2017-05-23

Virkninger på sysselsetting og inntektsfordeling av økt bruk av vilkår for sosialhjelp*

Øystein M. Hernæs

Institutt for samfunnsforskning
Frischsenteret

Prosjektet frembringer ny kunnskap om hvorvidt vilkår for sosialhjelp gir flere i arbeid og hvordan inntekten til sosialhjelpsmottakerne påvirkes. Temaet er særlig aktuelt i disse dager, i og med innføringen av obligatoriske aktivitetskrav ved utbetaling av sosialhjelp til personer under 30 år fra 2017.

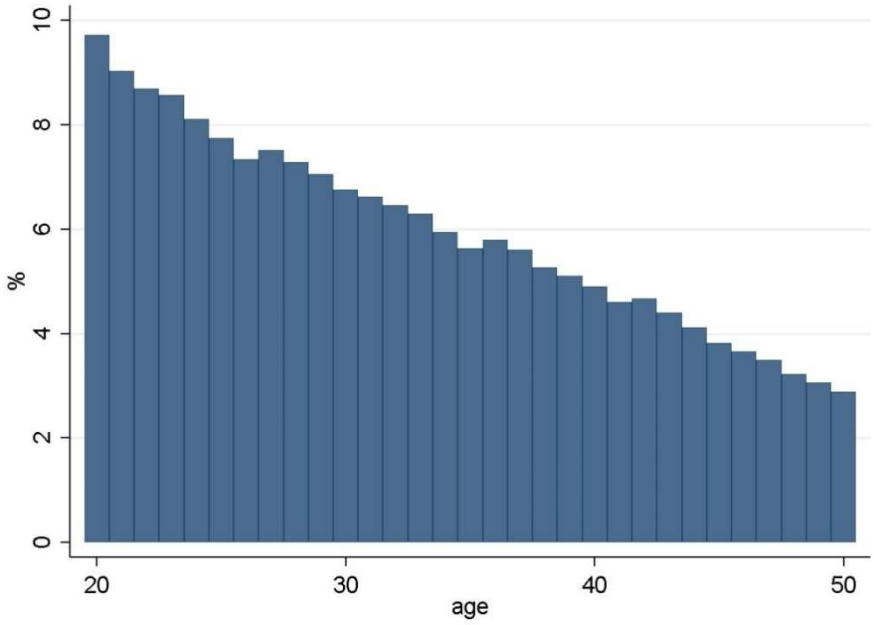
Abstract

Artikkelen evaluerer fordelingsvirkninger på lønn og inntekt av økt bruk av vilkår knyttet til arbeid eller annen aktivitet til unge sosialhjelpsmottakere. Jeg utnytter variasjon i praksis innen sosialkontor som kommer fra innføring av økt bruk av vilkår på forskjellig tidspunkt i forskjellige kommuner på 1990- og 2000-tallet. Jeg finner at praksisendringen reduserte andelen som mottar sosialhjelp med rundt et halvt prosentpoeng, økte sysselsettingsraten med rundt ett prosentpoeng, og hadde store, positive virkninger i den nedre delen av lønnsfordelingen og ingen virkninger i den øvre delen. Virkningen på samlet inntekt er også positiv, noe som betyr at økningen i lønnsinntekt mer enn kompenserte for nedgangen i sosialhjelpsutbetalinger som etterfulgte praksisendringen. Reduserte offentlige utgifter som følge av færre utbetalinger og en mindre saksmengde gjør praksisendringen svært kosntadseffektiv.

* Jeg vil takke Telemarksforskning-Bø for å ha delt data fra sin spørreundersøkelse og Pål Schøne for kommentarer til et tidligere utkast. Registerdata fra Statistisk sentralbyrå har vært essensielt for dette prosjektet. Prosjektet er finansiert med støtte fra NAVs FoU-program.
E-post: ohernaes@gmail.com.

