferd* 4/2019, 81–94
- Vidal-Gil, Eugenia (2019). Utviklingen på arbeidsmarkedet. NAVs arbeidsmarkedsprognose. *Arbeid og velferd* 1/2019, 51–67
- Østbakken, Kirsti Misje (2016) *Kontantstøtteordningen. Omfang og effekter på sysselsetting i Norge og Norden*. Rapport 2016:05. Oslo: Institutt for samfunnsforskning

Appendiks

Tabell A1. Komplet regresjonsmodell for tabell 2. Utfall for kvinner når barnet er 1 år og 6 måneder. Prosentpoeng

	I jobb		Avtalte dagsverk i kvartalet		Arbeidsrettet tiltak		Sosialhjelp	
	Alle	Ikke intro	Alle	Ikke intro	Alle	Ikke intro	Alle	Ikke intro
Etter botidskrav	0,3	0,5	1,0	1,7	-1,7	-0,7	1,2	0,8
Foreldrepenger	47,3***	44,6***	26,0***	25,1***	-6,9***	-7,0***	-10,2***	-9,0***
Sosialhjelp før fødsel. Referanse: nei								
1 måned	-8,7*	-11,6	-3,3	-3,6	-2,0	-6,2	19,6***	23,7***
2-3 måneder	-5,2	-6,5	-3,7*	-4,6	1,5	5,0	26,5***	28,7***
Mors fødeland - referanseland Eritrea								
Norge	11,5	10,5	10,4**	12,5**	-1,1	-4,8	-28,6***	-33,9***
Syria	-4,4	-3,8	-1,0	2,0	-3,9	-9,1*	-4,1	-4,4
Filippinene	21,8***	20,0***	11,0***	12,9***	3,3	-0,5	-27,6***	-34,4***
Somalia	-9,0*	-10,6	-1,5	-0,7	-3,6	-8,4*	0,8	1,2
Pakistan	0,7	3,9	1,7	4,1	1,3	-3,0	-31,0***	-38,4***
Thailand	16,1**	14,1*	10,5***	12,6***	-2,2	-6,3	-30,5***	-37,3***
Afghanistan	-6,7	-10,9	0,6	0,8	1,0	-1,3	-14,6***	-19,6***
India	-1,9	-1,3	3,4	6,2	0,8	-1,0	-29,0***	-36,3***
Annet	3,8	2,3	3,4*	5,1*	1,7	-2,1	-23,7***	-32,5***
Mors botid i Norge - referanse 0-24 måneder								
25-48	2,4	4,0	1,7	3,2	0,0	-1,4	3,2*	4,4*
49-72	6,5*	6,8	3,8*	4,6*	4,9*	2,4	6,2*	6,3*
73 eller mer	9,4**	9,5*	6,6***	6,2*	3,1	0,7	1,8	5,4
Ikke innvandret	6,6	6,7	3,4	2,6	5,4	3,2	3,8	5,2
Fars botid i Norge - referanse 0-24 måneder								
25-48	-3,7	-3,4	-1,8	-1,4	1,0	1,2	-2,4	-0,1
49-72	-7,2*	-8,1	-4,9**	-6,3*	1,3	0,4	-6,4*	-2,1
73 eller mer	-9,7**	-12,8**	-7,1***	-8,8***	5,1*	3,9	-10,6***	-4,0
Ikke innvandret	-3,9	-5,6	-4,4*	-6,6**	3,3	2,6	-5,5*	-0,9
Antall barn fra før - referanse 0 barn								
1	-2,7	-3,0	-2,4*	-2,8*	0,1	0,5	4,1**	3,1*
2	-5,7	-6,3	-4,2*	-4,5	2,9	3,2	10,7***	1,8
3	-9,8	-14,9	-5,4	-6,5	7,9*	7,8	20,1***	12,6*
4 barn	-8,6	-7,1	-5,1	-4,7	5,2	19,3**	42,0***	28,7***
Mors alder (30 år=0)								
Konstantledd	24,0***	27,5***	9,1***	8,2*	5,8*	11,1**	35,1***	37,1***
Justert R2	36,7	33,4	40,6	36,7	1,8	2,4	35,2	38,2
Antall	2411	1672	2411	1672	2411	1672	2411	1672

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Kilde: NAV

Tabell A2. Komplet regresjonsmodell for tabell 3. Utfall for kvinner når barnet er 2 år. Prosentpoeng

	I jobb		Avtalte dagsverk i kvartalet		Arbeidsrettet tiltak		Sosialhjelp	
	Alle	Ikke intro	Alle	Ikke intro	Alle	Ikke intro	Alle	Ikke intro
Etter botidskrav	0,3	0,5	1,0	1,7	-1,7	-0,7	1,2	0,8
Foreldrepenger	47,3***	44,6***	26,0***	25,1***	-6,9***	-7,0***	-10,2***	-9,0***
Sosialhjelp før fødsel. Referanse: nei								
1 måned	-8,7*	-11,6	-3,3	-3,6	-2,0	-6,2	19,6***	23,7***
2-3 måneder	-5,2	-6,5	-3,7*	-4,6	1,5	5,0	26,5***	28,7***
Mors fødeland - referanseland Eritrea								
Norge	11,5	10,5	10,4**	12,5**	-1,1	-4,8	-28,6***	-33,9***
Syria	-4,4	-3,8	-1,0	2,0	-3,9	-9,1*	-4,1	-4,4
Filippinene	21,8***	20,0***	11,0***	12,9***	3,3	-0,5	-27,6***	-34,4***
Somalia	-9,0*	-10,6	-1,5	-0,7	-3,6	-8,4*	0,8	1,2
Pakistan	0,7	3,9	1,7	4,1	1,3	-3,0	-31,0***	-38,4***
Thailand	16,1**	14,1*	10,5***	12,6***	-2,2	-6,3	-30,5***	-37,3***
Afghanistan	-6,7	-10,9	0,6	0,8	1,0	-1,3	-14,6***	-19,6***
India	-1,9	-1,3	3,4	6,2	0,8	-1,0	-29,0***	-36,3***
Annet	3,8	2,3	3,4*	5,1*	1,7	-2,1	-23,7***	-32,5***
Mors botid i Norge - referanse 0-24 måneder								
25-48	2,4	4,0	1,7	3,2	0,0	-1,4	3,2*	4,4*
49-72	6,5*	6,8	3,8*	4,6*	4,9*	2,4	6,2*	6,3*
73 eller mer	9,4**	9,5*	6,6***	6,2*	3,1	0,7	1,8	5,4
Ikke innvandret	6,6	6,7	3,4	2,6	5,4	3,2	3,8	5,2
Fars botid i Norge - referanse 0-24 måneder								
25-48	-3,7	-3,4	-1,8	-1,4	1,0	1,2	-2,4	-0,1
49-72	-7,2*	-8,1	-4,9**	-6,3*	1,3	0,4	-6,4*	-2,1
73 eller mer	-9,7**	-12,8**	-7,1***	-8,8***	5,1*	3,9	-10,6***	-4,0
Ikke innvandret	-3,9	-5,6	-4,4*	-6,6**	3,3	2,6	-5,5*	-0,9
Antall barn fra før - referanse 0 barn								
1	-2,7	-3,0	-2,4*	-2,8*	0,1	0,5	4,1**	3,1*
2	-5,7	-6,3	-4,2*	-4,5	2,9	3,2	10,7***	1,8
3	-9,8	-14,9	-5,4	-6,5	7,9*	7,8	20,1***	12,6*
4 barn	-8,6	-7,1	-5,1	-4,7	5,2	19,3**	42,0***	28,7***
Mors alder (30 år=0)	0,1	0,2	0,2*	0,2*	0,1	0,0	-0,1	0,0
Konstantledd	24,0***	27,5***	9,1***	8,2*	5,8*	11,1**	35,1***	37,1***
Justert R2	36,7	33,4	40,6	36,7	1,8	2,4	35,2	38,2
Antall	2411	1672	2411	1672	2411	1672	2411	1672

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Kilde: NAV

Tabell A3. Komplette regresjonsmodeller for tabell 5. Utfall for kvinner når barnet er 2 år. Prosentpoeng

	I jobb		Avtalte dagsverk i kvartalet		Arbeidsrettete tiltak		Sosialhjelp	
	Botid<52	Botid 60-84	Botid<52	Botid 60-84	Botid<52	Botid 60-84	Botid<52	Botid 60-84
Etter botidskrav	0,1	0,4	0,8	0,9	-1,6	-0,7	1,0	-0,7
Foreldrepenger	52,8***	48,7***	30,3***	26,7***	-6,8***	-6,7***	-6,8***	-5,7**
Sosialhjelp før fødsel. Referanse: nei								
1 måned	-8,1*	-12,7*	-2,6	-4,6	-2,5	1,7	20,5***	32,1***
2-3 måneder	-3,9	-5,8	-2,7	-2,3	1,1	1,1	27,8***	34,0***
Mors fødeland - referanseland Eritrea								
Norge	13,9***	-3,7	11,1***	9,9**	1,2	-7,1	-27,1***	-14,6***
Syria	-4,0	-23,0	-0,6	0,9	-5,1*	15,7	-3,6	4,6
Filippinene	22,3***	1,6	10,2***	4,1	4,2	-6,1	-28,3***	-16,3***
Somalia	-8,3*	-23,0***	-1,4	-5,0	-2,8	4,6	0,9	3,3
Pakistan	0,7	-25,0***	1,2	-5,8	2,3	-4,7	-32,7***	-17,9***
Thailand	16,0**	-13,1	8,9**	-3,7	-1,2	-2,4	-32,1***	-15,8**
Afghanistan	-8,5	-24,1***	-1,0	-5,0	2,4	3,1	-17,7***	-14,5**
India	-2,9	5,9	2,6	14,5***	1,1	1,9	-30,0***	-15,1**
Annet	2,7	-11,9**	2,2	1,1	2,5	-1,3	-25,6***	-12,9***
Antall barn fra før - referanse 0 barn								
1	-2,2	-1,0	-2,0	0,9	0,4	2,8	4,6**	3,1
2	-4,5	0,4	-3,1	-1,7	3,0	3,0	11,9***	8,1***
3	-8,9	-11,1	-4,4	-5,7	7,7*	10,6*	21,1***	18,0***
4 barn	-7,8	-12,6	-4,3	-6,1	4,8	-3,7	42,9***	7,9
Mors alder (30 år=0)	0,2	0,0	0,2*	0,2	0,1	-0,2	-0,1	0,2
Konstantledd	20,3***	38,9***	6,5***	9,0**	8,6***	12,8***	31,9***	17,6***
Justert R2	36,2	35,1	39,5	34,6	1,5	4,0	34,5	31,6
Antall	2411	1362	2411	1362	2411	1362	2411	1362

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Kilde: NAV

Tabell A4. Regresjonsmodeller med utvalg begrenset til april og mai 17 (før botidskrav) og juli og august 17 (etter botidskrav). Utfall for kvinner når barnet er to år. Prosentpoeng

	I jobb		Avtalte dagsverk i kvartalet		Arbeidsrettete tiltak		Sosialhjelp	
	Botid<52	Botid 60–84	Botid<52	Botid 60–84	Botid<52	Botid 60–84	Botid<52	Botid 60–84
Etter botidskrav	2,1	2,8	1,8	3,0	-3,0	-3,8	0,4	-2,8
Foreldrepenger	51,3***	48,0***	28,7***	25,5***	-7,4***	-6,8*	-6,1*	-5,5
Sosialhjelp før fødsel. Referanse: nei								
1 måned	-2,0	-15,2	-0,7	-7,4	0,9	9,7	12,2**	33,9***
2–3 måneder	-1,8	-7,2	-2,4	-1,0	2,4	-2,3	23,1***	28,1***
Mors fødeland - referanseland Eritrea								
Norge	23,2***	-2,1	15,7***	14,8**	3,5	-8,0	-28,7***	-19,7**
Syria	-0,8	-23,4	-0,5	2,0	-1,4	56,0**	-1,4	9,8
Filippinene	29,5***	7,2	13,7***	10,4	3,2	-7,8	-28,5***	-21,7**
Somalia	-6,2	-26,5**	-1,9	-5,6	-2,9	1,8	-2,8	-2,0
Pakistan	-2,6	-29,7**	0,0	-9,5	4,1	-3,6	-34,1***	-21,9**
Thailand	24,1**	-5,4	15,6***	0,3	3,0	-0,4	-34,6***	-21,5**
Afghanistan	0,8	-24,1*	2,8	-3,7	8,3	2,9	-18,2*	-15,1
India	-12,6	1,4	-3,4	12,4	13,1*	8,4	-31,0***	-21,3*
Annet	8,7	-15,6*	2,7	0,8	5,4	-1,2	-27,3***	-19,0***
Antall barn fra før - referanse 0 barn								
1	0,8	-0,4	-1,3	3,0	-2,3	1,2	5,0*	3,6
2	-2,1	11,1	-2,1	5,2	3,2	4,2	23,8***	5,0
3	-9,5	-8,6	-4,9	-6,3	4,3	4,8	19,1**	22,6**
4 barn	-8,1	-12,2	-4,7	-9,7	12,1	3,9	45,1***	19,5
Mors alder (30 år=0)	0,0	-0,2	0,2	0,1	0,2	-0,2	0,2	0,1
Konstantledd	15,5**	39,2***	5,6*	7,2	6,8*	14,7*	32,8***	24,8***
Justert R2	36,9	36,2	40,6	35,0	2,4	4,6	34,0	28,7
Antall	913	529	913	529	913	529	913	529

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Kilde: NAV

Tabell A5. Regresjonmodeller med utfall for menn når barnet er 2 år. Fedre til barn som ble ett år i 2017. Prosentpoeng

	I jobb	Avtalte dagsverk i kvartalet	Arbeidsrettet tiltak
Etter botidskrav	0,4	2,0	-1,6
Foreldrepenger	10,5***	6,3***	-2,0
Sosialhjelp siste kvartal før fødsel. Referanse: nei			
1 måned	-11,1**	-8,8**	8,8**
2-3 måneder	-16,4***	-13,3***	2,9
Fars fødeland - referanseland Eritrea			
Norge	13,5*	12,9**	-10,9**
Syria	-5,9	-3,5	2,2
Somalia	-16,7***	-7,4**	2,9
Pakistan	-3,2	7,4*	-5,4
Afghanistan	-15,7*	-1,0	-1,4
India	2,7	5,7	-1,4
Tyrkia	3,8	12,8**	-8,2*
Irak	5,2	4,8	-2,1
Annet	1,3	6,9**	-7,5**
Mors botid i Norge - referanse 0-24 måneder			
25-48	-3,3	-2,1	0,4
49-72	-5,4	-5,7*	-0,4
73 eller mer	-8,2*	-6,7*	3,2
Ikke innvandret	-6,7	-6,2*	2,0
Fars botid i Norge - referanse 0-24 måneder			
25-48	7,4**	4,0*	-0,9
49-72	14,2***	9,0***	-2,3
73 eller mer	12,2***	11,7***	-4,0
Ikke innvandret	1,8	6,0	-0,3
Antall barn fra før - referanse 0 barn			
1	-5,8**	-3,4*	3,7**
2	-2,6	-1,4	7,1**
3	-0,5	7,6	1,1
4 barn	-31,5***	-13,3**	17,7***
Fars alder (34 år=0)	-0,6***	-0,4***	0,1
Konstantledd	71,8***	33,9***	13,7***
Justert R2	10,9	13,8	6,1
Antall	2208	2208	2208

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Kilde: NAV

HOLDNINGER TIL SYKEFRAVÆR: HVA MENER BEFOLKNINGEN?

Av Jørgen Daroische Holbæk-Hanssen¹

Sammendrag

I denne artikkelen undersøker vi befolkningens holdninger til sykefravær og mottak av uberettiget trygd. Vi finner at det er uenighet om i hvilke situasjoner og hvor lenge det er greit med sykmelding. Et flertall aksepterer kortere sykmeldinger i forbindelse med samlivsbrudd, sorg og ved omsorg for familiemedlemmer, mens rundt halvparten synes at det er greit med sykmelding som skyldes dårlig arbeidsmiljø eller mye stress og press på jobben. Det er færre som aksepterer sykefravær når man føler seg trøtt eller sliten eller når man strengt tatt er frisk nok til å gå på jobb. Mottak av uberettiget trygd aksepteres i svært liten grad.

Svarmønstrene viser at det er ganske stor aksept for sykefravær knyttet til det som kan hevdes å være sosiale årsaker. Dette indikerer at folks rettsoppfatning kan stå noe i motstrid til folke-trygdloven, der det står at sosiale problemer ikke gir rett til sykepengene.

Kvinner er gjennomgående mindre strenge enn menn i synet på sykefravær. Utover det finner vi at nærhet til gitte livssituasjoner spiller en stor rolle for holdningene. Eldre er mer restriktive enn yngre til jobbfravær når man strengt tatt er frisk nok til å gå og til mottak av uberettiget trygd – men de er mer tilbøyelige til å akseptere sykefravær når man er trøtt og sliten. De med barn inntil 12 år i husstanden har en mer aksepterende holdning til sykmelding ved store livshendelser – herunder samlivsbrudd – og ved omsorg for familie. Sistnevnte dreier seg blant annet om tilfeller hvor sykt barn-dagene er brukt opp. Personer med god fysisk og psykisk helse aksepterer sykefravær i mindre grad enn de med dårligere helse og psykiske plager. Vi finner blant annet en sterk sammenheng mellom psykiske plager og aksept for sykmelding som skyldes forhold på arbeidsplassen. Vi finner også at de med lederstilling jevnt over har mer restriktive holdninger til sykefravær.

.....
¹ Takk til Ivar Andreas Lima, Jon Petter Nossen, Heidi Nicolaisen, Tor Erik Nyberg og Jim Olav Fors for verdifulle innspill til artikkelen.

Innledning

Debatten om sykefravær er stadig høyt på agendaen. Både på myndighetsnivå og blant partene i arbeidslivet legges det stor innsats i å sikre en bærekraftig forvaltning av sykepengeordningen (Jakobsen & Sønvisen 2018). Temaets aktualitet henger særlig sammen med at Norge komparativt sett har høyt sykefravær.² Sykefraværet medfører store kostnader både for det enkelte foretak og for staten gjennom folketrygden³, og det pågår en kontinuerlig debatt om hvordan kostnadene kan reduseres og/eller brukes på en mer effektiv måte (Hauge & Ulvestad 2017).

Sykefraværet varierer blant annet etter kjønn, alder, geografi, utdanningsnivå, inntekt, yrke og sektor (se for eksempel Nossen 2019). Et interessant aspekt fra forskningen er at det ikke nødvendigvis bare er helse-tilstand eller grad av sykdom i befolkningen som forklarer ulikheter i sykefravær, men også individuelle sosiale faktorer som sosial tilhørighet, utdanning, arbeidsforhold og familiesituasjon (Hellevik mfl. 2019; Jakobsen & Sønvisen 2018).

Det gjenstår imidlertid et stort, «uforklart» element, og her kan holdninger spille en rolle.⁴ Selv om vi ikke kan sette likhetstegn mellom holdninger og handlinger, har holdninger ofte en viktig rolle i forsøk på å forklare individers atferd (Ajzen & Fishbein 2005). Tidligere studier har vist at holdninger til sykefravær varierer mellom ulike grupper (Hauge & Ulvestad 2017; Hellevik mfl. 2019; Holmås mfl. 2008; Jakobsen & Sønvisen 2018). Andre forskere har vist til at endringer i holdninger, oppfatninger og normer er en mulig forklaring på den økende bruken av sykepenger (Dale-Olsen & Markussen 2010; Markussen & Røgeberg 2012).

I denne artikkelen analyserer vi befolkningens holdninger til sykefravær og mottak av uberettiget trygd:

1. Hvordan er holdningene til sykefravær i ulike situasjoner, og er folk enige om i hvilke situasjoner det er greit å være sykmeldt?
2. Hvordan er holdningene til mottak av uberettiget trygd, sammenlignet med holdningene til sykefravær?
3. Hva kan forklare variasjoner i holdninger til sykefravær og mottak av uberettiget trygd?

Vi undersøker først holdningene til sykefravær i ulike situasjoner: I forbindelse med store livshendelser (samlivsbrudd og sorg), omsorg for familiemedlemmer og forhold knyttet til arbeidsplassen. I tillegg tar vi for oss de mer generelle situasjonene «føle seg trøtt og sliten» og «bli hjemme fra jobben, selv om en strengt tatt er frisk nok til å gå». Deretter ser vi på holdninger til mottak av uberettiget trygd og sammenligner dette med holdningene til sykefravær. Videre undersøker vi hva som kan forklare variasjoner i holdningene. Her trekker vi inn blant annet demografiske, helsemessige og arbeidsrelaterte variabler. I lys av resultatene identifiserer vi noen mønstre og drøfter mulige tolkninger av de viktigste funnene.