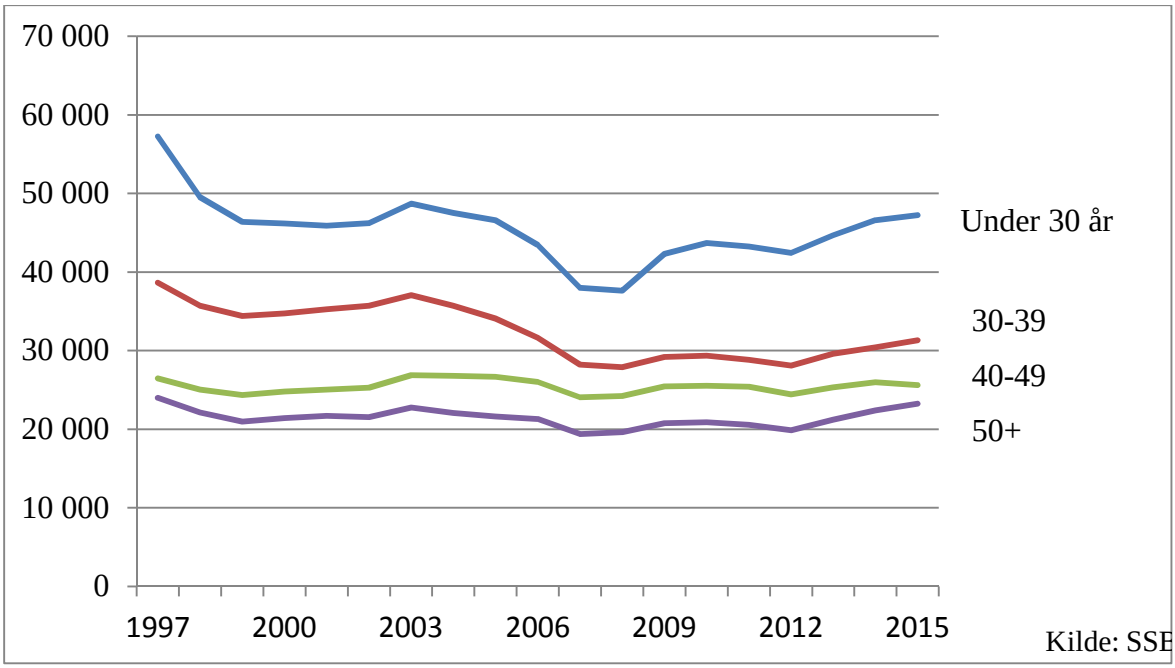
1 Introduksjon og sammendrag

Sosialhjelp er en grunnleggende ytelse i det norske velferdssamfunnet, på den måten at den som verken har inntekt eller opparbeidete trygderettigheter, fortsatt kan få sosialhjelp. Sosialhjelp er særlig viktig for unge, hovedsakelig av to grunner: Det er flere unge uten inntektshistorie, og dermed uten rett til f eks dagpenger. I tillegg er det en del trygdeytelser, spesielt dem som har med helse å gjøre, som uføretrygd, som det tar en viss tid å få innvilget. Derfor er mottak av sosialhjelp blant unge spesielt relevant å analysere. Figur 1a viser at andelen som mottok sosialhjelp i løpet av 1993, som er i begynnelsen av analyseperioden til denne artikkelen, var høyest for personer i begynnelsen av 20-årene, og avtar med alder. Dette mønsteret er svært stabilt over tid og er det samme i dag. For den aldersgruppa jeg fokuserer på i dette prosjektet, 26-31-åringer, mottok rundt 7 % sosialhjelp i løpet av 1993.



Figur 1a. Andel som mottar sosialhjelp etter alder, 1993.

Det er alltid en del personer som mottar sosialhjelp, men det er også sånn at hvor mange henger sterkt sammen med mulighetene i arbeidsmarkedet, se Figur 1b. I nedgangstider med høy ledighet er det flere, i oppgangstider færre. Videre, et generelt poeng som er viktig å ha i bakhodet er at «Systemet»/NAV-kontoret har to til tider delvis motstridende og krevende roller: Den som ikke kan sørge for eget livsopphold skal hjelpes, det er begrunnelsen for sosialhjelpen i utgangspunktet; men systemet skal også være en portvokter, som sikrer at det er de riktige personene som får delta i ordningen, og at den ikke misbrukes.



Figur 1b. Antall sosialhjelpsmottakere over tid.

Bakteppet for denne studien var debatten som har foregått noen år rundt innføring av aktivitetsplikt for mottakere av sosialhjelp. Stortinget vedtok i 2015 lovfestet aktivitetsplikt for mottakere av sosialhjelp. Deretter fulgte en periode med diskusjon om hvilke merutgifter dette ville medføre, før det i budsjettet for 2017 ble bevilget midler til innføring av aktivitetsplikt for sosialhjelpsmottakere under 30 år, som så ble iverksatt fra 1. januar 2017.