Formålet med sykepenger⁵ (ftrl. §8.1) er å kompensere for bortfall av arbeidsinntekt for medlemmer som er arbeidsuføre på grunn av sykdom eller skade. Det understrekes i loven at arbeidsuførhet som skyldes «sosiale eller økonomiske problemer o.l., gir ikke rett til sykepenger». Det er likevel sannsynlig at en betydelig andel av sykefraværet er knyttet til årsaker som samlivsproblemer, omsorg for nære familiemedlemmer, konflikter på arbeidsplassen eller dårlig ledelse.⁶ Holdningsspørsmålene vi undersøker her omhandler i

² Sykefraværet i Norge ligger på 5,9 prosent, og tallet er svært stabilt. Det legemeldte fraværet er på 5 prosent, mens egenmeldt sykefravær er på 0,9 prosent (sesong- og influensajustert sykefraværsprosent for 3. kvartal 2019) (nav.no/no/nav-og-samfunn/statistikk/sykefravar-statistikk/sykefravar).

³ Helserelaterte trygdeytelser (uføretrygd, sykepenger, arbeidsavklaringspenger og helserefusjoner) utgjør nesten halvparten av NAVs utbetalinger, og om lag 8 prosent av de totale utbetalingene gjelder sykepenger (NAV 2019).

⁴ Se for eksempel artikkelen «Kan holdninger påvirke sykefraværet?» (Idébanken, 19.01.2017, tilgjengelig fra: idebanken.org/inn-sikt/intervju/kan-holdninger-pavirke-sykefravaeret).

⁵ I Norge betaler arbeidsgiver for de første 16 dagene av et sykefravær. Folketrygden betaler for sykefravær på over 16 dager.

⁶ Se for eksempel Laurdal (2014) og artiklene «- Halve sykefraværet har sosiale årsaker» (NRK Innlandet, 13.02.2014, tilgjengelig fra: nrk.no/innlandet/sykefravaer-har-ofte-sosiale-arsaker-1.11507193); «- Jeg ble sykmeldt etter skilsmissen» (NRK Innlandet, 13.02.2014, tilgjengelig fra: nrk.no/innlandet/ble-sykmeldt-etter-skilsmissen-1.11534919).

stor grad sykmelding i forbindelse med sosiale problemer. Det er derfor interessant å undersøke holdningene til sykefravær av ulike sosiale årsaker, og se dette opp mot holdningene til mottak av uberettiget trygd.

Forholdet mellom holdninger og handlinger

Selv om tidligere forskning har trukket frem betydningen av holdninger og kultur, er det viktig å være oppmerksom på at vi ikke kan sette likhetstegn mellom holdninger til sykefravær eller mottak av uberettiget trygd og faktisk atferd. Vi baserer denne artikkelen på data om holdninger og kjennetegn ved respondentene, men har ikke tilgang til data om sykefravær for de samme respondentene.

Vi kan definere en holdning som «en samlet vurdering av et tankeobjekt» (Bohner & Wänke 2002:5). Tankeobjektet vurderes gjerne langs en akse fra positiv til negativ, hvor holdningen da er en samlet vurdering langs denne aksen. Slik sett kan en holdning ses på som «en psykologisk tendens som kommer til uttrykk ved å vurdere et bestemt fenomen med en viss grad av positivitet eller negativitet» (Eagly & Chaiken 1993:1). Holdninger til generelle fenomener er ofte vanskeligere å måle enn holdninger til bestemte handlinger (Ajzen & Fishbein 2005).

Forholdet mellom holdninger og handlinger er komplisert og avhengig av en rekke omstendigheter, som sosiale normer og en persons oppfatning av handlingsalternativene. Holdninger kan likevel ligge til grunn for våre handlinger, og kjennskap til holdninger kan si noe om hvordan menneskers atferd vil være i ulike sammenhenger (Bohner & Wänke 2002). Holdninger til sykefravær kan ha betydning for atferd knyttet til for eksempel å vurdere egen helsetilstand, gi korrekte opplysninger eller rapportere om endringer i egen situasjon (DFU 2019).

Det folk svarer i et spørreskjema er likevel ikke alltid en god prediksjon av hva de vil gjøre (Ajzen & Fishbein 2005). I tillegg klarer ikke alltid en spørreundersøkelse å avdekke holdninger til normative spørsmål som kan være kontroversielle, fordi svarene kan være farget av sosiale normer om hva som er mer eller mindre akseptabelt å mene (McNeeley 2012).

Tidligere forskning

Det er begrenset med forskning på holdninger til sykefravær. Forskningen som foreligger er noe sprikende, men tyder på at det finnes holdningsmessige forskjeller mellom grupper etter blant annet kjønn, alder, utdanningsnivå, bosted, arbeidssituasjon og familiesituasjon. Det er imidlertid lite i den eksisterende forskningen som tilsier at et mer «tolerant» syn på sykefravær i ulike grupper bidrar til et høyere faktisk sykefravær (Hauge mfl. 2015; Hauge & Ulvestad 2017; Hellevik mfl. 2019; Holmås mfl. 2008). Det er likevel for tidlig å utelukke muligheten helt, i og med det er snakk om få studier, med noe ulike resultater (Hellevik mfl. 2019).

Hauge mfl. (2015) og Hauge & Ulvestad (2017) har tatt for seg forholdet mellom holdninger og faktisk sykefravær, og finner at personer som har et mindre strengt syn på sykefravær selv har et noe høyere egenmeldt fravær. Slik sett ser forskerne en sammenheng mellom holdninger og atferd, men de har i liten grad funnet holdepunkter for å kunne si at holdninger forklarer de vedvarende forskjellene i sykefravær mellom ulike demografiske grupper.

Holmås mfl. (2008) finner blant annet at eldre er mer restriktive enn sine yngre kollegaer, de som har mange arbeidstimer er mer restriktive enn de som jobber færre arbeidstimer, og ansatte i privat sektor er mer restriktive enn ansatte i offentlig sektor. Det ser også ut til at kvinner er noe mer restriktive enn menn, men dette gjelder kun for noen sykefraværsårsaker. Generelt ser det ut til at forskjellene mellom grupper er større når det gjelder hva som er akseptable årsaker til sykefraværet enn for hva som er en akseptabel lengde på fraværet. Også Hellevik mfl. (2019) finner at unge er mer tilbøyelige enn eldre til å akseptere sykefravær.

Hauge & Ulvestad (2017) finner ingen signifikante forskjeller mellom kvinner og menn når det gjelder tilbøyelighet til å akseptere sykefravær, og konkluderer med at holdninger ikke kan forklare kjønnsgapet i sykefravær. Det samme gjelder for unge og eldre arbeidstakere. De finner imidlertid at arbeidstakere med lav utdanning er mer tolerante enn de med høy utdanning overfor sykefravær, og viser at holdninger delvis kan forklare hvorfor lavt utdannede har et høyere egenmeldt sykefravær enn høyt utdannede.

Hellevik mfl. (2019) har undersøkt kjønnsforskjeller i holdninger til sykefravær. De finner at menn generelt er strengere enn kvinner i synet på hva som er rimelige grunner for sykefravær og lengden på slikt fravær. Dette kan være med på å forklare kjønnsforskjellen i det faktiske sykefraværet, uten at en kan påvise en slik direkte sammenheng.

Data og metode

Datamateriale

Analysene er basert på data fra befolkningsundersøkelsen Norsk Monitor, gjennomført av analyseinstituttet Ipsos (tidligere MMI). Norsk Monitor er en bred, sosiokulturell studie som kartlegger nordmenns verdier, holdninger og atferd. Undersøkelsen har blitt gjennomført annethvert år siden 1985 med rundt 3 000 spørsmål til et landsrepresentativt utvalg av befolkningen (Ipsos 2018). Vi benytter data fra den foreløpige ferskeste innsamlingen, det vil si høsten 2017 – vinteren 2018.

Data er samlet inn ved telefonisk verving av respondenter trukket tilfeldig fra folkeregisteret, med påfølgende utsending av papirskjema til selvutfylling. Undersøkelsen har et relativt høyt respondentbortfall. Rundt en femtedel sier ja til å bli telefonintervjuet, og av disse er det 30–40 prosent som besvarer og returnerer det store papirspørreskjemaet. Nettutvalget er på rundt 4 000. Det har blitt gjort flere frafallsanalyser, og disse viser at bortfallet i liten grad er systematisk (Hellevik 2015; Hellevik 2016). Utvalget blir vektet på kjønn, alder og bostedsregion (Ipsos 2018).⁷

Spørsmål med sensitiv tematikk kan være vanskelig å ha med i spørreundersøkelser som gjennomføres med personlig intervju eller telefonintervju. Dataene vi benytter oss av her er fylt inn av respondentene selv i et papirskjema. Svarene er dermed i liten grad påvirket av intervjuereffekt, selv om sosiale normer likevel kan spille inn.

⁷ Vekting gjøres for å kompensere for kjente utvalgsskjevheter. Skjevheter justeres ved at noen av respondentene tillegges mer eller mindre vekt ut fra hvilken gruppe de tilhører (Eikemo & Clausen 2012).

Avhengige variabler: Holdninger til sykefravær og mottak av uberettiget trygd

I analysen benytter vi følgende spørsmål fra spørreskjemaet: «Hvor lenge synes du det er greit å være sykmeldt på grunn av følgende årsaker?». Årsakene er syv ulike situasjoner: Når man føler seg trøtt eller sliten, stort press eller stress på jobben, dårlig arbeidsmiljø, vanskeligheter i forbindelse med samlivsbrudd, når man har sykt barn og sykt barn-dagene er brukt opp, pleie eller omsorg for andre nære familiemedlemmer og sorg i forbindelse med dødsfall i familie eller nære relasjoner. Svaralternativene er: Ingen grunn til sykmelding, sykmelding i 1–3 dager, sykmelding inntil 2 uker, sykmelding inntil 4 uker og sykmelding lenger enn 4 uker. Felles for flere av disse er at de beskriver situasjoner som juridisk sett er i en gråsoner når det gjelder rett til sykmelding, og enkelte situasjoner kan sies å utgjøre et brudd med gjeldende lov.

I spørreskjemaet finnes det også et spørsmål om hvorvidt det kan godtas, godtas under tvil eller ikke godtas å bli hjemme fra jobben, selv om en strengt tatt er frisk nok til å gå. Det inngår i et spørsmålsbatteri der respondentene har tatt stilling til overtredelser av ulike slag. Her finner vi i tillegg et spørsmål om å motta penger fra NAV som man strengt tatt ikke har krav på, som vi bruker for å se på holdninger til mottak av uberettiget trygd.⁸

Uavhengige variabler – mulige forklaringsfaktorer

For å forsøke å finne hva som kan forklare variasjoner i holdningene, trekker vi inn noen relevante kjennetegn ved respondentene.⁹ For det første ser vi på kjønn, hvor tidligere studier til dels har funnet for-

⁸ Mottak av «uberettiget» trygd kan, men trenger ikke nødvendigvis være, misbruk av trygdeordninger. Dette vil avhenge av grad av aktsomhet og ansvar, samt alvorlighetsgrad. Trygdemisbruk i seg selv kan defineres som «at en person bevisst bryter regelverket med det formål å motta stønader som vedkommende ikke har rett til, eventuelt mer stønader enn vedkommende har rett til» (Proba samfunnsanalyse 2013:8). Siden spørsmålsformuleringen i utgangspunktet ikke spesifiserer grad av aktsomhet og ansvar, og det dermed i seg selv ikke nødvendigvis kan ses på som trygdemisbruk, kaller vi dette *uberettiget trygd* videre i artikkelen.

⁹ Se vedlegg for informasjon om koding og operasjonalisering av de uavhengige variablene.

skjeller i holdninger til sykefravær. Det er også viktig å inkludere alder i analysen. Tidligere forskning indikerer at unge er mer aksepterende enn eldre overfor både sykefravær og mottak av uberettiget trygd. I tillegg er det relevant å kontrollere for alder med tanke på flere av de kjennetegnene som vi skal analysere, fordi for eksempel familie- og arbeidssituasjon varierer med alderen. Vi tar også med utdanningsnivå, ettersom det er forskjeller i sykefravær mellom utdanningsgrupper, og det tidligere er funnet holdningsmessige forskjeller mellom høyt og lavt utdannede.

Videre er det naturlig å inkludere variabler som omhandler familiesituasjonen, da dette kan påvirke holdninger til sykefravær. Flere av holdningsspørsmålene vi analyserer her er familierelaterte, som for eksempel spørsmålet om sykt barn-dager eller omsorg for nære familiemedlemmer. Vi tar derfor med hvorvidt respondentene har hjemmeboende barn i alderen 0–12 år i analysen.¹⁰ Vi inkluderer også informasjon om hvorvidt man bor alene eller sammen med andre.

Helse er naturligvis et sentralt aspekt når vi skal se på mulige forklaringer på holdninger til sykefravær. Surveydataene våre inneholder ikke objektive helseopplysninger, men vi bruker spørsmål om selvopplevd fysisk helse og grad av psykiske plager.

I de deskriptive analysene av holdninger er alle respondenter inkludert. I likhet med Hellevik mfl. (2019) benytter vi imidlertid kun personer som er i arbeid¹¹ når vi ser nærmere på hva som kan forklare variasjon i holdninger. Dette er både fordi mange av spørsmålene er relatert til jobben, og ikke minst fordi flere av de mulige forklaringsvariablene dreier seg om ansettelsesforhold. Variablene vi inkluderer i analysen er stilling, lengde på arbeidsuke og sektor. Både lange arbeidsuker, lederstilling og tilhørighet i privat sektor har tidligere vist seg å redusere sannsynligheten for å akseptere sykefravær.

¹⁰ Omsorgspenger ved barns sykdom («sykt barn-dager») gis til og med det kalenderåret barnet fyller 12 år (jf. folketrygdloven § 9-5).

¹¹ Heltid, deltid eller varierende arbeid. Dette gjelder 73,5 prosent av utvalget (n=3122).

Analysemetoder

Vi analyserer holdninger til sykefravær og mottak av uberettiget trygd med deskriptiv statistikk (prosentandeler). Til analysen av mulige forklaringsfaktorer for variasjoner i holdninger bruker vi regresjonsanalyse. Dette er en egnet analyseteknikk når målet er å undersøke om de uavhengige variablene påvirker avhengig variabel. Vi benytter oss av lineær regresjon.¹² Resultatene presenteres i form av regresjonskoeffisienter. Koeffisientene gir her et mål på hvor mye avhengig variabel (holdningene) endres når den uavhengige variabelen (for eksempel kjønn eller alder) øker med én skalaenhet og de øvrige variablene holdes konstante. For enkelhets skyld har vi slått sammen noen av de avhengige variablene i regresjonsanalysen.¹³

Resultater

Uenighet om når det er greit med sykefravær

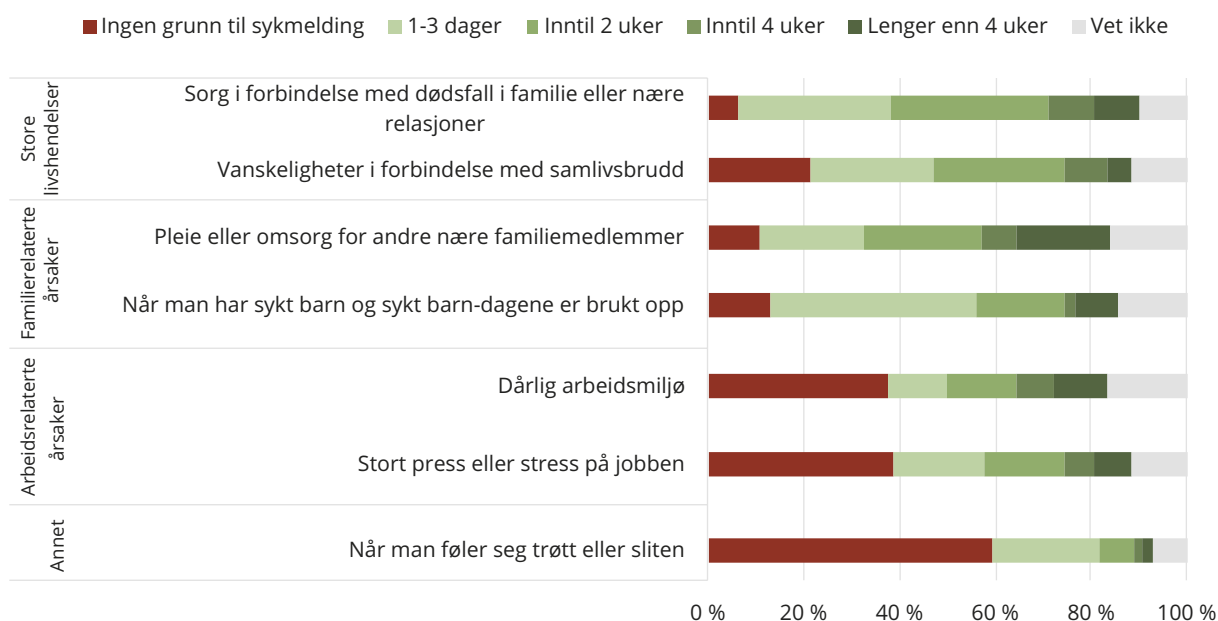
Holdningene til sykmelding varierer mye med hva som oppgis som årsak (figur 1). Det er til dels stor spredning i svarene, og dermed ganske stor variasjon i befolkningens holdninger. For flere av sykmeldingsårsakene er det mange som mener at det ikke er noen grunn til sykmelding, men også mange som mener at en sykmelding på flere uker er greit.

Aksepten er særlig stor for sykmelding i forbindelse med store livshendelser. Bare et lite mindretall synes ikke at det er greit med sykmelding ved sorg i forbindelse med dødsfall i familie eller nære relasjoner. De fleste mener at det er greit med en sykmelding på noen dager eller inntil et par uker. 2 av 3 synes at sykmelding er ok ved vanskeligheter i forbindelse med samlivsbrudd, og også her mener flesteparten av disse at noen dagers eller et par ukers sykmelding er greit. Vi kan likevel merke oss at betydelige andeler ser for seg at minst 2 ukers sykmelding er greit ved sorg eller samlivsbrudd.

¹² Årsaken til at vi benytter lineær regresjon er at vi ønsker å fange opp betydningen av lengden på sykmelding og graden av aksept. Alternativt kunne vi benyttet dikotome avhengige variabler med lineær sannsynlighetsregresjon eller ulike varianter av logistisk regresjon. Da ville vi imidlertid ikke fanget opp denne informasjonen, og/eller tolkningen/regresjonstabellen ville blitt mer omfattende.

¹³ Se vedlegg for mer informasjon om koding av variablene og sammenlånede variabler.

Figur 1. Hvor lenge synes du det er greit å være sykmeldt på grunn av følgende årsaker?



Kilde: Norsk Monitor 2017/18

Det er også et klart flertall som mener at det er greit med sykmelding av familierelaterte årsaker. Fortsatt er det flest som mener at det holder med sykmelding i 2 uker eller kortere. Samtidig ser vi eksempelvis at 19 prosent mener at det er greit med minst 4 ukers sykmelding ved familierelatert pleie eller omsorg.

Bildet er noe annerledes for sykmeldingsårsakene som skyldes forhold på jobben. På disse to spørsmålene er det et mindretall på nesten 40 prosent som mener at de aktuelle situasjonene ikke gir noen grunn til sykmelding. Av de som godtar sykmelding, mener flertallet at den bør være på maksimalt to uker, men det er likevel en del som tenker at to ukers sykmelding eller mer er greit.

De hittil nevnte sykmeldingsårsakene kan sies å være sosialt relaterte. Den siste – å føle seg trøtt eller sliten – er i utgangspunktet ikke det, selv om årsakene selv sagt kan være (psyko)sosiale. Aksepten for sykmelding i en slik situasjon er mindre enn for de øvrige årsakene, og det er få som vil akseptere en lang sykmelding.

For spørsmålet om det kan godtas eller ikke å bli hjemme fra jobben selv om en strengt tatt er frisk nok

til å gå (figur 2) er tendensen noe av den samme som for spørsmålet om sykmelding når man føler seg trøtt eller sliten. Mens sistnevnte spørsmål ikke spesifiserer noe om arbeidsuførhet, sier formuleringen her eksplisitt at man strengt tatt er frisk nok til å dra på jobb.