Et spørsmål mange stiller seg, er om det å sette vilkår for sosialhjelp gir økt sysselsetting og inntekt, eller om det bare gjør bare livet vanskeligere for personer som allerede sliter.

Det finnes en stor internasjonal litteratur som viser at ulike former for veiledning og krav reduserer både antall ytelsesmottakere og varigheten av ytelsesmottak, i tillegg til ofte å gi økt jobbsannsynlighet (Blank (2002), Moffitt (2007), Røed (2012)). I norsk sammenheng har Markussen og Røed (2016) funnet at Kvalifiseringsprogrammet økte deltakernes jobbsannsynlighet, men at virkningen på total inntekt var liten.

Siden tidlig på 2000-tallet har det vært en økning i bruken av vilkår for sosialhjelp hos de kommunale sosialkontorene (Brandtzæg m. fl., 2006; Proba, 2013). Slike vilkår kan ta mange ulike former – de kan dreie seg om så forskjellige ting som å møte til veiledningstimer og å være aktiv jobbsøker, salg eller bytte av dyre eiendeler, og deltakelse i tiltak eller aktiveringsprogrammer. På tross av at mottakere av sosialhjelp ofte er brukere av og i målgruppen for flere av NAVs områder er det lite forskning om virkningen av vilkår knyttet eksplisitt til sosialhjelp. Imidlertid finnes et nylig unntak: Hernæs m.fl. (2016) ser på

virkningen av økt bruk av vilkår på sosialhjelpsmottak og fullføringsgrad på videregående skole blant 21-åringer i perioden 1993-2010. De finner at økt bruk av vilkår gir færre mottakere av sosialhjelp og flere som fullfører videregående skole innen 21 års alder.

Dette prosjektet anvender som Hernæs m.fl. (2016) data over økt bruk av vilkår for sosialhjelp, men ser på virkningen på alle sosialhjelpsmottakere rundt 30 år, som altså er dem som omfattes av den nylig innførte aktivitetsplikten, ikke bare unge. Og der Hernæs m.fl. (2016) fokuserte på fullføring av videregående skole, som først og fremst er et viktig utfall for de yngste voksne, analyserer jeg sysselsettingsstatus og lønnsinntekt.

Når det gjelder data over bruk av vilkår benytter jeg et allerede foreliggende datasett utarbeidet av Telemarksforskning-Bø. Dette datasettet lå til grunn for analysen i Hernæs m.fl. (2016), og er basert på en spørreundersøkelse til alle landets sosialkontorer foretatt i 2005. I spørreundersøkelsen ble det stilt en rekke spørsmål om kontorets bruk av vilkår for sosialhjelp, blant annet om det hadde vært noen endring i praksis rundt slike vilkår. De aller fleste kontorene som besvarte undersøkelsen rapporterte at de hadde økt eller holdt uendret bruken av slike vilkår i den siste 10-årsperioden. Ved bruk av registerdata analyserer jeg virkningen på sosialhjelpsmottak, sysselsetting og inntekt av at sosialkontorene øker sin bruk av vilkår for sosialhjelp. Registrene som benyttes dekker hele befolkningen over en lang tidsperiode, noe som sikrer representativitet og presisjon i analysen. Rikdommen i dataene gjør det mulig å analysere ulike inntektsmål, som lønn, overføringer og samlet inntekt, og er viktig i analysen av fordelingsvirkninger.

Et sentralt poeng er å bruke paneldimensjonen av dataene, og ikke basere seg kun på tverrsnitt. Dette er viktig fordi det er mulig at det ikke er tilfeldig hvilke kommuner som bruker vilkår. For eksempel kan graden av vilkårsbruk henge sammen med befolkningssammensetningen i kommunen eller institusjonelle faktorer i arbeidsmarkedet eller på sosialområdet. Derfor analyserer jeg hva som skjer innad i en kommune når sosialkontoret øker sin bruk av vilkår, dvs. at jeg sammenlikner kommunen før og etter økt bruk av vilkår. Denne utviklingen sammenliknes i tillegg med utviklingen i kommuner som ikke endrer sin bruk av vilkår i den samme perioden. Kommunene med uendret bruk av vilkår fungerer dermed som kontrollgruppe. Samlet blir dette en såkalt «difference-in-differences» (DiD)-analyse, der utviklingen i en kommune ses i sammenheng med både situasjonen i kommunen før økt bruk av vilkår, og utviklingen i andre kommuner. Ved denne metoden analyserer jeg gjennomsnittsendringer sosialhjelpsmottak, sysselsetting og inntekt i kommunen som følge av at sosialkontoret endrer praksis og øker sin bruk av vilkår. Jeg finner at andelen som mottok

sosialhjelp gikk ned med nærmere et halvt prosentpoeng, sysselsettingsraten økte med rundt ett prosentpoeng og at lønnsinntekter gikk noe opp. Felles for disse gjennomsnittsvirkningene er at de er relativt små og til dels svært upresise. Det skyldes at det kun er en liten andel av befolkningen som påvirkes. En viktig del av prosjektet er dermed å se på fordelingsvirkninger, gjennom hvordan lønns- og inntektsfordelingen påvirkes.

Fordelingsvirkninger er interessante i seg selv, i tillegg er de spesielt relevante her, siden det er svært mange i en kommune som ikke påvirkes av sosialkontorets praksis, og estimerte gjennomsnittsvirkninger blir da lite representative. Analysen av fordelingsvirkninger er basert på en metode kalt «unconditional quantile regression» utviklet av Firpo m.fl. (2009). Med denne metoden er det mulig å bevare de relevante kontrollvariablene i analysen samtidig som man kan komme fram til tolkbare resultater for hele fordelingen av utfallsvariable, i dette tilfellet lønn og inntekt. Denne nye metoden har foreløpig ikke veldig mange anvendelser, men har blitt brukt på norske data én gang tidligere, av Havnes og Mogstad (2014). Havnes og Mogstad (2014) analyserte virkninger av barnehageutbyggingen på 1970-tallet, og fant at barnehager hadde positiv virkning i nederste og midterste del av lønnsfordelingen, og noe negativ virkning i øverste del. Jeg analyserer også virkningen på lønnsfordelingen, men finner et noe annet mønster: Økt bruk av vilkår har positive virkninger nederst i lønnsfordelingen, drevet av at flere kommer i arbeid, og små eller ingen virkninger lenger opp i fordelingen, da sosialkontorets praksis ikke er relevant for høytlønte.

Jeg finner økt sysselsetting på rundt ett prosentpoeng, betydelige positive virkninger i den nedre delen av lønnsfordelingen, opp til rundt 9000 kroner per år, og som forventet ingen effekter i den øvre delen. Tilleggsanalyser tyder på at disse resultatene er drevet av kvinner. Videre finner jeg at selv om sosialhjelpsutbetalinger reduseres, er virkningene på samlet inntekt positive, noe som tyder på at personene som var påvirket var i stand til å finne arbeid som gjorde dem finansielt bedre stilt. På kommunenivå ser det ut til at redusert saksmengde fra endringene mer enn kompenserte for økt arbeidsmengde for hver enkelt sak, hvilket gjør endringene kostnadseffektive.

Etter et avsnitt som setter artikkelen i sammenheng med internasjonal forskningslitteratur er resten av artikkelen er organisert som følger: Seksjon 2 beskriver den institusjonelle settingen og endringene i vilkår for sosialhjelp, seksjon 3 presenterer den empiriske strategien, og seksjon 4 inneholder resultater og diskusjon.

Relasjon til internasjonal litteratur

Denne artikkelen knytter seg til den store mengden av forskning som har vært foretatt på reformen av det amerikanske kontantbaserte velferdsprogrammet for enslige mødre («welfare») i 1996, se Blank (2002), Grogger and Karoly (2005), og Moffitt (2007) for oversikter. Reformen reduserte mottak av welfare og hadde positive gjennomsnittsvirkninger på sysselsetting, lønn og inntekt, og reduserte fattigdom. På disse målene var reformen med andre ord en suksess. Særlig relevant er de bidragene som evaluerte fordelingsvirkninger og var del av debatten om hvorvidt inntekt og/eller konsum falt for noen mottakere selv om gjennomsnittsvirkningen var positiv (Blank og Schoeni, 2003; Bitler m.fl., 2006; Meyer og Sullivan, 2008), et tema også tatt opp i en norsk kontekst (Mogstad and Pronzato, 2012).