Svært liten aksept for mottak av uberettiget trygd

Det siste spørsmålet (figur 2) skiller seg fra de andre ved at det presiserer at man får noe man ikke har krav på. Samtidig er det langt bredere enn spørsmålene om sykefravær – det dekker potensielt alle typer ytelser og kan innebære alt fra en feilutbetaling som ikke skyldes bruker til bevisst misbruk av trygdeordninger. Et stort flertall mener at det ikke kan godtas å motta penger fra NAV som man strengt tatt ikke har krav på, og dette levner liten tvil om at aksepten for mottak av uberettiget trygd er svært lav.

Kjønn og helse har særlig betydning for holdningene

De fire øverste avhengige variablene i tabell 1 er kodet med verdiene 0–4, der 0 er ingen grunn til sykmelding og økende verdi vil si økt akseptert lengde på sykmel-

Figur 2. Nedenfor er det listet opp en del ulike handlinger. Kan du for hver av disse angi om du synes handlingen kan godtas eller ikke?



Kilde: Norsk Monitor 2017/18

Tabell 1. Beskrivende statistikk med avhengige variabler brukt i regresjonsanalysen

Avhengig variabel	Min	Maks	Gjennomsnitt	Standardavvik	N
Sykmelding ved store livshendelser	0	4	1,88	1,01	2691
Familierelatert sykmelding	0	4	1,90	1,10	2498
Arbeidsrelatert sykmelding	0	4	1,38	1,32	2527
Sykmelding når man føler seg trøtt eller sliten	0	4	0,53	0,91	2929
Bli hjemme fra jobben selv om en strengt tatt er frisk nok til å gå	0	2	0,41	0,58	3101
Motta penger fra NAV som man strengt tatt ikke har krav på	0	2	0,05	0,26	3101

Kilde: Norsk Monitor 2017/18

dingen.¹⁴ De to siste spørsmålene har verdiene 0–2 som uttrykk for grad av aksept, der 0=kan ikke godtas, 1=kan godtas under tvil og 2=kan godtas. Standardavviket er et tall på hvor mye folks svar spriker, og det er størst sprik på dimensjonen vi har kalt arbeidsrelatert sykmelding. På spørsmålet om å motta penger fra NAV som man ikke har krav på er standardavviket lavt, og det er fordi nesten alle mener at det ikke kan godtas.

Koeffisientene i tabell 2 viser endring i avhengig variabel (for eksempel sykmelding ved store livshendelser) når uavhengig variabel øker med én enhet (for eksempel fra mann til kvinne eller fra en aldersgruppe til den neste) og de andre variablene holdes konstant. Signifikante, positive verdier angir økt aksept og er merket med grønn farge, mens signifikante, negative verdier angir minket aksept og er merket med rød farge.

I gjennomsnitt synes kvinner i større grad enn menn at det er greit med sykmelding ved alle de ulike situasjonene, og de aksepterer oftere lengre sykmeldinger. Kjønnsforskjellen er størst i holdninger til sykmelding ved store livshendelser. Kvinner er også mer tilbøyelige enn menn til å godta at man blir hjemme fra jobben når man strengt tatt er frisk nok til å gå. Vi finner imidlertid ikke kjønnsforskjeller i holdning til mottak av uberettiget trygd.

Alder har også betydning for holdningene, men i ulike retninger. Økende alder henger sammen med noe mer restriktive holdninger til sykmelding ved store livshendelser. Det samme gjelder for holdningen til å bli hjemme fra jobben når man strengt tatt er frisk nok til å gå, og for synet på mottak av uberettiget trygd. Samtidig er eldre mer tilbøyelige enn yngre til å akseptere sykmelding ved omsorg for familie og når man føler seg trøtt og sliten. Separate analyser for kvinner og menn viser imidlertid at den økte tilbøyeligheten til å akseptere sykmelding ved

¹⁴ Se vedlegg for mer informasjon om koding av avhengig variabel.

Tabell 2. Variablenes betydning for holdninger til sykefravær og mottak av uberettiget trygd. Koeffisienter fra lineær regresjonsanalyse

Uavhengig variabel	Høyeste verdi	Aksept for og lengde på sykmelding				Grad av aksept	
		Store livshendelser	Familie-relatert	Arbeids-relatert	Når man føler seg trøtt eller sliten	Bli hjemme fra jobben selv om en strengt tatt er frisk nok til å gå	Motta penger fra NAV som man strengt tatt ikke har krav på
Kjønn	Kvinne	0,454**	0,231**	0,174**	0,156**	0,090**	-0,009
Alder	60 år +	-0,052*	0,080**	-0,001	0,073**	-0,167**	-0,030**
Utdanningsnivå	Høyere, lang	0,054*	-0,017	0,138**	-0,009	0,009	-0,017**
Barn 0-12 år	Har i husstanden	0,226**	0,246**	0,054	0,086*	0,023	-0,017
Bosituasjon	Bor med andre	0,081	-0,045	0,003	-0,026	-0,088**	-0,006
Fysisk helse	Meget god	-0,066**	-0,131**	-0,178**	-0,118**	-0,041**	-0,019**
Psykisk helse	Ikke plaget	-0,105**	-0,047	-0,265**	-0,118**	-0,081**	-0,018*
Stilling	Leder	-0,108*	-0,134*	-0,330**	-0,126**	-0,044	0,004
Lengde arbeidsuke	41 timer +	-0,053	-0,088**	-0,045	-0,028	-0,036*	0,004
Sektor	Offentlig	0,137**	0,054	0,030	0,153**	-0,008	-0,003
Konstantledd		2,170	2,346	2,566	1,118	1,330	0,311
Andel forklart varians		0,105	0,044	0,059	0,050	0,114	0,028
N		2575	2384	2416	2801	2957	2959

**Signifikant på minst 0,01-nivå. *Signifikant på minst 0,05-nivå.

Kilde: Norsk Monitor 2017/18

omsorg for familie når alderen stiger kun gjelder for kvinner, og ikke menn.¹⁵

Også utdanningsnivå har en viss sammenheng med holdningene. Dette gjelder mest for synet på sykmelding som skyldes forhold på arbeidsplassen, der de som har lang utdanning er mindre restriktive enn dem med kortere utdanning. Vi finner noe av den samme tendensen for synet på sykmelding i forbindelse med store livshendelser. Retningen går den andre veien når det gjelder holdning til mottak av uberettiget trygd, der økt utdanning henger sammen med mindre grad av aksept.

De som bor sammen med noen er mindre tilbøyelige til å godta jobbfravær selv om man strengt tatt er frisk nok til å gå, men skiller seg ellers ikke fra de som bor

alene.¹⁶ Personer med hjemmeboende barn inntil 12 år er mer aksepterende til sykmelding både ved store livshendelser, omsorg for familie og når man føler seg trøtt eller sliten.¹⁷

Både selvopplevd fysisk og psykisk helse har sammenheng med holdninger til sykefravær og uberettiget trygd. De som har bedre fysisk helse er mer restriktive til alle sykefraværsårsakene, og de godtar i mindre grad mottak av uberettiget trygd. Tendensen er tilsvarende for psykisk helse: De som i liten grad har psykiske plager er mer restriktive. Utslaget for psykisk helse er særlig sterkt for synet på sykmelding som skyldes forhold på arbeidsplassen. Psykisk helse

¹⁶ Separate analyser for kvinner og menn viser at dette kun er signifikant for kvinner, og ikke menn.

¹⁷ Her kan vi tenke oss at det å ha barn kunne ha sterkere effekt på kvinner enn menn. Separate analyser viser imidlertid at dette ikke er tilfellet.

¹⁵ Se vedlegg for kjønnsdelte regresjonstabeller.

har ikke signifikant betydning når det gjelder synet på sykmelding ved omsorg for familie.

Ledere er gjennomgående mer restriktive til sykmeldinger, og utslaget er særlig sterkt for synet på sykmelding på grunn av situasjonen på arbeidsplassen.¹⁸ Ledere har imidlertid ikke signifikant annerledes holdning til jobbfravær når man strengt tatt er frisk nok til å gå, eller når det gjelder mottak av uberettiget trygd. Antall timer man arbeider har en viss betydning for holdningene. Utslaget er likevel bare signifikant for sykmelding ved omsorg for familie og for synet på å bli hjemme fra jobben selv om man strengt tatt er frisk nok til å gå. Til sist viser resultatene at ansatte i offentlig sektor i større grad enn ansatte i privat sektor synes det er greit med sykmelding ved store livshendelser og når man føler seg trøtt og sliten. Utover det er det ingen forskjell mellom offentlig og privat sektor.

Diskusjon

Nærhet til situasjonen spiller en stor rolle

Et overordnet resultat er at holdningene gjerne henger sammen med nærhet til gitte situasjoner. Dette er et forventet funn: personlige erfaringer er et av de aspektene som har mest å si for egne holdninger (Fazio mfl. 1978). For det første har eldre et mer liberalt syn enn unge på sykmelding når man føler seg trøtt og sliten og ved omsorg for familie. Dette henger trolig sammen med livssituasjonen, egne omsorgsbehov og erfaringer med å være med trøtt eller sliten med alderen. Poenget understrekes av at eldre er mer restriktive på et mer overordnet nivå, der nærhet til situasjonen er mindre aktuelt: De har mindre aksept for mottak av uberettiget trygd og sykefravær når en strengt tatt er frisk nok til å gå. Dette kan henge sammen med mer overordnede holdninger og verdier, der eldre skårer høyere enn yngre når det gjelder lovrespekt og synet på påbud, ordrer og lydighet (Ipsos 2018). Våre funn stemmer til dels overens med Holmås mfl. (2008), som kommenterer at det er en

generell tendens til at eldre er mer restriktive enn unge når det gjelder sykefravær. Unntakene forskerne finner gjelder spørsmål om sykefravær som skyldes for lite søvn eller høyt alkoholinntak dagen i forveien, der eldre er mer liberale enn unge. Dette kan sammenlignes med våre resultater, der eldre er mer restriktive på noen punkter, men altså ikke når det gjelder sykmelding når man føler seg trøtt eller sliten.

For det andre ser det ut til at nærhet til situasjonen spiller inn holdningsmessig også når det gjelder familieforhold. De med hjemmeboende barn inntil 12 år har større grad av aksept for sykmelding ved store livshendelser, og denne variabelen dreier seg blant annet om sykmelding i forbindelse med samlivsbrudd. Aldersgruppene som gjerne har barn i denne alderen er de samme aldersgruppene som har de høyeste skilsmisseratene.¹⁹ Slik sett er det naturlig at de med barn inntil 12 år har en større grad av aksept for slik sykmelding. At de med barn har en mer liberal holdning til sykmelding ved omsorg for familie kan sies å være et forventet funn, da dette dreier seg blant annet om sykmelding når man har sykt barn og sykt barn-dagene er brukt opp. Dette er en velkjent problematikk for mange foreldre.²⁰ Det samme kan være med på å forklare at de med hjemmeboende barn inntil 12 år er mer aksepterende overfor sykmelding når man føler seg trøtt eller sliten, med tanke på at tilværelsen som forelder til tider kan være krevende for mange.

Som vi har sett, er de som bor sammen med noen mindre tilbøyelige til å godta å bli hjemme fra jobben selv om en strengt tatt er frisk nok til å gå. Det er mulig at dette har å gjøre med kontrollmekanismene som Hellevik mfl. (2019:91) nevner: «Flere personer i husholdet innebærer en form for sosial kontroll, eller ansvarliggjøring, som påvirker respondentenes holdninger i retning av å bli strengere».

Videre har vi vist at sammenhengen mellom helse og

¹⁸ For øvrig har stilling mer betydning for kvinner enn for menn. Kvinnelige ledere er mer restriktive overfor alle sykefraværsårsakene, mens mannlige ledere kun er signifikant mer restriktive når det gjelder arbeidsrelatert sykmelding.

¹⁹ ssb.no/statbank/list/ekteskap; ssb.no/statbank/list/familie

²⁰ Se for eksempel artiklene «Dette gjør du når «sykt barn-dagene» er brukt opp» (Aftenposten, 03.12.2013, tilgjengelig fra: aftenposten.no/norge/i/XMgLg/dette-gjoer-du-naar-sykt-barn-dagene-er-brukt-opp); «Når «sykt barn-dagene» er brukt opp» (NRK Vestfold og Telemark, 19.11.2017, tilgjengelig fra: nrk.no/vestfoldogtelemark/nar_sykt-barn-dagene_-er-brukt-opp-1.13682382).

holdninger er tydelig, og at dette gjelder både holdninger til sykefravær og synet på mottak av uberettiget trygd. Det er naturlig å anta at de som har dårlig fysisk og psykisk helse oftere enn andre har hatt sykefravær, og at dette henger sammen med en generelt sett større aksept for sykefravær. Sammenhengen er særlig sterk mellom psykiske plager og aksept for sykmelding som skyldes forhold på arbeidsplassen. Denne variabelen består av spørsmål om dårlig arbeidsmiljø og stort press eller stress på jobben, og det er velkjent at slike faktorer kan gi psykiske plager (se for eksempel Arbeidstilsynet 2020). Det er imidlertid usikkert om det er mer liberale holdninger som er en årsak til sykefravær blant med de som har psykiske plager, eller om de med erfaring med slike plager får mer liberale holdninger.

Det er rimelig å anta at interesser, eierskap og ansvar kan forklare at de med lederstilling generelt er mer restriktive til sykefravær. Dette har særlig sterkt utslag for synet på sykmelding på grunn av situasjonen på arbeidsplassen. Mange ledere vil naturligvis tape på at medarbeidere er borte fra jobb. En lederstilling gir trolig større grad av eierskap til arbeidsplassen og innebærer ofte et ansvar for å begrense sykefraværet og tilrettelegge for nærvær. Vi kan også tenke oss at noen av de som har mange arbeidstimer har økt tilhørighet i og eierskap til virksomheten, og det er påvist at ansatte med en opplevelse av høy tilhørighet i bedriften har lavere fravær enn personer med lav tilhørighet (Hansen & Vang 2010).

Mens Hauge & Ulvestad (2017) og Hellevik mfl. (2019) peker på en generell tendens til at personer med høy utdanning er mindre aksepterende enn lavt utdannende overfor sykefravær, finner vi bare delvis at dette er tilfellet. Dette er mer i tråd med Holmås mfl. (2008), som også kommer til at forskjellene etter utdanningsnivå varierer med fraværsårsaken. Utdanning henger ofte sammen med arbeidssituasjon: Personer med lav utdanning har oftere arbeid med større fysisk belastning, flere rutineoppgaver, mindre fleksibilitet og mindre innflytelse over arbeidshverdagen, noe som gir høyere risiko for sykefravær (Bonsaksen mfl. 2019). Ut fra poenget om nærhet til en gitt situasjon skulle en kanskje forvente at høyt utdannede var mer gjennomgående restriktive enn lavt utdannede i

synet på sykefravær. Resultatene våre bidrar til å nyansere funnene fra noen av de tidligere studiene.

Noe av det samme kan sies for sammenhengen mellom sektortilhørighet og holdninger. Vi finner riktignok at de som jobber i offentlig sektor er mer liberale når det gjelder sykmelding ved store livshendelser og når man er trøtt eller sliten, men resultatet er ikke signifikant for øvrige spørsmål. Til sammenligning peker Hellevik mfl. (2019) og Holmås mfl. (2008) på en generell tendens til at ansatte i privat sektor er mer restriktive enn ansatte i offentlig sektor.

Kvinner er mindre strenge enn menn

Vi finner at kvinner generelt har større aksept for sykefravær i alle typer situasjoner, selv når vi kontrollerer for psykisk helse og de andre uavhengige variablene. Dette kan være med på å forklare kjønnsforskjellen i sykefravær, uten at vi kan påvise en slik direkte sammenheng. Resultatene våre skiller seg dermed fra noen av de andre studiene vi tidligere har omtalt, som i liten grad fant holdningsforskjeller mellom kvinner og menn. Dette skyldes trolig ulike spørsmålsformuleringer og utvalg.

Interessant nok er det ingen signifikant kjønnsforskjell i synet på mottak av uberettiget trygd. Det kan tyde på at kjønnsforskjellene for holdninger til sykefravær ikke har å gjøre med synet på bruk eller misbruk av trygdeordningene, men heller dreier seg om vurderinger i spesifikke situasjoner.

Et lovverk på tvers av praksis og allmenn rettsoppfatning?

Et annet viktig funn fra våre analyser er at det ikke er noen unison enighet i befolkningen om hva som «kvalifiserer» til sykefravær. Svarene på spørsmålene om sykmeldingsårsaker spriker fra at det ikke er noen grunn til sykmelding til at det er greit med en sykmelding på mer enn fire uker. Holdningene varierer mye med årsaken til sykefraværet, som tidligere forskning også har funnet.

Et sentralt poeng er at det er ganske stor aksept i befolkningen for sykefravær på grunn av sosiale årsaker. Mange oppfatter det som legitimt å være sykmeldt av årsaker som juridisk sett er i en gråsoner når

det gjelder rett til sykmelding. Noen av situasjonene kan hevdes å utgjøre et brudd med gjeldende lovgiving, slik som det å ta ut sykmelding når barnet er sykt og en har brukt opp sykt barn-dagene. Gitt at barnet ikke er innlagt på sykehus, vil en i et slikt tilfelle måtte ta ut ulønnet permisjon. Hellevik mfl. (2019) trekker frem at det å bli hjemme fra jobben selv om en strengt tatt er frisk nok til å gå i mange tilfeller vil gjelde egenmelding, og at handlingen i prinsippet er misbruk av egenmeldingsordningen. Her er det likevel nyanser, da sykefravær i slike «gråsonetilfeller» kan ha sin bakgrunn i hensyn som å unngå smitte av kollegaer eller å forebygge (forverret) sykdom.

Som vi har sett, mener de aller fleste at det ikke kan godtas å motta penger fra NAV som man strengt tatt ikke har krav på. Kontrasten til holdningene til sykefravær er stor, og understreker at disse spørsmålene oppfattes ulikt. Selv om det i prinsippet vil være misbruk av ordningen dersom en ikke jobber når helsesituasjonen tilsier at man kan, er det ikke gitt at folk oppfatter også dette som «uberettiget trygd». Grensene er flytende, og svarmønstrene tyder på at det i den allmenne rettsoppfatningen finnes ulike alvorlighetsgrader av misbruk knyttet til sykefravær. Særlig

familie- og omsorgsrelaterte sykmeldinger regnes i stor grad som legitimt, og ikke som misbruk av trygde- eller egenmeldingsordningene. Dette indikerer at folks rettsoppfatning ligger nærmere det som det er grunn til å tro at er praksisen på området – utbredt bruk av sykmeldinger av sosiale årsaker – enn det folketrygdloven sier om at sosiale problemer ikke gir rett til sykepenger.

Forbehold

Til slutt er det viktig å repetere at vi ikke har dokumentert noen sammenheng mellom holdninger til sykefravær og faktisk atferd. Vi har diskutert noen mulige forklaringer og sannsynlige årsaker til ulike holdninger, men kan ut fra våre analyser heller ikke si noe om årsaksretningen dersom det er en slik sammenheng. Med andre ord kan vi ikke slå fast om holdninger forårsaker sykefravær eller om sykefravær forårsaker visse typer holdninger – eller om sykdom påvirker både holdninger og sykefravær. Nossen (2019) poengterer for eksempel at det ikke nødvendigvis er slik at mer liberale holdninger er en årsak til kvinners høyere sykefravær – det kan like gjerne være at de som for eksempel har mer erfaring med helseplager får mer liberale holdninger til sykefravær.

Referanser

- Ajzen, Icek & Martin Fishbein (2005) «The Influence of Attitudes On Behavior». Albarracín, Dolores, Blair T. Johnsen & Mark Zanna (red.) *The handbook of attitudes*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates Publishers, kapittel 5, 173 – 221
- Arbeidstilsynet (2020) *Psykososialt arbeidsmiljø*. Tilgjengelig fra: arbeidstilsynet.no/tema/psykososialt-arbeidsmiljo/ (Hentet 27.01.20)
- Bohner, Gerd & Michaela Wänke (2002) *Attitudes and Attitude Change*. East Sussex: Psychology Press
- Bonsaksen, Tore, Mikkel Magnus Thørrisen, Jens Christoffer Skogen & Randi Wågø Aas (2019) «Who reported having a high-strain job, low-strain job, active job and passive job? The WIRUS Screening study». *PLOS One*, 14 (12): e0227336
- Brage, Søren & Jon Petter Nossen (2017) «Sykefravær på grunn av psykiske lidelser – Utviklingen siden 2003». *Arbeid og velferd* nr 2, 77–88.
- Dale-Olsen, Harald & Simen Markussen (2010) «Økende sykefravær over tid? – Sykefravær, arbeid og trygd 1972–2008». *Søkelys på arbeidslivet*, 27 (01–02), 105–121
- Delegationen för korrekta utbetalningar från välfärdsystemen (DFU) (2019) *Bidragsmoralen i samhället. En aktuell lägesbild av inställningen till felaktiga utbetalningar från välfärdssystemen*. Rapport 2, juni 2019. Stockholm. Tilgjengelig fra: korrektautbetalningar.se/wp-content/uploads/2019/06/attitydrapport_webb_20190619.pdf
- Eagly, Alice H. & Shelly Chaiken (1993) *The psychology of attitudes*. Forth Worth, TX: Harcourt, Brace & Jovanovich
- Eikemo, Terje A. & Tommy Høyvarde Clausen (2012) *Kvantitativ analyse med SPSS*. Trondheim: Tapir Akademisk Forlag
- Fazio, Russel H., Mark Zanna & Joel Cooper (1978) «Direct Experience and Attitude-Behavior Consistency: An Information Processing Analysis». *Personality and Social Psychology Bulletin*, 4 (1), 48–51
- Hansen, Rolf Ivar & Svein Vang (2010) *Hvordan kan ledelse bidra til reduksjon i sykefraværet blant de ansatte?* Masteroppgave, Business Administration (MBA). Bodø: Handelshøgskolen (HHN)
- Hauge, Karen, Simen Markussen, Oddbjørn Raaum & Marte Ulvestad (2015) «Kan kjønnsforskjellen i sykefravær forklares av holdninger, normer og preferanser?». *Søkelys på arbeidslivet*, 32 (4), 298–322
- Hauge, Karen & Marte Ulvestad (2017) «Having a bad attitude? The relationship between attitudes and sickness absence». *IZA Journal of Labor Policy*, 6 (11)
- Hellevik, Ottar (2015) «Hva betyr respondentbortfall i intervjuundersøkelser?». *Tidsskrift for samfunnsforskning*, 56 (2), 211–229
- Hellevik, Ottar (2016) «Extreme nonresponse and response bias. A «worst case» analysis». *Quality & Quantity*, 50 (5), 1969–1991
- Hellevik, Tale, Ottar Hellevik & Kjersti Misje Østbakken (2019) «Kan det godtas å være hjemme fra jobben selv om en strengt tatt er frisk nok til å gå? Kjønnsforskjeller i synet på «uberettiget» sykefravær». *Søkelys på arbeidslivet*, 36 (01–02), 79–99
- Holmås, Tor Helge, Svenn-Åge Dahl & Frode Skjeret (2008) *Attitudes towards sickness absence in the Nordic countries*. Working Paper 18–2008. Bergen: Rokkansenteret
- Ipsos (2018) *Norsk Monitor 2017–2018. Hovedrapport*. Ipsos
- Jakobsen, Kine & Signe Annie Sønvisen (2018) *Regionale forskjeller i sykefravær*. Rapportnr. 2018–00 122. Tromsø: Sintef Nord AS
- Laurdal, Morten (14.02.2014) *På jobb med gråten i halsen*. NRK. Tilgjengelig fra: nrk.no/ytring/pa-jobb-halsen

med-graten-i-halsen-1.11 542 003 (Hentet 05.02.2020).

Markussen Simen & Røgeberg Ole (2012) «Sickness absence associated with major life events». *Tidsskrift for den Norske Legeforening*, 132 (10), 1231–1234

McNeeley, Susan (2012) «Sensitive Issues in Surveys: Reducing Refusals While Increasing Reliability and Quality of Responses to Sensitive Survey Items». Gideon, Lior (red.) *Handbook of Survey Methodology for the Social Sciences*. New York: Springer, 377–396.

NAV (2019) *NAV i tall og fakta*. Tilgjengelig fra: nav.no/no/nav-og-samfunn/om-nav/a%CC%8Arapport/nav-i-tall-og-fakta (Hentet 07.01.20)

Nossen, Jon Petter (2019) «Kjønnsforskjellen i sykefravær: Hvor mye er det mulig å forklare med registerdata?». *Arbeid og Velferd* nr. 4, 59–80

Proba samfunnsanalyse (2013) *Trygdesvindeli Norge. En kartlegging av fem stønadsordninger. Utarbeidet for Arbeidsdepartementet*. Oslo: Proba samfunnsanalyse

Skog, Ole-Jørgen (2004) *Å forklare sosiale fenomener. En regresjonsbasert tilnærming*. Oslo: Gyldendal Akademisk

Vedlegg

Uavhengige variabler

Tabell V1. Uavhengige variabler med kategorier, verdier og deskriptiv statistikk. Utvalg for regresjonsanalysen med de som er i arbeid (n=3122)

Kjønn	Mann (0)	Kvinne (1)		
	51,9 %	48,1 %		
Alder	15–24 år (1)	25–39 år (2)	40–59 år (3)	60 år + (4)
	15,3 %	31,5 %	39,3 %	14,0 %
Høyeste utdanningsnivå	Ungdomsskole (1)	Videregående skole (2)	Universitet/høgskole, lavere nivå (3) ²¹	Universitet/høgskole, høyere nivå (4) ²²
	5,8 %	30,5 %	34,2 %	29,5 %
Barn 0–12 år	Har ikke i husstanden (0)	Har i husstanden (1)		
	73,4 %	26,6 %		
Bosituasjon	Bor alene (0)	Bor med andre (1)		
	18,3 %	81,6 %		
Fysisk helse	Dårlig/meget dårlig (1)	Verken god eller dårlig, middels (2)	God (3)	Meget god (4)
	3,4 %	19,7 %	48,0 %	28,9 %
Psykisk helse ²³	1	2	3	4
	3,3 %	3,6 %	7,0 %	86,2 %
Stilling	Ikke leder (0)	Leder (1) ²⁴		
	79,1 %	20,9 %		
Lengde arbeidsuke ²⁵	Under 37 timer (1)	37–40 timer (2)	41 timer + (3)	
	38,1 %	45,7 %	16,2 %	
Sektor	Privat/annet (0)	Offentlig (1) ²⁶		
	58,6 %	41,4 %		

Kilde: Norsk Monitor 2017/18

Operasjonalisering av psykisk helse-variabelen

For å konstruere en variabel som skal være et uttrykk for psykisk helse har vi tatt utgangspunkt i et spørsmålsbatteri i datamaterialet. Spørsmålsformuleringen lyder «Hvor plaget har du vært av hver av disse plagene i løpet av den siste uken (til og med i dag)?». Plagene er plutselig frykt uten grunn, føler deg redd eller engstelig, matthet eller svimmelhet, føler deg anspent eller oppjaget, lett for å klandre deg selv, søvnproblemer, nedtrykt, tungsindig (trist), følelse av å være unyttig/lite verdt, følelse av at alt er et slit og følelse av håpløshet med hensyn til fremtida. Respondentene har for hver av disse kunnet svare ikke plaget, litt plaget, ganske mye plaget eller veldig mye plaget. I Brage & Nossens (2017) artikkel om sykefravær på grunn av psykiske lidelser ser forskerne på seks av de vanligste diagnosene ved sykefravær av psykiske årsaker²⁷:

²¹ Bachelor, cand.mag., yrkesutdanning uten sivil-, for eksempel sykepleier, lærer, politi etc.

²² Master, hovedfag, doktorgrad, yrkesutdanning med sivil-, for eksempel sivilingeniør, siviløkonom etc.

²³ Indeksvariabel der lavere verdi indikerer mer psykiske plager. Se eget avsnitt om operasjonalisering.

²⁴ Toppleder, daglig leder eller ledende stilling ellers.

²⁵ 1 tilsvarer mindre enn heltid, 2 tilsvarer normal heltid, 3 tilsvarer mer enn heltid.

²⁶ Stat eller kommune.

²⁷ Disse stod i 2015 for 87 prosent av alle sykepengetilfeller innenfor ICPC-kapitlet «Psykisk» (Brage & Nossen 2017).

- Symptomer og plager gruppert under lettere psykiske lidelser: Situasjonsbetinget psykisk ubalanse og uspesifiserte psykiske symptomer/plager
- Andre symptomer og plager: Angstfølelse og depresjonsfølelse
- Sykdomsdiagnoser: Angstlidelse og depressiv lidelse

I henhold til diagnosene som forskerne har tatt utgangspunkt i, synes to av plagene i datamaterialet vårt å være angstrelaterte («plutselig frykt uten grunn» og «føler deg redd eller engstelig»), mens to andre kan tolkes som depresjonsrelaterte («nedtrykt, tungsindig (trist)» og «følelse av å være unyttig, lite verdt»). De øvrige er til dels fysisk plager eller er vanskeligere å kategorisere. For enkelhets skyld har vi derfor valgt de nevnte fire plagene som utgangspunkt for psykisk helse-variabelen. Vi har ved hjelp av faktoranalyse slått sammen de fire indikatorene til en indeksvariabel som angir angst- eller depresjonsrelaterte plager. Vi har brukt prinsippal komponentanalyse med promax rotasjon (Kaiser-normalisering) med de fire variablene som indikatorer. Dette gir én komponent med eigenvalue 2,63 og reliabilitet (Cronbachs alfa) på 0,82, som regnes som tilfredsstillende i henhold til statistiske kriterier (Skog 2004).

Tabell V2. Total varians forklart fra faktoranalyse med fire indikatorer for psykiske plager

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	2,630	65,746	65,746	2,63	65,746	65,746
2	0,700	17,505	83,251			
3	0,364	9,101	92,352			
4	0,306	7,648	100			

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Kilde: Norsk Monitor 2017/18

Tabell V3. Komponentmatrise fra faktoranalyse med fire indikatorer for psykiske plager. Prinsippal komponentanalyse med promax rotasjon (Kaiser-normalisering)

	Component
	1
Plutselig frykt uten grunn	0,789
Føler deg redd eller engstelig	0,839
Nedtrykt, tungsindig (trist)	0,813
Følelse av å være unyttig, lite verdt	0,792

Kilde: Norsk Monitor 2017/18

Avhengige variabler

Operasjonalisering av sykmeldingsvariablene

Til sammen har vi ni spørsmål om sykefravær og uberettiget trygd. For seks av sykmeldingsårsakene har vi brukt faktoranalyse, nærmeste bestemt prinsippal komponentanalyse med promax rotasjon (Kaiser-normalisering). Dette gir tre komponenter hvor den tredje komponenten har eigenvalue 0,85. Vanligvis aksepteres faktorer med eigenvalue større enn 1 (Christophersen 2007), men her er verdien såpass nærme dette at vi av substansielle hensyn har brukt tre faktorer. De tre indikatorene har tilfredsstillende reliabilitet (Cronbachs alfa) (se tabell V6).

Tabell V4. Total varians forklart fra faktoranalyse med seks indikatorer for sykmeldingsårsaker

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total
1	3,017	50,276	50,276	3,017	50,276	50,276	2,302
2	1,015	16,915	67,191	1,015	16,915	67,191	2,324
3	0,848	14,129	81,319	0,848	14,129	81,319	1,990
4	0,486	8,092	89,412				
5	0,328	5,459	94,87				
6	0,308	5,130	100				

Kilde: Norsk Monitor 2017/18

Tabell V5. Komponentmatrise fra faktoranalyse med spørsmål om sykmeldingsårsaker. Prinsipal komponentanalyse med promax rotasjon (Kaiser-normalisering). Vår utheving

	Component		
	1	2	3
Sorg i forbindelse med dødsfall i familie eller nære relasjoner	-0,094	0,958	0,021
Vanskeligheter i forbindelse med samlivsbrudd	0,124	0,848	-0,025
Dårlig arbeidsmiljø	0,892	0,053	-0,015
Stort press eller stress på jobben	0,939	-0,050	0,021
Når man har sykt barn og sykt barn-dagene er brukt opp	0,007	-0,090	0,922
Pleie eller omsorg for andre nære familiemedlemmer	0,000	0,119	0,797
Ny variabel	Arbeidsrelatert	Store livshendelser	Familierelatert

Kilde: Norsk Monitor 2017/18

Tabell V6. Reliabilitet for de tre indikatorene for sykmeldingsårsaker

Indikator	Cronbach's Alpha	N of Items
Arbeidsrelatert	0,809	2
Store livshendelser	0,789	2
Familierelatert	0,687	2

Kilde: Norsk Monitor 2017/18

Kjønnsdelte regresjonstabeller

Tabell V7: Variablenes betydning for holdninger til sykefravær og mottak av uberettiget trygd. Kun kvinner. Lineær regresjon

Uavhengig variabel	Høyeste verdi	Aksept for og lengde på sykmelding				Grad av aksept	
		Store livshendelser	Familie-relatert	Arbeids-relatert	Når man føler seg trøtt eller sliten	Bli hjemme fra jobben, selv om en strengt tatt er frisk nok til å gå	Motta penger fra NAV som man strengt tatt ikke har krav på
Alder	60 år +	-0,040	0,165**	-0,005	0,070*	-0,173**	-0,037**
Utdanningsnivå	Høyere, lang	0,087	-0,025	0,201**	-0,004	0,033	-0,015
Barn 0-12 år	Har i husstanden	0,226**	0,232**	0,049	0,116	0,017	-0,013
Bosituasjon	Bor med partner/barn	0,133	-0,143	-0,025	0,005	-0,146**	-0,036*
Fysisk helse	Meget god	-0,066	-0,089*	-0,184**	-0,158**	-0,027	-0,013
Psykisk helse	Ikke plaget	-0,022	-0,106*	-0,289**	-0,081*	-0,098**	-0,025**
Stilling	Leder	-0,251**	-0,244**	-0,445**	-0,203**	-0,081*	0,019
Lengde arbeidsuke	41 timer +	-0,111*	-0,158**	-0,080	-0,028	-0,050*	0,013
Sektor	Offentlig	0,185**	0,078	-0,020	0,128*	-0,024	0,012
Konstantledd		2,241	2,696	2,806	1,240	1,475	0,319
Andel forklart varians		0,048	0,046	0,066	0,038	0,124	0,043
N		1208	1126	1140	1335	1415	1417

**Signifikant på minst 0,01-nivå. *Signifikant på minst 0,05-nivå.

Kilde: Norsk Monitor 2017/18

Tabell V8: Variablenes betydning for holdninger til sykefravær og mottak av uberettiget trygd. Kun menn. Lineær regresjon

Uavhengig variabel	Høyeste verdi	Aksept for og lengde på sykmelding				Grad av aksept	
		Store livshendelser	Familie-relatert	Arbeids-relatert	Når man føler seg trøtt eller sliten	Bli hjemme fra jobben, selv om en strengt tatt er frisk nok til å gå	Motta penger fra NAV som man strengt tatt ikke har krav på
Alder	60 år +	-0,070*	0,002	0,004	0,078**	-0,162**	-0,024**
Utdanningsnivå	Høyere, lang	0,028	-0,001	0,097*	-0,015	-0,006	-0,018*
Barn 0-12 år	Har i husstanden	0,210**	0,254**	0,056	0,060	0,027	-0,021
Bosituasjon	Bor med partner/barn	0,054	0,024	0,012	-0,045	-0,050	0,015
Fysisk helse	Meget god	-0,068*	-0,172**	-0,175**	-0,084**	-0,052**	-0,023*
Psykisk helse	Ikke plaget	-0,199**	0,017	-0,238**	-0,157**	-0,063**	-0,010
Stilling	Leder	-0,007	-0,053	-0,245**	-0,072	-0,016	-0,006
Lengde arbeidsuke	41 timer +	-0,007	-0,033	-0,025	-0,024	-0,030	-0,006
Sektor	Offentlig	0,081	0,019	0,068	0,175**	0,007	-0,019
Konstantledd		2,576	2,210	2,475	1,161	1,274	0,291
Andel forklart varians		0,044	0,028	0,038	0,039	0,095	0,024
N		1367	1259	1276	1466	1542	1542

**Signifikant på minst 0,01-nivå. *Signifikant på minst 0,05-nivå.

Kilde: Norsk Monitor 2017/18

UTVIKLINGEN PÅ ARBEIDSMARKEDET¹

NAVs arbeidsmarkedsprognose

Sammendrag

Norsk økonomi har vært inne i en moderat oppgangskonjunktur siden slutten av 2016. Etter hvert som det ble høyere vekst i fastlandsøkonomien, tok sysselsettingen seg opp. Antallet registrerte helt ledige og arbeidssøkere som deltar på tiltak har gått ned i løpet av de tre siste årene. Veksten i norsk økonomi avtok imidlertid på slutten av 2019, og det samme gjorde sysselsettingsveksten, ifølge tall fra nasjonalregnskapet. Den registrerte arbeidsledigheten har holdt seg stabil på et lavt nivå de siste seks månedene.

Vi forventer at veksten i norsk økonomi avtar fram til 2021. Det er flere faktorer som vil bidra til dette. Etter en betydelig oppgang i fjor, venter vi at oljeinvesteringene øker mindre i år og går noe ned neste år, 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 igangsettingen av nye byggeprosjekter, som allerede har vist en fallende trend siden i fjor vår. Vi venter derfor en nedgang i boliginvesteringene i år og en liten økning neste år, noe som også vil trekke ned veksten i norsk økonomi. Veksten i offentlig etterspørsel vil også være lavere i år og i mindre grad bidra til økt aktivitet i norsk økonomi. Selv om vi venter lavere sysselsettingsvekst framover, vil høyere real-lønninger legge til rette for stabil vekst i privat konsum. Dette vil være det viktigste bidraget til veksten i norsk økonomi i år og neste år.

BNP-veksten blant Norges handelspartnere vil bli betydelig lavere i år enn i fjor blant annet som følge av koronavirusutbruddet. Lavere vekst i den utenlandske etterspørselen vil dermed føre til lavere vekst i eksport av tradisjonelle varer og tjenester i år og neste år enn i 2019, til tross for fortsatt svak kronekurs. Om spredningen av koronaviruset fortsetter, kan det medføre større negative konsekvenser for norsk og internasjonal økonomi enn vi har lagt til grunn i denne prognosen.

Vi forventer at veksten i sysselsettingen avtar fram til 2021 i takt med lavere vekst i norsk økonomi. Et lavt nivå på arbeidsledigheten og høyere lønninger vil samtidig bidra til at yrkesdeltakelsen forblir høy. I tillegg antar vi at det blir flere permitteringer den nærmeste tiden som følge av koronavirusutbruddet. Vi venter derfor at antallet registrerte ledige øker i år og neste år. I gjennomsnitt vil antallet helt ledige ligge på 64 000 i år, som tilsvarer 2,3 prosent av arbeidsstyrken. Videre anslår vi at antallet helt ledige vil ligge på 67 000 i gjennomsnitt i 2021, noe som tilsvarer 2,4 prosent av arbeidsstyrken.

.....
¹ NAVs arbeidsmarkedsprognoser er utarbeidet av prognosegruppen i Arbeids- og velferdsdirektoratet. Artikkelen er skrevet av Eugenia Vidal-Gil, Audun Gjerde og Malin Jensen. Denne artikkelen benytter tilgjengelig informasjon fram til 5. mars 2020.