Den amerikanske reformen fokuserte på enslige mødre som mottok kontantytelser, så det er hovedsakelig der forskningsagendaen har vært. Som en konsekvens av dette har personer dekket av andre trygdeordninger fått lite oppmerksomhet. Jeg analyserer en ordning mer lik de største amerikanske ordningene sett under ett, som i Currie (2006), hvor alle i prinsippet kan få støtte. I tillegg påvirker sosialforsikringsordninger både dem som faktisk mottar støtte og en videre gruppe med bare en potensiell forbindelse til velferdssystemet, men som allikevel kan påvirkes gjennom en «trusselvirkning» som diskutert av Black m.fl. (2003). For å fange opp virkningene på begge disse gruppene i tillegg til spill-over-virkninger fokuserer jeg på virkningen på alle (i alderen 26-31) bosatt i treatmentområdene.

I evalueringer av reformer i det amerikanske velferdssystemet har ofte vært vanskelig å skille fra hverandre virkningene av ulike reformkomponenter, ettersom mange endringer ofte har blitt foretatt samtidig (Blank, 2002). Selv om endringene jeg studerer også involverte flere forskjellige komponenter kan jeg i stor grad komme rundt dette problemet, siden hovedvirkemiddelet for yngre mottakere var vilkår knyttet til aktivitet og arbeid. På dette punktet knytter artikkelen seg til litteraturen om aktive arbeidsmarkedspolitikk, se Card m.fl. (2010, 2015) for oversikter, og om evalueringer av «welfare-to-work»-tiltak. Dyke m.fl. (2006) finner at intensiv jobbtrening er mer effektivt enn arbeid-først-tiltak i å øke lønnsinntektene til kvinner som mottar welfare i Missouri og North Carolina. På samme måte finner Hotz m.fl. (2006) at jobbtrening øker lønn og sysselsetting mer i det lengre løp enn en arbeid-først-tiltak for husholdninger med welfare i California, mens det motsatte er tilfellet på kort sikt.

Autor m.fl. (2017) studerer virkningen på lønnsfordelingen av et welfare-to-work-tiltak i Detroit. De finner at umiddelbare ansettelser har liten virkning nederst i fordelingen og betydelige positive virkninger i den øvre delen, og at midlertidig ansettelser også har liten virkning i den nedre delen, men negative i den øvre delen. Her er det viktig å merke seg at resultatene referer til lønnsfordelingen for tiltaksdeltakere, stort sett svarte kvinner, ikke hele befolkningen.

2 Endringer i bruk av vilkår for sosialhjelp i Norge

I de fleste norske sosialforsikringsordninger, som dagpenger ved arbeidsledighet, kan man bare motta ytelser hvis man har opparbeidet rett til det gjennom tidligere arbeidsinntekt eller har gått gjennom en lengre byråkratisk prosess. Personer som ikke dekkes av disse ordningene, men som ikke er i stand til å forsørge seg selv, har rett til behovsprøvd sosialhjelp fra sitt lokale sosialkontor for å dekke grunnleggende behov som mat, bolig, etc. Sosialkontorene har tradisjonelt hatt stor grad av autonomi når det gjelder praksis rundt sosialhjelp. Ett viktig aspekt har vært vilkår sosialhjelpsmottakeren må oppfylle for å få utbetalt ytelsen, særlig knyttet til deltakelse i arbeids/aktivitetsprogrammer. På dette punktet har velferdssystemet i Norge hatt mer til felles med det amerikanske systemet enn med systemer andre steder i Europa (Gubrium m.fl., 2014).

Det har pågått en diskusjon i Norge om hvorvidt deler av velferdssystemet skulle vært strengere, og på slutten av 1990-tallet og begynnelsen av 2000-tallet økte mange sosialkontor sine bruk av vilkår for sosialhjelp. For å få en oversikt over variasjonen i praksis rundt om i landet fikk Telemarksforskning-Bø på vegene av Helsedirektoratet i 2005 i oppgave å skrive en rapport om det norske systemet for behovsprøvd sosialhjelp (Brandtzæg m.fl., 2006). Som en del av dette arbeidet sendte de en spørreundersøkelse til landets 470 sosialkontor. I denne studien bruker jeg informasjon fra den delen av undersøkelsen som omhandlet endringer i kontorets bruk av vilkår for sosialhjelp i perioden 1994-2004.