Utviklingen på arbeidsmarkedet

Flere sysselsatte

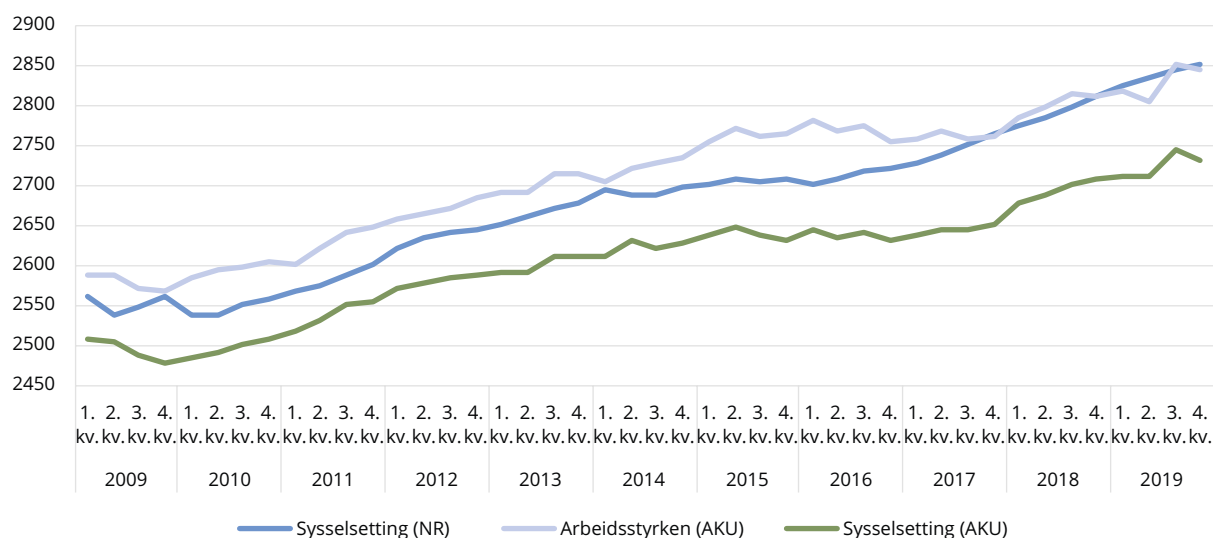
Sysselsettingen i Norge har tatt seg opp i løpet av de siste tre årene etter svak vekst i 2015 og 2016. Vi benytter sysselsettingstall fra to ulike kilder: nasjonalregnskapet (NR) og arbeidskraftundersøkelsen (AKU). Ifølge de sesongjusterte tallene fra nasjonalregnskapet har sysselsettingen de tre siste årene økt med om lag 11 000 personer i gjennomsnitt hvert kvartal (figur 1). Fra første kvartal 2018 til andre kvartal 2019 var det en markant vekst med 72 000 flere sysselsatte, før veksten begynte å avta i tredje og fjerde kvartal 2019. Det er primært næringer som offentlig forvaltning, bygg og anlegg og utvinning av råolje og naturgass samt tilknyttede tjenester som hadde sterkest vekst det siste året. Disse næringene har stått for 46 prosent av den totale veksten i sysselsettingen siden første kvartal 2019. I 2019 har sysselsettingsveksten i bygg og anleggssektoren gått noe ned. Dette har sammenheng med nedgangen i boliginvesteringene, som i gjennomsnitt ble 0,5 prosent lavere i 2019 enn i 2018. Etter tre år med nedgang begynte sysselsettingen i industrien å øke i tredje kvartal 2017. Veksten vedvarte gjennom 2018 og i begynnelsen av 2019 før den viste nullvekst i tredje og fjerde kvartal. Dette henger sammen med en svakere utvikling i industriproduksjonen. Særlig oljeraf-

finering, kjemisk og farmasøytisk industri, næringsmiddelindustri samt produsenter av metaller opplevde en markert nedgang fra tredje til fjerde kvartal 2019, mens næringene tilknyttet oljeindustrien bidro til å dra veksten opp i samme periode. Etter en lang periode med nedgang, tok sysselsettingen innen utvinning av olje og naturgass og tilknyttede tjenester seg opp i midten av 2018 og veksten har vedvart gjennom hele 2019. Dette har sammenheng med at petroleumsinvesteringene har fortsatt å stige i løpet av fjoråret og kan særlig knyttes til igangsettingen av Johan Sverdrup-feltet.

Sysselsettingen målt ved AKU har vist en svakere utvikling de siste årene enn tallene fra nasjonalregnskapet.² Ifølge AKU var det ingen vekst i sysselsettingen i 2015 og 2016, før den økte svakt i 2017 og tok seg betydelig opp i løpet av 2018. I fjor var utviklingen i sysselsettingen ujevn. Ifølge sesongjusterte AKU-tall ble det en liten nedgang i antall sysselsatte i løpet av første halvår 2019, før sysselsettingen tok seg betydelig opp i tredje kvartal men gikk litt ned igjen i

² Sysselsettingen målt med AKU inkluderer kun personer registrert som bosatte i Norge, og er derfor lavere enn sysselsettingen slik den beregnes i nasjonalregnskapet. 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

fjerde kvartal. Fra fjerde kvartal 2018 til fjerde kvartal 2019 økte antall sysselsatte med 24 000 ifølge AKU-tallene. Denne økningen var større enn veksten i befolkningen i yrkesaktiv alder i samme periode. Dermed økte andelen av befolkningen mellom 15 og 74 år som er sysselsatt fra 67,6 prosent i fjerde kvartal 2018 til 67,9 prosent i fjerde kvartal 2019. Sysselsettingsandelen økte mest blant menn, og særlig blant dem mellom 15 og 24 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 økte antall personer i arbeidsstyrken med 34 000 personer i løpet av 2019. Veksten har avtatt noe fra 2018, da arbeidsstyrken økte med 49 000 personer gjennom året. Det er særlig i tredje kvartal 2019 at det var en betydelig økning i antall personer i arbeidsstyrken, mens det i andre og fjerde kvartal var en nedgang.

Alle aldersgrupper bidro til at arbeidsstyrken økte med 33 000 personer fra fjerde kvartal 2018 til fjerde kvartal 2019, men den aller største økningen var blant dem mellom 15 og 24 år (figur 3). Sysselsettingen økte med 24 000 personer i samme periode og antall ledige økte med 10 000 personer. Befolkningen i yrkesaktiv alder økte med 22 000 personer, noe som

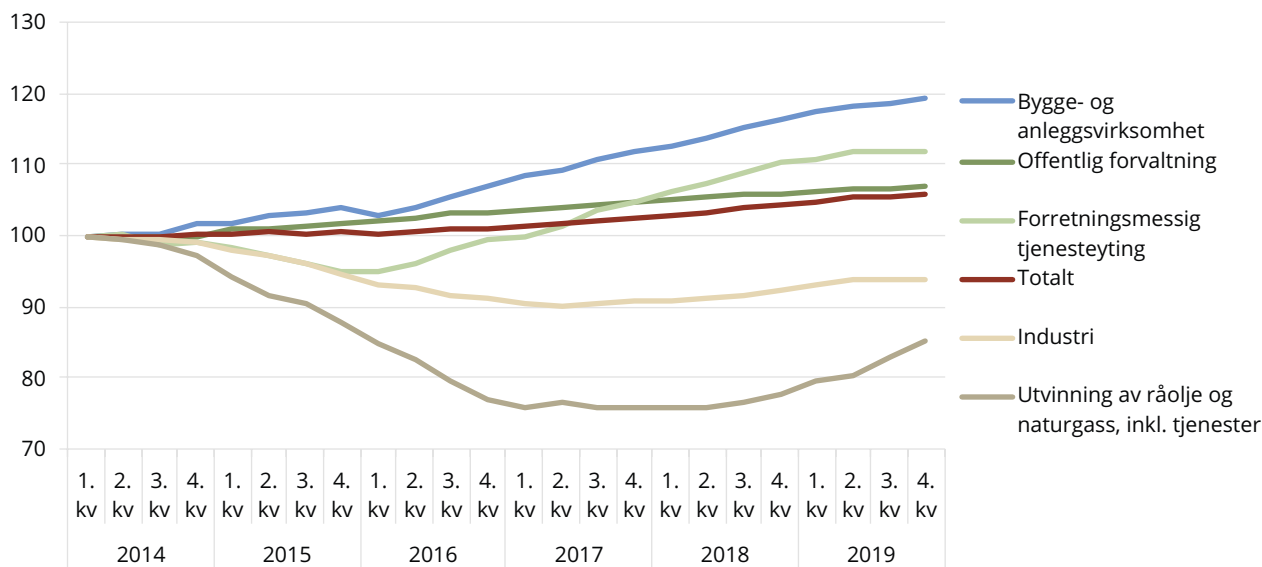
innebærer at antall personer utenfor arbeidsstyrken gikk ned med 11 000. Dette er først og fremst fordi antall personer utenfor arbeidsstyrken mellom 15 og 24 år ble redusert med 17 000 personer.

Fra fjerde kvartal 2018 til fjerde kvartal 2019 økte arbeidstilbudet blant dem mellom 55 og 74 år med 12 000 personer, mens sysselsettingen i aldersgruppen derimot økte med 14 000 personer. Denne aldersgruppen var for øvrig den eneste som hadde en nedgang i arbeidsledigheten i denne perioden. Utover det økte antall sysselsatte for alle aldersgrupper bortsett fra dem mellom 25 og 54 år, som hadde en økning i arbeidsledigheten på 9 000 personer.

Høyere yrkesdeltakelse

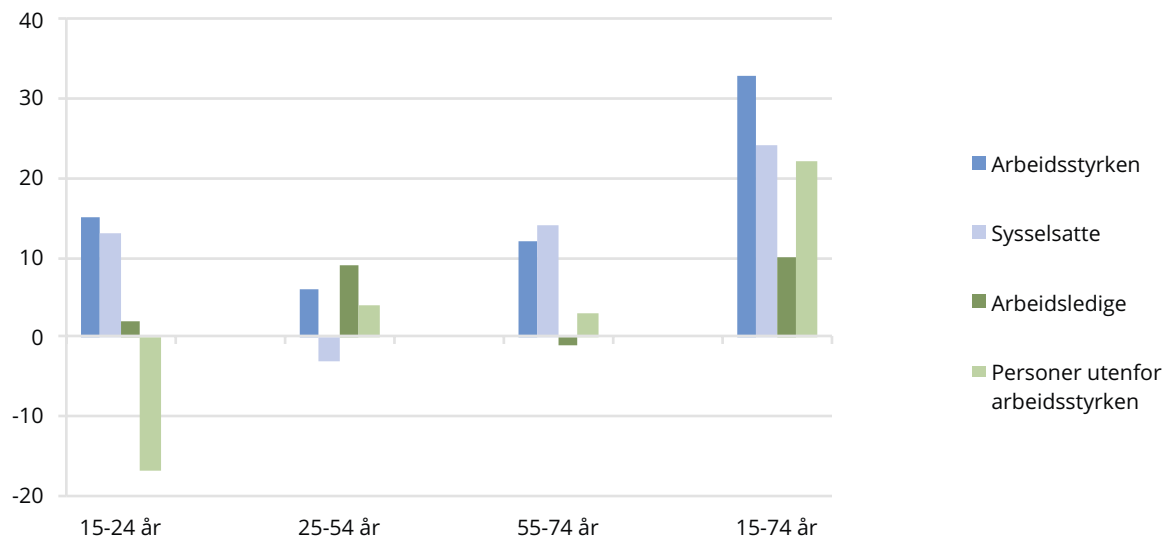
Yrkesdeltakelsen – det vil si andelen personer mellom 15 og 74 år som er i arbeidsstyrken – økte i 2015, noe som ikke er vanlig i en nedgangskonjunktur hvor ledigheten øker, men var synkende gjennom 2016 og 2017. Siden første kvartal 2018 har veksten i arbeidsstyrken vært høyere enn veksten i befolkningen mellom 15 og 74 år, og yrkesdeltakelsen har dermed tatt seg opp igjen. Et unntak var andre kvartal i 2019, da yrkesdeltakelsen sank med 0,2 prosentpoeng sammenliknet med andre kvartal 2018. I fjerde kvartal 2019 økte yrkesdeltakelsen igjen til 70,5 prosent, opp fra 70,1 prosent i fjerde kvartal 2018.

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



Kilde: SSB

Figur 3. Endring i befolkningen i yrkesaktiv alder etter arbeidsstyrkestatus og alder. 1 000 personer. 4. kvartal 2018 – 4. kvartal 2019



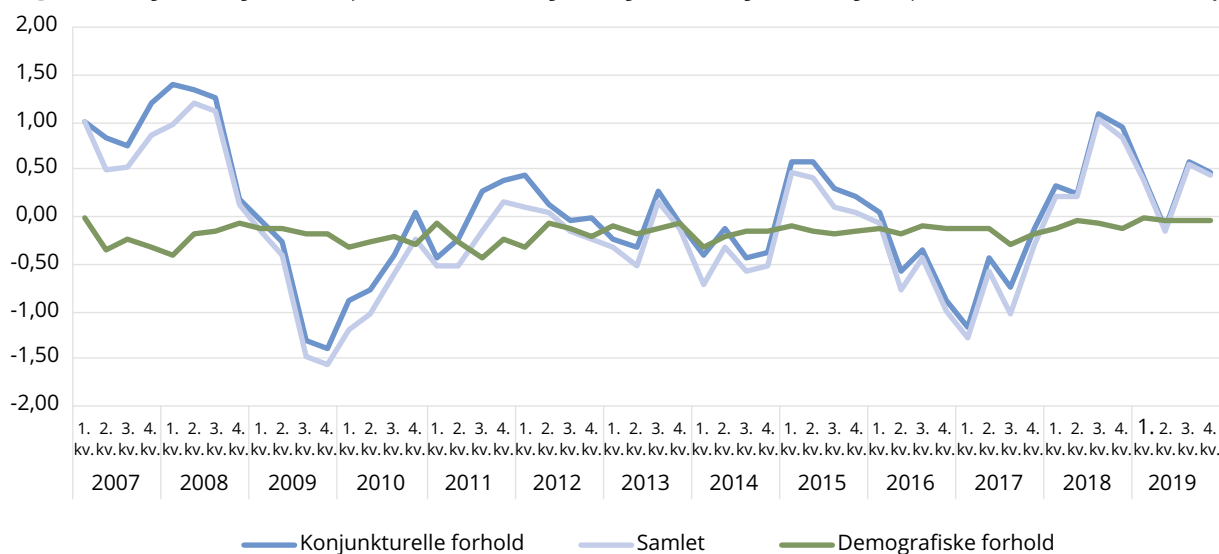
Kilde: SSB

Utviklingen i yrkesdeltakelsen påvirkes først og fremst av demografiske forhold og konjunkturelle forhold. Endringene i alderssammensetningen 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 yrkesdeltakelse 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 demogra-

fiske forhold redusert yrkesandelen med nesten 0,2 prosentpoeng hvert år. Denne effekten var klart mindre allerede i 2018, og i 2019 har demografiske forhold praktisk talt ikke påvirket den samlede yrkesdeltakelsen.

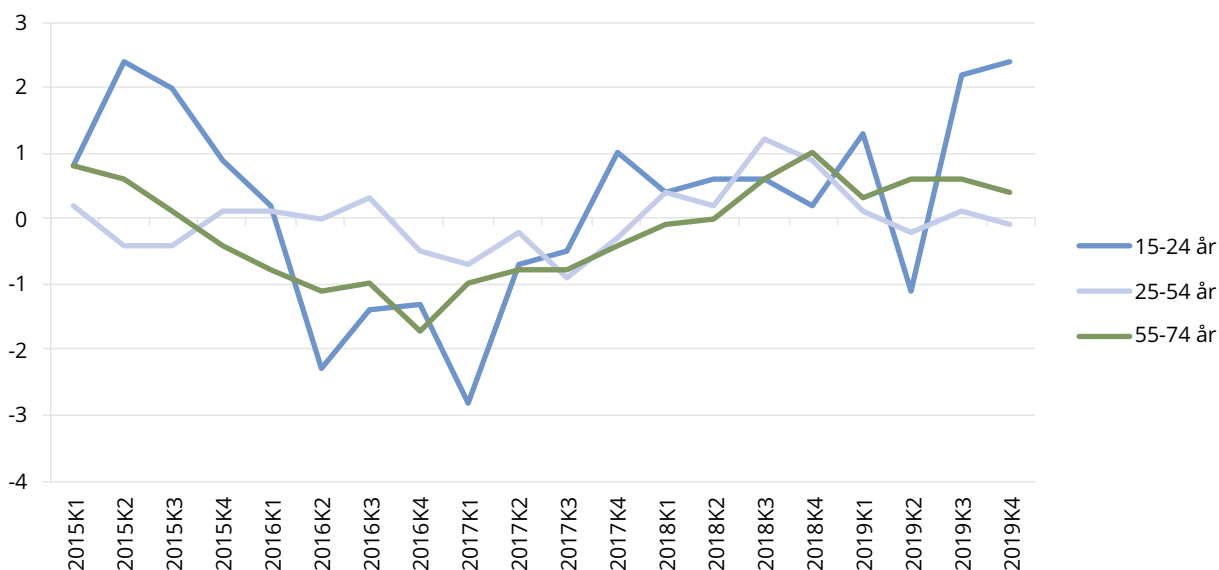
Endringene i yrkesdeltakelsen over tid for de ulike aldersgruppene utgjør de konjunkturelle forholdene. Historiske tall viser at konjunktorene påvirker yrkesdeltakelsen slik at den synker når etterspørselen etter arbeidskraft er lav og ledigheten økende. Størrelsen på

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



Kilde: SSB

Figur 5. Årlig endring i yrkesdeltakelsen etter alder. Prosentpoeng



Kilde: SSB

denne responsen varierer mellom aldersgrupper, men er vanligvis størst blant de yngste (figur 5). Ser vi nærmere på utviklingen fra fjerde kvartal 2018 til fjerde kvartal 2019, var det en økning i yrkesdeltakelsen i aldersgruppene 15–24 år og 55–74 år. Økningen var klart størst i aldersgruppen mellom 15 og 24 år med hele 2,4 prosentpoeng. Det var også en klar økning i yrkesdeltakelsen blant dem mellom 55 og 74 år, med 0,4 prosentpoeng. For dem mellom 25 og 54 år ble yrkesdeltakelsen redusert 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 anslår at denne endringen har ført til at det er om lag 1,4 prosent flere helt ledige hver måned. Dette har medført et brudd i statistikken over registrerte ledige fra juli 2018. Det tas ikke hensyn til dette bruddet 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 over registrerte ledige. Bruddet skjedde gradvis i november, desember og anses å være tilnærmet ferdig i januar 2019. Dermed er tall fra og med januar 2020 sammenliknbare med året før. Sesongjusterte tall er korrigert for bruddet.

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

TO MÅL PÅ ARBEIDSLEDIGHETEN I NORGE

NAV's ledighetstall viser antall personer som registrerer seg som arbeidssøkere hos NAV. SSB's arbeidskraftundersøkelse (AKU) er en utvalgsundersøkelse som kartlegger arbeidsstyrken, sysselsettingen og arbeidsledigheten. Personer uten arbeid som ikke har rett til dagpenger, kan mangle incentiv til å registrere seg som arbeidssøker hos NAV selv om 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 ved 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 mfl. (2017).

Lavere arbeidsledighet

De siste tre årene har vært preget av synkende ledighet. Siden årsskiftet 2016/2017 er antallet helt ledige og bruttoledigheten redusert med henholdsvis 24 000 og 29 300 personer, viser de brudd- og sesongjusterte tallene. I løpet av 2019 ble antallet helt ledige redusert med om lag 3 300 personer og bruttoledigheten med 4 500 personer. Etter en klar nedgang i både antallet helt ledige og i bruttoledigheten de første fire månedene i 2019, var det imidlertid kun mindre endringer i arbeids-

ledigheten resten av året. I løpet av januar og februar har antallet helt ledige og bruttoledigheten gått ned med henholdsvis 700 og 1 200 personer. Andelen helt ledige har ligget på 2,2 prosent av arbeidsstyrken siden august i fjor, justert for sesongvariasjoner, mens andelen helt ledige og arbeidssøkere på tiltak har holdt seg uendret på 2,7 prosent de siste seks månedene.

Under den forrige nedgangskonjunkturen økte arbeidsledigheten målt ved AKU tidligere og betydelig mer enn den registrerte ledigheten, og det oppsto 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 2018 til og med desember 2019 har AKU-ledigheten vekslet mellom oppgang og nedgang. Samlet sett har trenden vært synkende gjennom hele 2018 og første halvdel av 2019, før den tok seg opp igjen i andre halvdel av 2019. I desember 2019 var AKU-ledigheten på 3,9 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.

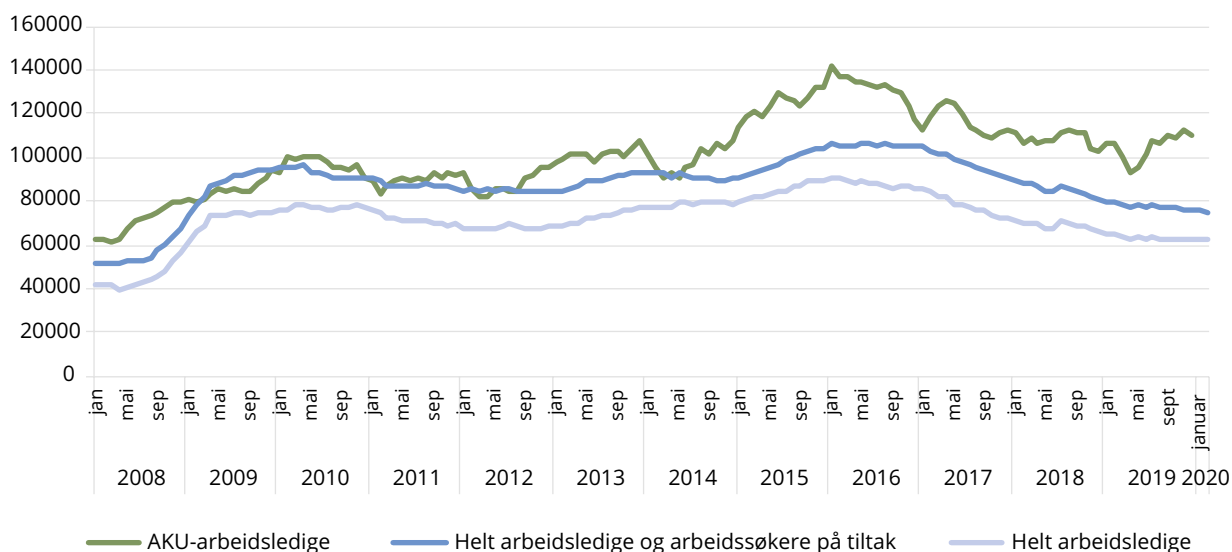
Færre nye arbeidssøkere

Antallet nye arbeidssøkere viste en tydelig avtakende trend gjennom 2016 og 2017 (figur 7). Korrigert for sesongvariasjoner har tilgangen på nye arbeidssøkere⁴ endret seg lite siden høsten 2017 og ligger fortsatt på et lavt nivå. I februar 2020 var det i gjennomsnitt i overkant av 750 personer som registrerte seg som arbeidssøkere hos NAV hver virkedag.

Ved utgangen av februar var 11 600 personer registrert som helt ledige eller arbeidssøkere på tiltak og med en arbeidssøkervarighet på under fire uker. Dette er 300 (-2 %) færre enn for et år siden. Blant dem som ble ledige i februar var de vanligste yrkesbakgrunnene ingen eller ikke oppgitt yrkesbakgrunn⁵, butikk- og salgsarbeid samt bygg og anlegg. Til sammen utgjorde disse 41 prosent av alle som hadde en arbeidssøkervarighet på under fire uker.

-
- ⁴ Inkluderer helt ledige, delvis ledige, arbeidssøkere på tiltak og andre arbeidssøkere. Tilgangen av nye arbeidssøkere er sesongjustert, men ikke korrigert for brudd.
- ⁵ Den forenklete registreringsløsningen (se faktaboksen «Brudd og endringer i statistikken») innebærer at nye arbeidssøkere kan fylle ut komplett CV i etterkant av selve registreringen, noe som gjenspeiles i et høyt antall nye arbeidssøkere med ikke oppgitt yrkesbakgrunn.

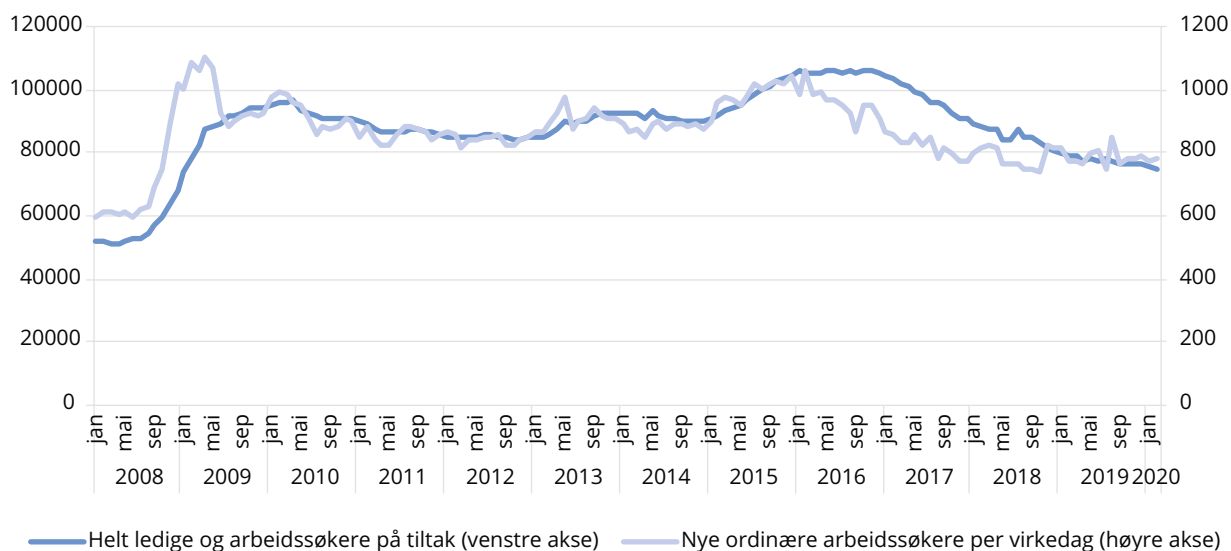
Figur 6. Antall registrerte helt ledige, summen av helt ledige og arbeidssøkere på tiltak, og arbeidsledige ifølge Arbeidskraftundersøkelsen (AKU). Sesongjusterte tall³



Kilde: SSB og NAV

³ Tallet på registrerte helt ledige er både sesongjustert 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 kapittel 5 i Om statistikken – Arbeidssøkere – www.nav.no

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



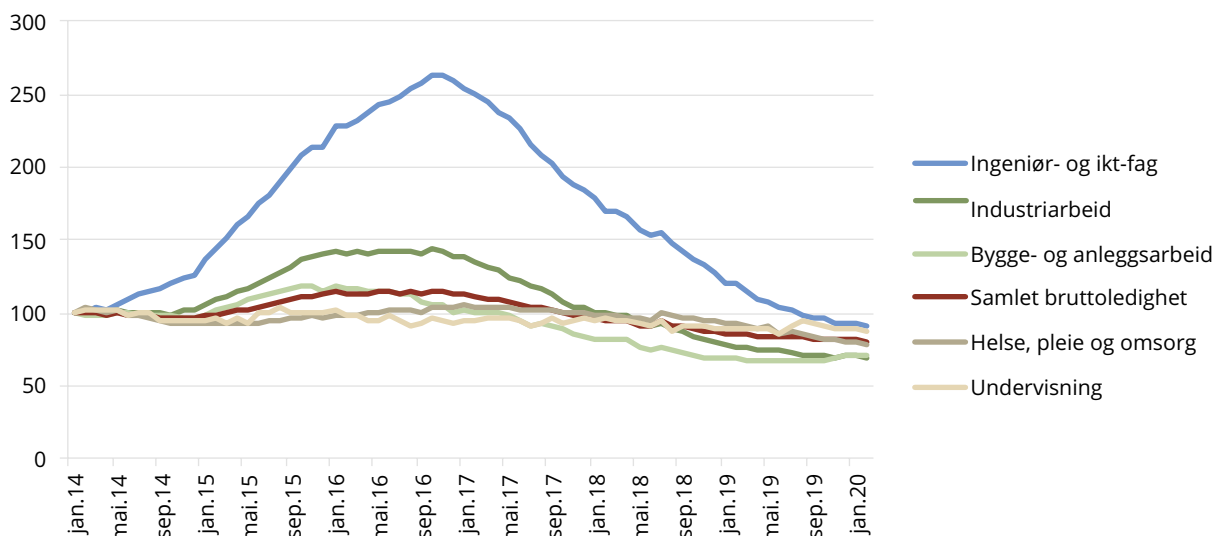
Kilde: NAV

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 høsten 2016 har bruttoledigheten innen ingeniør- og ikt-

fag gått ned. Ved utgangen av februar var det registrert 23 prosent færre helt ledige og arbeidssøkere på tiltak med denne yrkesbakgrunnen enn i februar i fjor. Inge- niør- og ikt-fag er dermed den yrkesgruppen med størst nedgang i bruttoledigheten det siste året. Som prosent av arbeidsstyrken var bruttoledigheten blant ingeniører på 1,3 prosent i februar. Dette er 1,6 prosentpoeng lavere enn landsgjennomsnittet på 2,9 prosent.

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



Kilde: NAV

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 konjunktursvingninger.

Ledigheten går mest ned 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 februar 2020 gikk bruttoledigheten mest ned i Rogaland (-16 %) og Troms og Finnmark (-10 %) sammenliknet med februar 2019, mens den økte i Viken (1 %) og Innlandet (3 %). Bruttoledigheten i Rogaland var i februar på 2,7 prosent av arbeidsstyrken, 0,2 prosentpoeng under landsgjennomsnittet, mens den var høyest i Vestfold og Telemark, med 3,3 prosent av arbeidsstyrken. Innlandet, Trøndelag, Nordland og

Troms og Finnmark hadde lavest bruttoledighet i februar, med 2,4 prosent av arbeidsstyrken.

Utviklingen internasjonalt

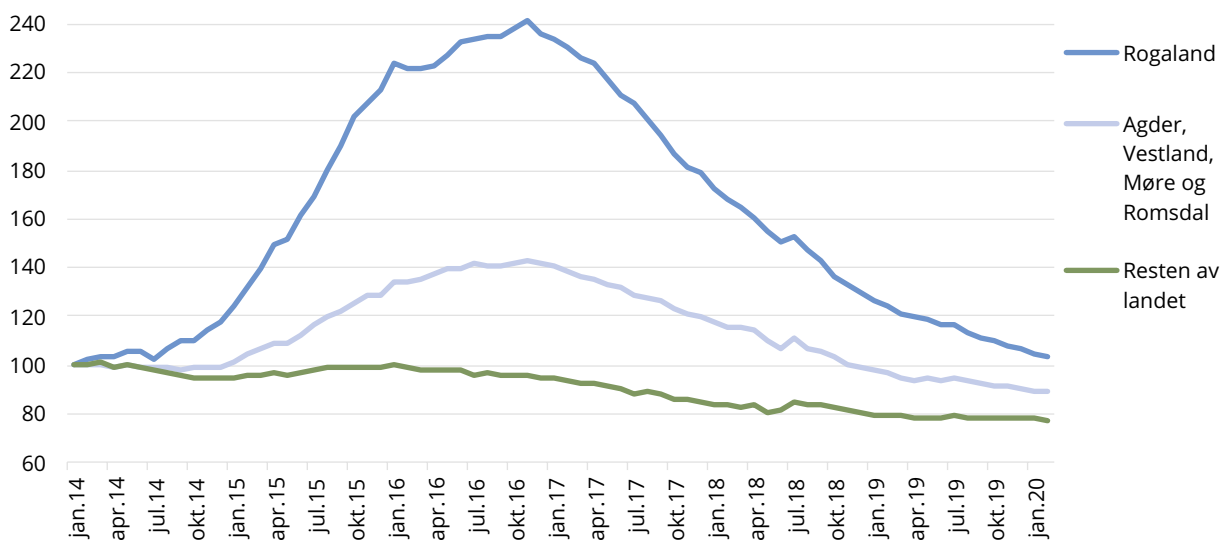
Utviklingen hos våre handelspartnere er viktig for utviklingen i norsk økonomi, fordi eksporten av tradisjonelle varer og tjenester utgjør i overkant av 25 prosent av bruttonasjonalprodukt (BNP) for Fastlands-Norge⁶ og påvirker etterspørselen etter arbeidskraft direkte. I 2019 gikk 65 prosent av fastlandseksporten til EU og om lag 7 prosent til USA.

Den globale økonomien

Ifølge de nyeste prognosene til Organisasjonen for økonomisk bistand og utvikling (OECD) fra mars, estimeres veksten i globalt BNP til 2,9 prosent i 2019. Dette er en klar nedgang fra BNP-veksten i 2018 på 3,6 prosent. Samtidig skruses vekstestimatene for inneværende år kraftig ned. OECD anslår en vekst i verdens BNP på 2,4 prosent i 2020, noe som er 0,5 prosentpoeng svakere enn deres forrige estimat fra november i fjor. Dette er en direkte konsekvens av utbruddet av koronaviruset (COVID-19) i Kina.

⁶ Bruttonasjonalprodukt for Fastlands-Norge er lik bruttonasjonalprodukt (BNP) utenom næringene utvinning av olje og naturgass, rørtransport og utenriks sjøfart.

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



Kilde: NAV

Utbruddet har ført til en kraftig reduksjon i aktiviteten i kinesisk økonomi i et forsøk på å begrense spredningen av viruset, og får trolig konsekvenser for den økonomiske veksten i Kina. OECD anslår at BNP-veksten i Kina vil bli i underkant av 5 prosent i 2020, ned fra 6,1 prosent i 2019. Særlig veksten i første kvartal antas å bli hardt rammet av tiltakene som kinesiske myndigheter har satt i verk. Viruset har imidlertid også spredt seg videre til store deler av verden, og liknende tiltak har blitt satt inn i en rekke land. Dette innebærer blant annet reiserestriksjoner, avlysning av offentlige arrangement og stans i produksjonen for en rekke fabrikker. Den antatte effekten på forbrukernes tillit, finansielle markeder, turisme og globale forsyningskjeder fører til en nedjustering av vekstestimatene for en rekke viktige økonomier. Veksten ventes å ta seg kraftig opp igjen i 2021 med en antatt vekst i globalt BNP på 3,3 prosent. Estimaten for den globale økonomiske veksten forutsetter imidlertid at effektene av virusutbruddet i Kina avtar etter første kvartal i år, og at utbruddene i andre land blir begrenset. Et kraftigere og mer langvarig utbrudd kan ifølge beregningene til OECD føre til en halvering av den økonomiske veksten fra 2019 til 2020, i tillegg til en mer langvarig effekt også inn i 2021.

Usikkerheten som har preget den globale økonomien gjennom 2019 har rammet internasjonal handel spesielt hardt. Ferske tall fra CPB World Trade Monitor, som lager statistikk på internasjonal handel og industriproduksjon, viser at den totale internasjonale handelen med varer ble redusert med 0,4 prosent fra 2018 til 2019. Til sammenlikning var veksten i internasjonal handel 3,4 prosent i 2018. Dette var første gang siden 2009 at den internasjonale handelen med varer ble redusert. Forklaringene som trekkes frem er handelskonflikten mellom USA og Kina og fallende tysk industriproduksjon. Verdens industriproduksjon vokste med 0,8 prosent i 2019. Dette er en betydelig nedgang fra vekstraten i 2018 som var på 3,1 prosent.

Etter et halvår med motstridende rykter og uttalelser angående en handelsavtale mellom Kina og USA, signerte partene i januar den første delen av det som etter planen skal være en større handelsavtale mellom landene. Ifølge avtalen har Kina forpliktet seg til å øke kjøpene av amerikanske varer med rundt 200 milliar-

der dollar i løpet av en toårsperiode. I tillegg skal de stoppe manipuleringen av egen valuta og gjøre en større innsats for å sikre den intellektuelle eiendommen til amerikanske selskaper. USA skal på sin side droppe de planlagte tolløkningene som skulle tre i kraft i desember og halvere tollsatsene på varer verdt rundt 120 milliarder dollar. I etterkant har kinesiske myndigheter også besluttet å halvere tollene på en rekke amerikanske varer for å forbedre handelsforholdet mellom partene. Det er ventet at en eventuell del to av handelsavtalen mellom USA og Kina vil medføre at en stor del av tolløkningene som har blitt innført det siste året vil bli reversert. Den amerikanske presidenten Donald Trump har selv uttalt at en slik avtale kan måtte vente til etter det amerikanske valget i november i år. Handelsforholdet mellom EU og USA har også vært dårlig det siste året. Handelskonflikten har dreiet seg om blant annet toll på stål og aluminium og ulovlig subsidiering av deres respektive flyprodusenter Airbus og Boeing. Dette har ført til toll på en rekke utvalgte europeiske varer fra amerikansk side, og trusler om det samme fra EUs side. USAs president har nylig antydnet at det snart er på tide å reforhandle handelsavtalen med EU.

Storbritannias utmeldelse av EU, bedre kjent som Brexit, ble offisielt gjennomført 31. januar i år etter at det konservative partiet sikret seg et klart flertall i nyvalget i desember. Storbritannia og EU ble enige om en overgangsavtale som sikrer at Storbritannia forblir en del av EUs indre marked frem til 31. desember 2020. En hard Brexit uten avtale ble dermed unngått i første omgang. Samtidig har Storbritannia signert en lov som i prinsippet umuliggjør en forlengelse av denne overgangsperioden. Dermed ser det ut til at Storbritannia må fremforhandle handelsavtaler med alle sine viktigste handelspartnere innen slutten av året. Prosessen med å avklare det fremtidige handelsforholdet til EU er ventet å bli spesielt problematisk, blant annet på grunn av fordelingen av fiskerettigheter i britiske farvann og spørsmål knyttet til miljø og arbeidernes rettigheter.

Europa

Etter en forholdsvis sterk vekst i første kvartal avtok veksten i eurosonen mot slutten av 2019. Ifølge de foreløpige tallene fra Eurostat vokste samlet BNP i

eurosonen med 0,1 prosent i fjerde kvartal i fjor. Dette var den svakeste kvartalsveksten for eurosonen siden 2013, da gjeldskrisen som rammet eurosonen forårsaket en kraftig nedgangskonjunktur. Basert på de foreløpige tallene for fjerde kvartal, estimeres den årlige BNP-veksten i 2019 til 1,2 prosent, ned fra 1,9 prosent i 2018. Den svake veksten i 2019 kan i stor grad tilskrives den avtagende veksten i eurosonens tre største økonomier. Tyskland (0,3 %), Italia (0,1 %) og Frankrike (0,9 %) rapporterte alle om svak vekst fra fjerde kvartal 2018 til fjerde kvartal 2019. Når det gjelder utviklingen i de viktigste makrovariablene, er det foreløpig kun publisert tall for de tre første kvartalene i 2019. I denne perioden bidro vekst i privat konsum, bruttoinvesteringer og offentlig konsum positivt til BNP-veksten i eurosonen. Eksporten økte også i de tre første kvartalene av 2019, men siden importen vokste raskere, ble det totale bidraget til BNP-veksten fra nettoeksporten negativt.

Industriproduksjonen i eurosonen avtok betraktelig i løpet av 2019. Etter en nedgang på 2,1 prosent fra november til desember, var industriproduksjonen i desember hele 4,1 prosent lavere enn i desember 2018. Den svake utviklingen kan i stor grad forklares av den svake utviklingen i eurosonens største industri-nasjon Tyskland, men også i andre viktige økonomier som Italia og Frankrike. Industriproduksjonen i Tyskland falt 2,5 prosent i desember og var dermed 7,2 prosent lavere enn i desember 2018. Innkjøpsjefindeksen PMI, som ofte brukes som en ledende indikator for økonomisk aktivitet, har bedret seg kraftig fra bunnivået i september i fjor. De nyeste tallene fra februar indikerer fremdeles en svak nedgang i aktiviteten fremover, men er de mest positive tallene siden februar i fjor. Også denne indeksen har i stor grad vært preget av svake tall i Tyskland det seneste året. PMI-tallene for tjenestesektoren har gradvis tatt seg opp igjen de siste fem månedene og antyder en moderat vekst i tjenestesektoren fremover. Etter utbruddet av koronaviruset fryktes det imidlertid at europeisk industri og særlig bilindustrien vil bli ytterligere svekket. Flere europeiske bilfabrikker risikerer å måtte stenge ned produksjonen etter at leveransen av deler fra Kina i stor grad har stoppet opp. Italia er det hardest virusrammede europeiske landet så langt, og har stengt ned både offentlige og private bedrifter nord i

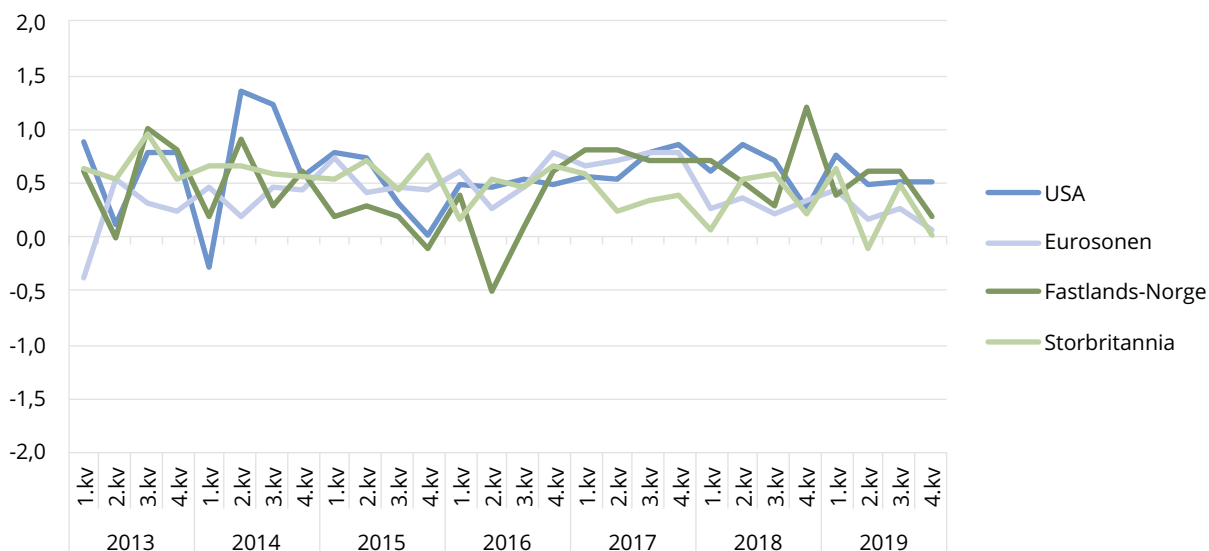
landet for å begrense spredningen av viruset. Dette vil kunne ramme europeisk økonomi hardt, særlig om flere innfører liknende tiltak.