Tabell 1 viser typene av vilkår anvendt av sosialkontorene og antallet kontor som rapporterte økt bruk av hver enkelt type vilkår. Fem vilkår er knyttet til aktivitet eller arbeid, tre angår den privatøkonomiske situasjonen til mottakeren, og ett er helserelatert.

Tabell 1. Typer av vilkår og antall kontor med økt bruk.

Arbeid og aktivitet	Antall kontor	Andel av kontor med økt bruk
Kvalifiserings- eller kompetansehevende tiltak	26	0,60
Arbeid for sosialhjelp: Vilkår om å delta i arbeid organisert av kommunen eller andre.	15	0,35
Registrere seg hos Aetat.	25	0,58
Møte til veiledningssamtale	26	0,60
La seg vurdere av yrkesveileder	10	0,23
Minst ett vilkår knyttet til arbeid og aktivitet	41	0,95
Privatøkonomi		
Dokumentere utgifter	29	0,67
Disponere stønaden på bestemte møter	17	0,40
Flytte til billigere bolig	16	0,37
Minst ett privatøkonomisk vilkår	34	0,79
Helse		
Helseutredning	14	0,33
Totalt antall vilkår endret	175	
Totalt antall kontor med økt bruk	43	

I evalueringer av reformer i det amerikanske velferdssystemet har ofte vært vanskelig å skille fra hverandre virkningene av ulike reformkomponenter, ettersom mange endringer ofte har blitt foretatt samtidig (Blank, 2002). Til en viss grad er samme utfordring til stede her, imidlertid innehold rapporten også informasjon om hvilke grupper vilkår ble brukt overfor, i tillegg til kvalitativ informasjon fra intervjuer med saksbehandlere og sosialledere. Unge sosialhjelpsmottakere var den gruppen som møtte klart mest bruk av vilkår – 97 % av respondentene svarte at de «ofte» brukte vilkår for sosialhjelp når det gjaldt denne gruppen. Kontorene understrekte også at de gjorde en innsats for å unngå passive ordninger for unge, og at vilkår for denne gruppen typisk innebar en form for aktivitet, gjennom arbeid eller deltakelse på kurs eller utdanning. Selv om mange kontor også økte sin bruk av andre vilkår, var altså vilkår knyttet til arbeid og aktivitet det viktigste når det kom til unge mottakere. Dette er også bekreftet av en kvalitativ studie av fire kommuner som mer nylig innførte reformer, som alle involverte krav til unge mottakere om fysisk å møte opp flere ganger ukentlig, med sanksjoner ved fravær (Dahl and Lima, 2016).

Endringene jeg ser på var også enklere enn mange andre reformer, siden det ikke var noen endringer i størrelser som skatterater, minstefradrag, tidsgrenser, inntektsgrenser eller

stønadsnivå. En umiddelbar prediksjon er at sosialhjelpsutbetalinger reduseres, ettersom det er en klar innstramming av praksis. Når det gjelder lønn er det mulig at det å tilfredsstille vilkårene kan ta tid fra annet arbeid eller arbeidssøking, men ettersom det står tydelig i loven at disse vilkårene ikke skal være uforholdsmessig byrdefulle eller urimelige,[1] er det usannsynlig at slike tilfeller vil dominere. På den andre siden, lavere sosialhjelpsutbetalinger, høyere praktisk kostnad forbundet med å få utbetalt sosialhjelp, og relevant arbeidserfaring og kursing vil alle virke for økt sysselsetting og arbeidsinntekt. Totalt sett burde derfor lønnsinntekter øke for personer som er utsatt for praksisendringen. Til slutt, forventning om virkningen på samlet inntekt er tvetydig, ettersom det er vanskelig å si i hvilken grad økt arbeidsinntekt vil kompensere for bortfall av sosialhjelp.