Arbeidsledigheten i eurosonen holdt seg stabil på 7,4 prosent fra desember til januar. Dette er 0,4 prosentpoeng lavere enn januar i fjor, og det laveste nivået på arbeidsledigheten siden før finanskrisen i 2008. Sysselsettingsveksten tok seg noe opp igjen i fjerde kvartal 2019 etter en svak vekst de to foregående kvartalene. Antall sysselsatte økte med 0,3 prosent i fjerde kvartal, og var 1,0 prosent høyere enn fjerde kvartal 2018. Til tross for den økte vekstraten i fjerde kvartal, lå den fremdeles under snittveksten de siste årene på rundt 0,4 prosent. Den europeiske sentralbanken, ECB, har holdt styringsrenten på -0,5 prosent siden de senket den med 0,1 prosentpoeng i september i fjor. Ifølge uttalelsene til ECB det siste halvåret vil styringsrenten holdes lav frem til inflasjonen nærmer seg inflasjonsmålet på rett under 2 prosent. Inflasjonen i eurosonen har tatt seg noe opp de siste månedene, og var på 1,2 prosent i februar, som fortsatt er godt under ECBs inflasjonsmål.

Den økonomiske utviklingen i Storbritannia har vært høyst variabel gjennom 2019. Dette henger sannsynligvis sammen med de to Brexit-datoene, 31. mars og 31. oktober, og den påfølgende utsettelsen til januar i år. BNP i Storbritannia økte med 0,6 prosent i første kvartal, for så å falle med 0,1 prosent i andre kvartal. Deretter økte veksten igjen i tredje kvartal til 0,5 prosent. BNP var uendret fra tredje til fjerde kvartal. Privat konsum bidro positivt til veksten i Storbritannias økonomi i 2019, selv om veksten avtok kraftig etter andre kvartal. Offentlig konsum bidro også positivt til veksten, særlig i fjerde kvartal. Bruttoinvesteringene i realkapital ga det klart største bidraget til veksten i første kvartal 2019, men falt de tre påfølgende kvartalene og trakk veksten ned.

Industriproduksjonen i Storbritannia var uendret fra november til desember, og 2,2 prosent lavere enn i desember 2018. De siste tallene fra PMI-indeksen fra januar og februar antyder at nedgangen i industriproduksjonen det siste året nå er over, og at aktiviteten trolig vil stabilisere seg. Den britiske økonomien er i stor grad avhengig av tjenestesektoren. Etter en sterk

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



Kilde: Eurostat, BEA og SSB

vekst i omsetningen i løpet av 2018, avtok veksten gradvis i løpet av 2019 og omsetningen i tjenestesektoren var i fjerde kvartal på samme nivå som i fjerde kvartal 2018. Dette underbygges også av PMI-tallene fra fjoråret som har indikert en flat utvikling gjennom året. De nyeste tallene for januar og februar gir imidlertid grunn til optimisme, ettersom de indikerer en sterkere vekst fremover. Arbeidsledigheten holdt seg på 3,8 prosent for fjerde måned på rad i desember. Dette er 0,2 prosentpoeng lavere enn tilsvarende måned i 2018. Sysselsettingsprosenten i Storbritannia har økt nærmest sammenhengende siden 2011, og nådde i desember sitt foreløpig høyeste nivå noensinne på 76,5 prosent. Dette er opp 0,2 prosentpoeng fra november, og 0,7 prosentpoeng høyere enn i desember 2018.

USA

USA kan legge nok et år med solid økonomisk vekst bak seg, ifølge tall fra Bureau of Economic Analysis (BEA). Etter en kvartalsvekst på 0,6 prosent i første kvartal og 0,5 prosent de tre påfølgende kvartalene, endte årsveksten i USA på 2,3 prosent i 2019. Det er riktignok 0,6 prosentpoeng lavere enn i 2018, men på linje med den gjennomsnittlige økonomiske vekstraten i USA de siste 10 årene. Privat konsum utgjør nesten 70 prosent av USAs BNP, og utviklingen i privat konsum er dermed avgjørende for den økonomiske

veksten. Med en vekst på 2,6 prosent i 2019 ga privat konsum det klart største bidraget til den økonomiske veksten i USA, selv om veksten avtok mot slutten av året. Bruttoinvesteringene bidro også til veksten i amerikansk økonomi i 2019, men vekstraten var mer enn halvert fra de to siste årene, etter at bruttoinvesteringene falt de tre siste kvartalene. Etter et særlig stort fall i eksporten i andre kvartal, ble det nullvekst i eksporten for hele 2019 til tross for positiv vekst resten av året. Den relativt svake veksten i bruttoinvesteringene og nullveksten i eksport var trolig et resultat av handelskrigen med Kina. Offentlig konsum og investeringer hadde en høyere veksttakt i 2019 enn tidligere år og bidro dermed i større grad til veksten enn i de foregående årene.

Industriektoren i USA har utviklet seg svakt det siste året, og ifølge de siste tallene var industriproduksjonen i januar 0,8 prosent lavere enn januar i fjor. Industriproduksjonen i januar trekkes særlig ned av redusert produksjon av fly og maskiner, og særlig Boeings produksjonsstans av modellen 737 Max. Boeing er USAs største eksportbedrift, og produksjonsstansen som trådte i kraft i januar er ventet å ha negative konsekvenser både for industriektoren og den økonomiske veksten i USA i første kvartal. Tross dette viste den amerikanske innkjøpsjefsindeksen for industrien, bedre kjent som ISM-indeksen, tegn til bedring

i januar og februar og indikerer dermed en stabil utvikling i den amerikanske industrien i tiden fremover. Tjenestesektoren er imidlertid viktigere for den økonomiske utviklingen i USA, ettersom den utgjør om lag 80 prosent av økonomien. ISM-indeksen for tjenestesektoren viste en fallende trend i løpet av første halvår i 2019, men trenden har nå tilsynelatende snudd. Indeksen vokste kraftig i februar til sitt høyeste nivå siden februar i fjor. Dette lover godt for tjenestesektoren i amerikansk økonomi.

Arbeidsledigheten i USA økte til 3,6 prosent i januar, opp 0,1 prosentpoeng fra de to foregående månedene. Dette er likevel 0,4 prosentpoeng lavere enn januar i fjor, og arbeidsledigheten har historisk sett sjeldent vært så lav. Yrkesdeltakelsen og sysselsettingsprosenten økte begge med 0,2 prosent til henholdsvis 63,4 og 61,2 prosent i januar. Yrkesdeltakelsen er 0,2 prosentpoeng høyere enn på samme tid i fjor, og sysselsettingsprosenten er 0,5 prosentpoeng høyere enn i januar i fjor.

Sentralbanken i USA, Federal Reserve, kuttet i begynnelsen av mars styringsrenten med 0,5 prosentpoeng

til intervallet 1–1,25 prosent. Rentekuttet ble annonsert utenom de ordinære rentemøtene og kom som en konsekvens av utbruddet av koronaviruset. Dette er første gang siden finanskrisen at Federal Reserve kutter renten utenom de vanlige rentemøtene. Sentralbanken indikerte også at de vil overvåke den amerikanske økonomien nøye, og bruke de verktøyene de har for å støtte økonomien. Videre rentekutt er dermed ikke utelukket dersom situasjonen skulle bli verre enn antatt.

Den makroøkonomiske utviklingen i Norge

Lavere vekst i fastlandsøkonomien mot slutten av 2019

Den moderate oppgangskonjunktoren som begynte i slutten av 2016 fortsatte i 2019. Årsveksten i bruttonasjonalprodukt (BNP) for Fastlands-Norge ble på 2,3 prosent, litt høyere enn i 2018 da den var på 2,2 prosent, og høyere enn trendveksten for fastlandsøkonomien.⁷ Veksten i norsk økonomi avtok imidlertid mot slutten av året. BNP for Fastlands-Norge økte med 0,2 prosent i fjerde kvartal, ifølge sesongjusterte tall fra nasjonalregnskapet (tabell 2). Dette er en lavere veksttakt enn i de to foregående kvartalene, da fastlands-BNP steg med 0,6 prosent. Høyere aktivitet i de private tjenestenæringene var det viktigste bidraget til veksten i fastlandsøkonomien i fjerde kvartal, selv om veksten der også var noe lavere enn i de foregående kvartalene. Bruttoproduktet i industrien økte med bare 0,2 prosent og bidro i mindre grad til veksten i fastlandsøkonomien. Det var en nedgang i produksjonen i de fleste industrinæringene, bortsett fra oljeleverandørene, der særlig verftsindustri hadde god vekst i fjerde kvartal. Innen bygg og anlegg var det også lavere vekst i fjerde kvartal enn tidligere i 2019, mens det var en nedgang i produksjonen innen fiskeri, akvakultur og elektrisitetsproduksjon. Dette trakk ned veksten i fastlandsøkonomien.

Makroøkonomiske anslag for våre viktigste handelspartnere

I vår prognosebane har vi lagt til grunn at utviklingen i BNP for våre viktigste handelspartnere i løpet av prognoseperioden blir som vist i tabell 1. Våre anslag er basert på de nyeste tilgjengelige makroøkonomiske anslagene fra sentralbankene Federal Reserve (USA), ECB (Eurosonen), Bank of England (Storbritannia) og Riksbanken (Sverige), samt de siste prognosene fra IMF og OECD. Våre anslag er i tillegg basert på vår vurdering av utviklingen i verdensøkonomien den seneste tiden, blant annet utbruddet av koronaviruset.

Tabell 1. Anslag på gjennomsnittlig årsvekst i BNP for våre viktigste handelspartnere

Land	2019	2020	2021
Eurosonen	1,20 %	0,90 %	1,40 %
Storbritannia	1,40 %	0,80 %	1,40 %
Sverige	1,20 %	1,00 %	1,60 %
Kina	6,30 %	5,00 %	5,80 %
USA	2,30 %	1,80 %	1,80 %

Kilde: NAV

⁷ 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 2. Utvalgte makroøkonomiske hovedstørrelser. Årlig vekst og sesongjustert kvartalsvis vekst. Prosent

	2018	2019	1. kv. 2019	2. kv. 2019	3. kv. 2019	4. kv. 2019
Bruttonasjonalprodukt	1,3	1,2	0,1	0,2	0,0	1,6
Bruttonasjonalprodukt Fastlands-Norge	2,2	2,3	0,4	0,6	0,6	0,2
Konsum i husholdninger mm	1,9	1,7	0,6	0,3	0,5	0,0
– Varekonsum	0,7	0,1	0,4	0,2	-0,3	-0,7
– Tjenestekonsum	2,3	2,7	0,8	0,6	0,7	0,8
Konsum i offentlig forvaltning	1,4	1,7	0,7	0,7	0,6	0,5
Bruttoinvestering i fast realkapital	2,8	6,2	-2,3	3,8	3,2	0,9
– Utvinning og rørtransport	1,9	13,0	-2,2	7,7	1,3	5,5
– Fastlands-Norge	3,0	4,3	-2,3	2,7	3,6	-0,4
– – Næringer	6,8	5,6	-1,7	0,2	4,9	0,9
– – – Industri og bergverk	16,7	25,6	6,4	4,1	12,8	3,0
– – Boliger (husholdninger)	-6,2	-0,5	-0,6	0,6	0,1	-1,9
– – Offentlig forvaltning	7,5	6,9	-4,9	9,0	5,0	-1,0
Eksport i alt	-0,2	1,5	1,8	-0,6	-1,4	6,0
– Tradisjonelle varer	2,0	5,1	2,5	-1,8	-0,2	2,4
– Tjenester	5,4	4,6	4,3	0,9	2,0	0,4
Import i alt	1,9	5,2	2,7	1,5	0,3	-0,8
– Tradisjonelle varer	3,2	5,6	5,0	-0,7	-1,2	-1,6

Kilde: SSB (NR)

Vekst i investeringene

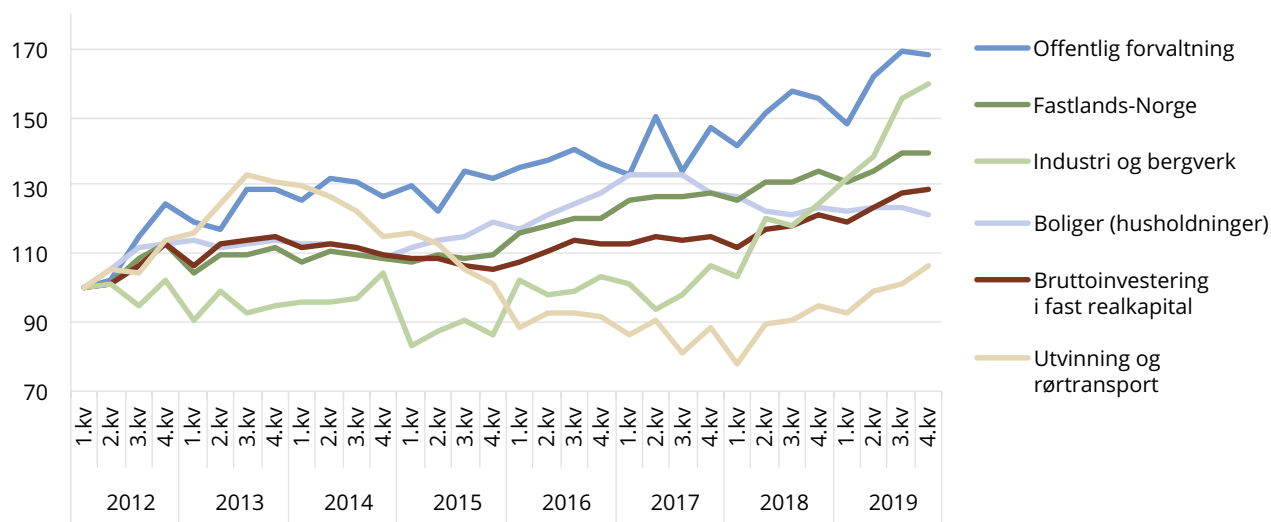
De totale bruttoinvesteringene utgjør mer enn en tredel av Fastlands-BNP og inkluderer både investeringer på norsk sokkel og på fastlandet. I fjor tok veksten i bruttoinvesteringene seg opp etter en nedgang i første kvartal. Samlet i 2019 økte bruttoinvesteringene med 6,2 prosent. Til dette bidro en bred oppgang i fastlandsinvesteringene samt i oljeinvesteringene (figur 11). Til tross for en nedgang i første og fjerde kvartal, økte bruttoinvesteringene i Fastlands-Norge med 4,3 prosent fjor, der betydelig vekst i industriinvesteringene var et viktig bidrag. Det var også solid vekst i offentlige investeringer i 2019, selv om det vekslet mellom oppgang og nedgang i takt med innkjøpene av nye kampfly. Boliginvesteringene gikk ned med 0,5 prosent i 2019 etter en nedgang på 6 prosent året før, noe som dempet veksten i fastlandsinvesteringene. Oljeinvesteringene tok seg betydelig opp i løpet av 2019 og bidro til løfte veksten i de samlede bruttoinvesteringene.

Oppgang i petroleumsinvesteringene

Oljeprisen beveget seg mellom 55 dollar fatet og 75 dollar fatet i fjor, men på slutten av året holdt den seg relativt stabil på i overkant av 60 dollar fatet. Så langt i år har oljeprisen vist en fallende trend, og har gått ned fra 66 dollar fatet i begynnelsen av januar til 50 dollar fatet i begynnelsen av mars. Utbruddet av koronaviruset er en av faktorene som har bidratt til dette. I vår prognose ligger det til grunn at oljeprisen blir på 56 dollar fatet i gjennomsnitt både i år og 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 høyt kostnadsnivå og nedgang i oljeprisen. Bunnen ble nådd i første kvartal 2018, da oljeinvesteringene var 41 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. I 2019 økte oljeinvesteringene med hele 13 prosent til tross for en

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



Kilde: SSB (NR)

ny nedgang i første kvartal, og var et viktig bidrag til økt produksjon blant oljeleverandørene og til høyere aktivitet i fastlandsøkonomien. I SSBs investeringsundersøkelse fra februar anslår operatørene på norsk sokkel at investeringene innen olje- og gassvirksomhet vil bli på 185 milliarder kroner i år, som er 7 prosent høyere enn tilsvarende anslag for 2018, målt i løpende priser. Det første anslaget på oljeinvesteringene i 2021 tyder på en nedgang på 4 prosent sammenliknet med investeringsanslaget for 2020 gitt i februar i fjor. Vi venter derfor en moderat vekst i oljeinvesteringene i år, og at de går noe ned neste år (tabell 3).

Nedgang 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 å ha holdt seg relativt stabile fra første til tredje kvartal i fjor, gikk boliginvesteringene ned med 1,9 prosent i fjerde kvartal. Samlet for 2019 ble nedgangen på 0,5 prosent. Utviklingen i boliginvesteringene følger utviklingen i igangsetting av nye byggeprosjekter. Antallet igangsettingstillatelser til nye boliger har vist en avtakende trend siden i fjor vår, ifølge tall fra SSB.

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 saktere enn tidligere år. I gjennomsnitt for hele landet økte prisene på brukte boliger med 0,5 prosent fra tredje til fjerde kvartal i fjor og var 2,6 prosent høyere enn i fjerde kvartal 2018. Sesongjusterte tall fra Eienedom Norge viser at boligprisene økte med 0,5 prosent i februar etter en økning på 0,9 prosent i januar. Sammenliknet med februar 2019 var boligprisene 3,6 prosent høyere. Trekker man fra den generelle prisveksten, økte boligprisene reelt sett mindre enn 1 prosent i fjor ifølge begge statistikker. Vi venter at boligprisene øker i omtrent samme takt som i fjor fram til 2021, siden boligtilbudet fortsatt er høyt, utlånsrentene har økt noe, og boliglånsforskriften, som setter grenser på lånopptak, ble videreført i juli i fjor. Utviklingen i boligprisene vil også påvirke igangsettingen av nye byggeprosjekter. Vi venter derfor en videre nedgang i boliginvesteringene i år og at de tar seg noe opp i 2021 (tabell 3).

Sterk vekst i industriinvesteringene

I løpet av 2019 økte industriinvesteringene med 22 prosent, ifølge sesongjusterte NR-tall. Veksten var særlig sterk i tredje kvartal, med 12 prosent. Det er særlig oljeraffinering, kjemisk og farmasøytisk industri, reparasjon og installasjon av maskiner og utstyr, samt næringsmiddelindustrien, som står bak investeringsoppgangen i industrien i 2019.

Ifølge SSBs investeringsundersøkelse fra februar er virksomhetenes anslag på industriinvesteringene i år 13 prosent lavere enn tilsvarende anslag for 2019, målt i løpende priser. Dette henger blant annet sammen med at store enkeltprosjekter innen oljeraffinering, kjemisk og farmasøytisk industri ble ferdigstilt i 2019. Et høyt anslått investeringsnivå innen næringsmiddelindustrien, særlig bearbeiding og konservering av fisk, samt meierivirksomhet, bidrar til å dempe nedgangen i industriinvesteringene. Vi venter derfor at industriinvesteringene vil gå ned i år og neste år.

Vekst i industriproduksjonen

Bruttoproduktet i industrien økte med 3,2 prosent i 2019, etter en økning på 0,9 prosent i 2018. Det var særlig en betydelig vekst i produksjonen i verftsindustrien som bidro til oppgangen i industriproduksjonen i fjor (figur 12). Andre viktige leverandører til oljenæringen, som produsenter av metallvarer, elektrisk utstyr og maskiner, samt reparasjon av maskiner og utstyr, hadde også en solid produksjonsvekst, noe som kan sees i sammenheng med veksten i oljeinvesteringene i fjor. På den andre siden gikk bruttoproduktet innen oljeraffinering, kjemisk og farmasøytisk industri ned i fjor, selv om det tok seg noe opp i tredje kvartal, og dempet dermed oppgangen i industriproduksjonen. Produksjonen innen gummivare- og plastindustri og mineralproduktindustri falt også i fjor. Disse to næringsgruppene er produsenter

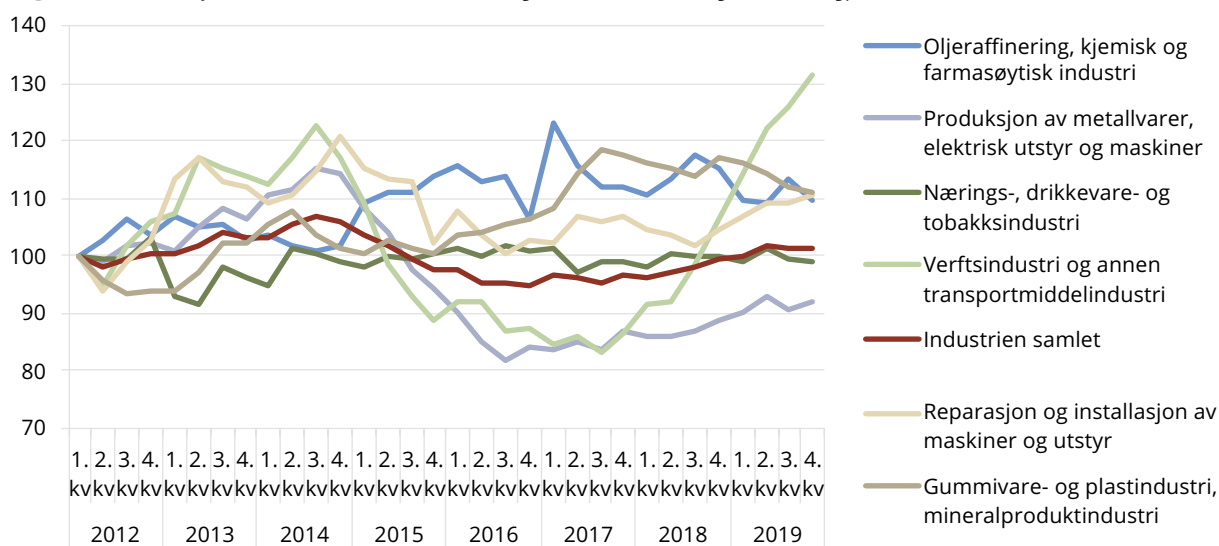
av såkalte innsatsvarer eller tradisjonelle varer som i stor grad leverer til utenlandske markeder. Nedgangen i produksjonen kan dermed sees i sammenheng med svakere vekst internasjonalt og nedgangen i eksport av tradisjonelle varer i andre og tredje kvartal i fjor.

Ifølge SSBs konjunkturbarometer for industrien er den generelle bedømmelsen av utsiktene for første kvartal i år fortsatt positiv, men mindre enn i tidligere målinger. Det er produsenter av konsumvarer som er mest optimistiske om utsiktene for fjerde kvartal, mens produsentene av investeringsvarer er moderat positive. Produsenter av innsatsvarer er nøytrale i sin bedømmelse av utsiktene for første kvartal. Til tross for en fortsatt svak krone, vil lavere vekst internasjonalt de kommende årene medføre lavere vekst i etterspørselen fra utlandet, samtidig som veksten i oljeinvesteringene vil avta. 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 økte med 1,6 prosent i fjor, noe mindre enn i 2018 da den vokste med 1,8 prosent. Det var en relativt stabil, moderat vekst i de tre første kvartalene i 2019, men i fjerde kvartal var det ingen vekst i privat konsum. Det var tilnærmet nullvekst i varekon-

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



Kilde: SSB (NR)

sumet i fjor, 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, som falt i både tredje og fjerde kvartal. Tjenestekonsumet hadde derimot en jevn, solid vekst gjennom fjoråret, og ble 2,7 prosent høyere enn i 2018.

Framover venter vi at veksten i reallønningene, det vil si lønninger justert for prisvekst, vil bli høyere enn de to siste årene som følge av lav arbeidsledighet og lavere prisvekst. Dette vil bidra til høyere 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 omkring 2 prosent fram til 2021.

Lavere vekst i offentlige 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 forrige nedgangskonjunkturen bidro til å heve veksten i fastlandsøkonomien. I vår prognose legger vi til grunn at den offentlige etterspørselen vil vokse saktere i år enn i fjor, slik det anslås 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

Eksporten av tradisjonelle varer falt i både andre og tredje kvartal, men tok seg opp igjen i fjerde kvartal. I gjennomsnitt i 2019 ble eksporten av tradisjonelle varer 5,1 prosent høyere enn i 2018. Høyere eksport av verkstedprodukter og næringsmidler i fjor var de største bidragene til vekst i samlet eksport av tradisjonelle varer.

Den utenlandske etterspørselen etter norske varer og tjenester vil fortsette å øke fram mot 2021, om enn noe saktere enn tidligere år. Særlig i år venter vi lavere vekst internasjonalt blant annet som følge av utbruddet av koronaviruset. 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 derfor at veksten i eksport av tradisjonelle varer blir lavere i år enn i fjor og noe høyere igjen i 2021 (tabell 2).

Valutakurs og rente

Den norske kronen har svekket seg ytterligere de siste månedene, og er svakere enn modellberegninger⁸ 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, blant annet som følge av spredningen av koronaviruset. I denne prognosen har vi derfor valgt å holde eurokursen konstant på 10,1 kroner fram til 2021, som var gjennomsnittlig kurs måneden før vi avsluttet våre beregninger. Det er stor usikkerhet knyttet til utviklingen av kronekursen framover.

Norges Bank holdt styringsrenten uendret på 1,50 prosent i desember etter å ha hevet den fra 1,25 prosent i september. Ifølge deres siste renteprognose vil styringsrenten trolig bli værende på det nivået framover. Rentepronosen er dermed om lag uendret siden forrige rentemøte. Begrunnelsen for dette var at oppgangen i norsk økonomi virket mer moderat enn ventet. Svakere krone enn tidligere anslått trakk i motsatt retning. I våre beregninger har vi lagt til grunn at pengemarkedsrenten vil utvikle seg i tråd med Norges Banks siste renteprognose.

Veksten i norsk økonomi vil avta framover

Vi venter at veksten i Fastlands-BNP vil avta i løpet av 2020 og 2021. Ifølge våre beregninger vil Fastlands-BNP i gjennomsnitt bli 2,4 prosent høyere i år enn i fjor. At 2020 har tre virkedager ekstra sammenliknet med 2019 bidrar isolert sett til å heve nivået på Fastlands-BNP med rundt 0,5 prosentpoeng.⁹ I 2021

⁸ 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 kronekurs og kursen som følger av modellberegningene, samt konsekvensene av en sterkere kronekurs for norsk økonomi ifølge KVARTS.

⁹ Ifølge den foreløpige rapporten «Grunnlaget for inntektsoppgjør 2020» fra Det tekniske beregningsutvalget for inntektsoppgjørene (TBU) vil de tre ekstra virkedagene i 2020 isolert sett bidra til å løfte BNP for Fastlands-Norge med rundt 0,5 prosentpoeng. Kortversjonen av rapporten finnes her.

venter vi at Fastlands-BNP vil vokse med 1,8 prosent (tabell 3). De fleste etterspørselskomponentene vil i mindre grad bidra til vekst i fastlandsøkonomien de nærmeste to årene. Oljeinvesteringene vil, etter en betydelig økning i fjor, vokse saktere i år og gå noe ned neste år, og dermed dempe veksten i norsk økonomi. Vi venter i tillegg at boliginvesteringene går videre ned i år og øker bare litt i 2021. Veksten i den offentlige etterspørselen vil også være lavere i år enn i fjor, men økt kjøpekraft i husholdningene vil bidra til fortsatt moderat vekst i privat konsum framover. Utbruddet av koronaviruset utgjør imidlertid en betydelig usikkerhetsfaktor i vurderingen av utsiktene framover. I denne prognosen har vi tatt høyde for det ved å nedjustere våre anslag for BNP-veksten blant Norges handelspartnere, og spesielt Kina. Svakere konjunkturer internasjonalt vil dermed føre til lavere vekst i eksport av tradisjonelle varer og tjenester i år og neste år enn i fjor, til tross for fortsatt svak kronekurs. Om spredningen av koronaviruset internasjonalt og i Norge fortsetter, og tiltak som kansellering av flyruter og arrangementer eller produksjonsstans iverksettes for å unngå videre

smitte, kan det medføre større negative konsekvenser for norsk og internasjonal økonomi enn vi har lagt til grunn i denne prognosen.

NAV's arbeidsmarkedsprognose

Arbidsmarkedet har bedret seg i løpet av de siste tre årene i takt med høyere vekst i fastlandsøkonomien. Ifølge tall fra nasjonalregnskapet tok veksten i sysselsettingen seg opp i 2017 og det har blitt rundt 130 000 flere sysselsatte i løpet av de siste tre årene. NR-tall viser imidlertid at sysselsettingsveksten avtok i andre halvår i fjor. Sysselsettingen målt med AKU har også økt i løpet av de siste tre årene, men noe mindre enn målt med NR. Antall personer i arbeidsstyrken har tatt seg opp i samme periode, og yrkesdeltakelsen i 2019 var på sitt høyeste nivå på fire år. Arbeidsledigheten målt med AKU fortsatte å gå ned de første månedene av 2019, for så å vise en økende trend gjennom andre halvår, da antall personer i arbeidsstyrken økte raskere enn sysselsettingen. Antallet registrerte helt ledige og arbeidssøkere som deltar på tiltak fortsatte å gå klart ned fram til april i fjor, men det har vært bare

Tabell 3. NAVs prognose for utviklingen i norsk økonomi i 2020 – 2021. Prosentvis vekst om ikke annet er angitt

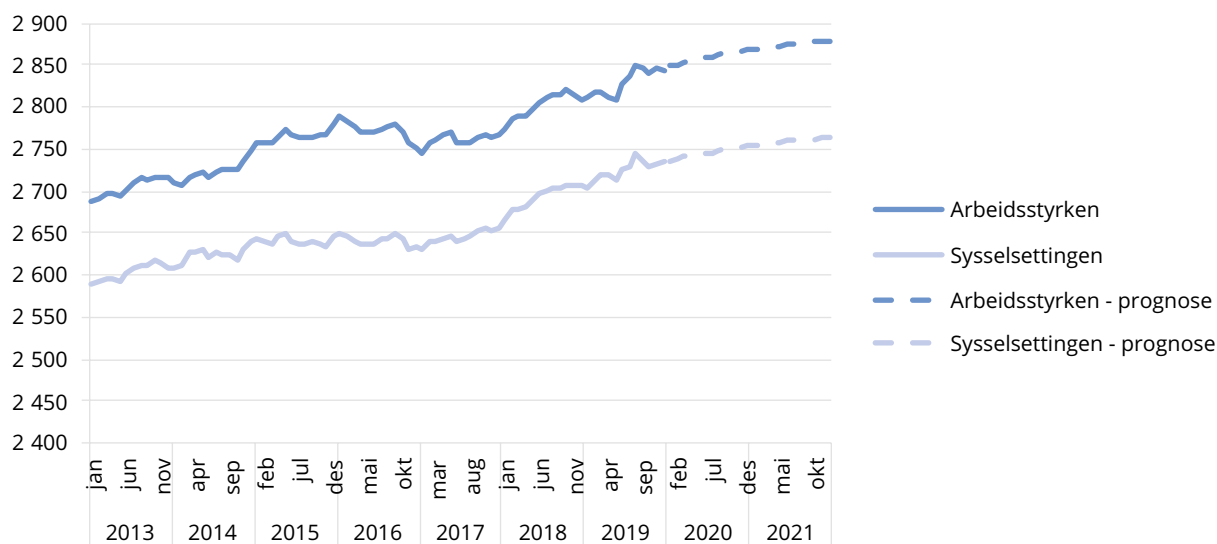
	2020	2021
Arbidsmarked		
Registrerte helt ledige	64 000	67 000
Registrerte helt ledige i prosent av arbeidsstyrken	2,3	2,4
AKU-arbeidsledige i prosent av arbeidsstyrken	4,0	4,0
Sysselsettingsvekst (AKU)	0,7	0,5
Arbeidsstyrkevekst (AKU)	1,0	0,5
Realøkonomi		
Konsum i husholdninger mm	1,7	2,2
Bruttoinvesteringer Fastlands-Norge	0,4	-1,2
- Boliginvesteringer	-3,5	1,5
Petroleumsinvesteringer	3,3	-5,5
Eksport	7,3	3,6
- Tradisjonelle varer	2,6	4,6
Bruttonasjonalprodukt Fastlands-Norge	2,4	1,8
Valutakurs og oljepris (nivå)		
NOK per euro	10,1	10,1
Råoljepris i dollar	56	55

Kilde: NAV

mindre endringer siden. Den registrerte arbeidsledigheten i prosent av arbeidsstyrken har dermed holdt seg stabil på et lavt nivå de siste seks månedene. Både NAVs og SSBs statistikk over ledige stillinger viser at etterspørselen etter arbeidskraft avtok noe på slutten av 2019. Antall nye ledige stillinger registrert på nav.no i februar var 2 prosent lavere enn i februar fjor. Selv om tilgangen på ledige stillinger fortsatt er høy, tyder dette på at etterspørselen etter arbeidskraft vil øke saktere framover.

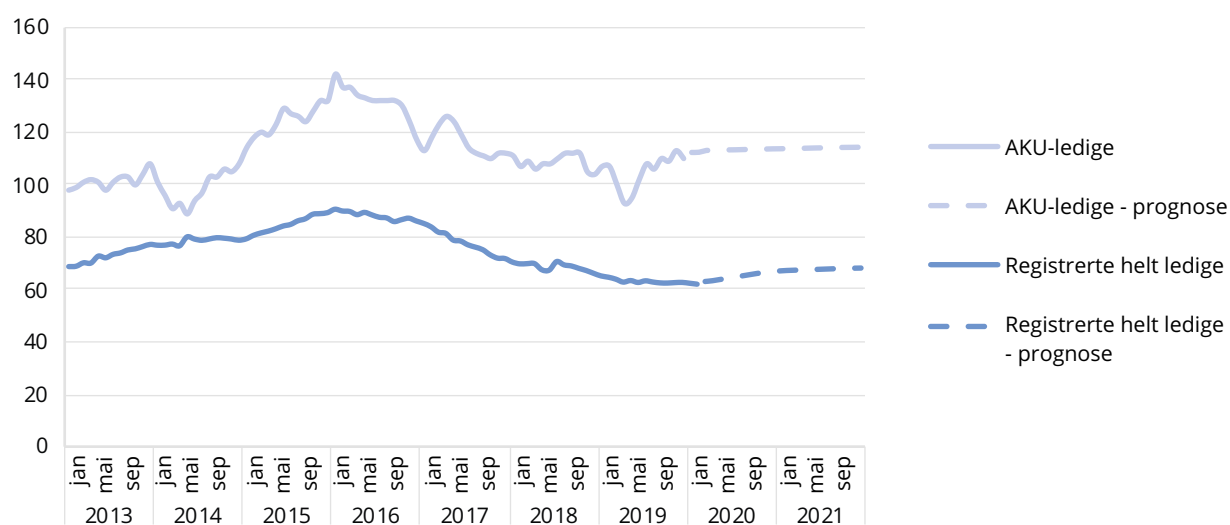
Ifølge sesongjusterte AKU-tall økte antall sysselsatte med 25 000 i løpet av fjoråret. Utviklingen var imidlertid ujevn, med omtrent ingen vekst i sysselsettingen i første halvår, fulgt av en kraftig oppgang i tredje kvartal og en nedgang i det fjerde. Trenden gjennom året var fortsatt økende, men sysselsettingen økte saktere enn i 2018. 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

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

Tabell 4. Befolkning i yrkesaktiv alder, arbeidsstyrken, sysselsatte og arbeidsledige ifølge AKU

	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Befolkning 15-74 år	3 798 000	3 850 000	3 896 000	3 935 000	3 966 000	3 993 000	4 015 000
Arbeidsstyrken	2 704 000	2 723 000	2 764 000	2 769 000	2 763 000	2 802 000	2 830 000
Sysselsatte	2 602 000	2 624 000	2 639 000	2 638 000	2 647 000	2 694 000	2 724 000
Yrkesdeltakelsen	71,2 %	70,7 %	71,0 %	70,4 %	69,7 %	70,2 %	70,5 %
AKU-arbeidsledige	102 000	98 000	125 000	131 000	117 000	108 000	106 000
Registrerte helt ledige (NAV)	69 719	75 254	80 561	83 813	74 235	65 547	63 451

Kilde: SSB og NAV

at veksten i sysselsettingen målt med AKU vil bli på 0,7 prosent i år og 0,5 prosent i 2021. Det betyr at antall sysselsatte vil øke med cirka 30 000 fram til utgangen av 2021.

Ifølge tall fra SSB var nettoinnvandringen i 2019 på 25 000. Dette er høyere enn i 2018, da den ble på 18 000 personer og var det laveste tallet på nettoinnvandring siden 2005. Denne økningen må sees i sammenheng med endringer i folkeregistreringen som medførte et kunstig lavt antall registrerte utvandring i 2019. Antall innvandring var i 2019 på 52 000, det samme som året før. Vi legger til grunn lavere nettoinnvandringen framover, 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. Fortsatt lav arbeidsledighet og høyere reallønninger vil på sin side bidra til at yrkesdeltakelsen blir noe høyere i år og neste år enn i 2019. Samlet anslår vi at antall personer i arbeidsstyrken vil øke i gjennomsnitt med 1,0 prosent i år og med 0,5 prosent i 2021.

AKU-ledigheten var i fjerde kvartal 2019 på 4,0 prosent av arbeidsstyrken ifølge sesongjusterte tall. Dette er 0,3 prosentpoeng høyere enn i tredje kvartal. Ifølge vår prognose vil den fortsette å øke noe fram mot 2021, da vi venter noe høyere vekst i arbeidsstyrken enn i sysselsettingen (figur 14). Som andel av arbeidsstyrken vil AKU-arbeidsledigheten holde seg stabil på 4,0 prosent i år og neste år ifølge våre beregninger. I løpet av 2019 sank antallet helt ledige med 3 300 personer og bruttoledigheten (summen av helt ledige og arbeidssøkere på tiltak) med 4 500 personer, ifølge

brudd- og sesongjusterte tall¹⁰. Nedgangen kom de første fire månedene i 2019, og den registrerte arbeidsledigheten holdt seg stabil resten av året. Antallet helt ledige og bruttoledigheten har gått litt ned i løpet av januar og februar, med henholdsvis 700 og 1 200, men var fortsatt på samme nivå som de siste seks månedene målt som andel av arbeidsstyrken. Andelen helt ledige har ligget på 2,2 prosent av arbeidsstyrken siden august i fjor, justert for sesongvariasjoner. Vi venter at antallet helt ledige vil øke resten av året og neste år. Blant annet venter vi en økning i antall permitteringer den nærmeste tiden som følge av koronautbruddet. Det foreligger ennå ikke tall på permitteringsvarsler til NAV i februar, men flere selskaper har den siste tiden annonsert driftsinnskrenkninger som følge av tiltak for å unngå spredning av koronaviruset. Vi anslår at det i gjennomsnitt vil være 64 000 helt ledige i år og 67 000 i 2021. Det innebærer en ledighet på 2,3 prosent av arbeidsstyrken i 2020 og på 2,4 prosent i 2021.

Næringsvise forskjeller

Vi venter at oljeinvesteringene øker videre i år, men at de går noe ned mot 2021. Ifølge våre beregninger vil det være innen utvinning av olje og gass og tilknyttede tjenester, samt industrinæringene som leverer til oljeindustrien der sysselsettingen øker mest fram til 2021. I andre deler av industrien, som produsentene av konsumvarer, venter vi en liten nedgang i sysselsettingen i løpet av de neste årene.

¹⁰ For nærmere forklaring om bruddet og øvrige endringer i statistikken, se kapittel 5 i Om statistikken - Arbeidssøkere - www.nav.no

I de private tjenestenæringene venter vi også høy vekst i sysselsettingen i år og neste år. Våre beregninger tyder også på vekst i sysselsettingen i offentlig sektor, som blant annet inkluderer sysselsatte innen undervisning og helse- og omsorgstjenester.

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 boliginvesteringer.

Sysselsettingen innen varehandel gikk ned i fjor, noe som kan sees i sammenheng med svak utvikling i varekonsumet. Vi venter at denne tendensen fortsetter i år og neste år, og at antall sysselsatte i varehandelen går videre ned fram til 2021.

Makromodellen KVARTS

NAV's prognose som presenteres er basert på modellsimuleringer vi har gjort med den makroøkonometriske modellen KVARTS. KVARTS er en modell for norsk økonomi utviklet av 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.

Det tekniske beregningsutvalget for inntektsoppgjørene (2020). *Grunnlaget for inntektsoppgjørene 2020*. Foreløpig rapport – Hovedrapport. Arbeids- og sosialdepartementet

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