Tabell 2 lister opp typer av svar til spørreundersøkelsen. Av de 470 kontorene var det 223 som ikke svarte. I stor grad dreide dette seg om relativt små kommuner. 33 ses bort fra på grunn av manglende eller inkonsistent informasjon om når praksis endret seg, og 7 på grunn av manglende forbindelse mellom individer og kontor grunnet flere kontor i de største byene. Det var en tydelig bevegelse mot mer bruk av vilkår – 43 av kontorene rapporterte økt bruk av minst én type vilkår uten å redusere bruken av noen. Kun 6 kontor rapporterte en blanding av mer og mindre bruk. For å ha en klar sammenlikning mellom kontor som økte sin bruk av vilkår kontra kontor som holdt praksis uendret, ser jeg også bort fra de 6 kontorene med en tvetydig praksisendring. Det gir til slutt 201 kontorer i det endelige utvalget. I denne rapporten bruker jeg bare informasjon om personer som bor i områder dekket av disse 201 kontorene, hvilket til sammen utgjør rundt 60 % av befolkningen i Norge.

De 43 kontorene med en utvetydig endring til økt bruk av vilkår utgjør treatmentgruppen. Treatmentvariabelen er en dummyvariabel som for et gitt kontor permanent endres fra 0 til 1 når kontoret endrer sin praksis.

[1] Lov om sosiale tjenester i arbeids- og velferdsforvaltningen (Sosialtjenesteloven), § 20.

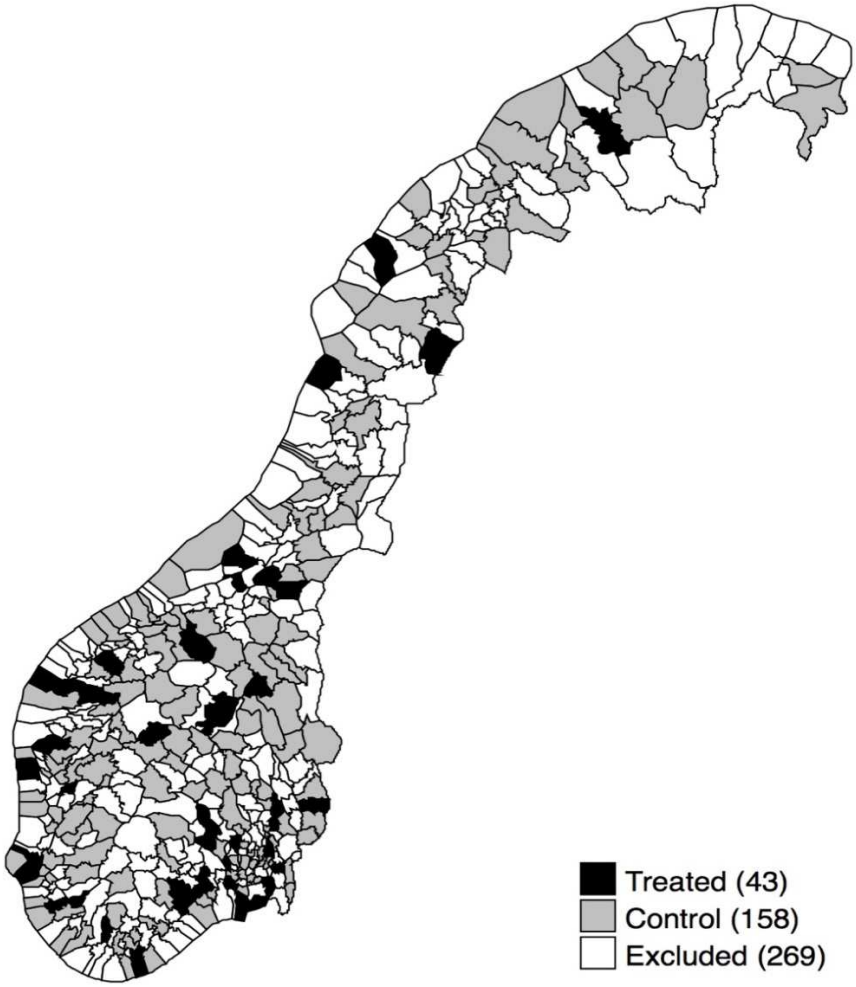
Tabell 2: Utvalgsrestriksjoner – spørreundersøkelsesdata

Antall sosialkontor i Norge	470
- Kontor uten svar	-223
= Kontor med svar	247
- Manglende tidsinformasjon	-32
- Kan ikke koble kontor med individ	-7
- Tvetydig praksisendring	-6
- Inkonsistent informasjon	-1
= Endelig utvalg	201
… av hvilket:	
Treatment	43
Kontroll	158

Resten av data kommer fra administrative registre som dekker hele den norske befolkning. Jeg fokuserer på personer i alderen 26-31 for å analysere personer som den obligatoriske aktivitetsplikten fra 2017 vil være relevant for (under 30 år), men samtidig unngå komplikasjoner knyttet til når utdanning tas.[2] Analyseperioden er 1993-2007.

Figur 2 viser et kart over treatment-, kontroll-, og utelatte sosialkontor. Både treatment- og kontrollområder er spredt utover landet. I tabell 3 kan vi se at de tre gruppene også er ganske like når det gjelder brede, observerbare sosioøkonomiske trekk. For analyseutvalget, som består av bare treatment- og kontrollgruppene, er det et 1-1-forhold mellom sosialkontorområde og kommune. Treatmentkommunene er i gjennomsnitt noe større enn kontrollkommunene. Når det gjelder andre karakteristika er forskjellene små, og utviklingen i tid er også lik, med ett unntak: Andelen som mottar sosialhjelp, som sank mye mer i treatmentgruppen enn i kontrollgruppen. 1993 og 2007 er det første og siste året av analyseperioden.

[2] Virkningen av de samme endringene på fullføring av videregående skole hos yngre sosialhjelpsmottakere (21-åringer) har blitt analysert i Hernæs m.fl. (2016).



Figur 2. Treatment- og kontrollkommuner

Tabell 3: Kommunekjennetegn i utelatte, kontroll- og treatmentkommuner

	Utelatte (n= 178)		Kontroll (n=158)		Treatment (n=43)	
	1993	2007	1993	2007	1993	2007
Innbyggere	11,674	13,058	7,207	7,732	10,392	11,554
Sysselsettingsrate	0,66	0,72	0,67	0,72	0,65	0,72
Gjennomsnittsinntekt (1,000 €)	382	410	364	391	355	382
Arbeidsledighetsrate	0,044	0,015	0,040	0,014	0,046	0,014
Andel med høyere utdanning	0,23	0,32	0,18	0,26	0,17	0,24
Andel med minst videregående skole	0,47	0,63	0,42	0,60	0,41	0,59
Andel sosialhjelpsmottakere	0,027	0,017	0,021	0,015	0,027	0,016
Andel uføretrygdede	0,085	0,085	0,087	0,093	0,090	0,096
Andel innvandrere	0,11	0,19	0,07	0,12	0,09	0,15
Andel av befolkningen i arbeidsfør alder	0,59	0,60	0,59	0,58	0,59	0,58

Note: Alle variable er basert på aldersgruppen 18-61 med mindre annet er spesifisert. Gjennomsnittsverdier er vektet med befolkningsstørrelse. Inntektsnivåer er årlig, oppjustert til 2015-nivå ved hjelp av grunnbeløpet i folketrygden (tilnærmet lik gjennomsnittlig lønnsvekst).

3 Empirisk strategi

3.1 Identifikasjon og gjennomsnittsvirkninger

Jeg sammenlikner utfall for individer målt før og etter økt bruk av vilkår. I kjernen av den empiriske strategien er en lineær forskjell-i-forskjeller-modell (likning (1)). y_{it} betegner utfallet av interesse for person *i* målt i år *t*, primært mottak av sosialhjelp i løpet av året, sysselsetting eller årlig inntekt. Faste kommuneeffekter γ_o fanger opp alle faktorer som er faste på kontornivået, som lokale helse- eller arbeiderforhold, mens faste tidseffekter δ_t fanger opp tidsvarierende faktorer som er felles på tvers av kommuner, som aggregerte konjunkturbevegelser eller andre tidstrender. Faste tidseffekter er essensielt, ettersom sosialkontoret spiller en viktig rolle i det sosiale sikkerhetsnettet som beskytter mot fattigdom i økonomiske nedgangstider. Treatmentdummyen T_{ot} starter som 0 for alle kontorer, før den for et gitt kontor endres til 1 når kontoret øker sin bruk av vilkår for sosialhjelp. Som diskutert ovenfor indikerer treatmentdummyen en praksisendring bestående av en kombinasjon av mer bruk av aktivering og en antakelig høyere grad av oppfølging enn det som var tilfellet tidligere. Siden timingen av endringene innen endringsårene ikke er kjent, utelater jeg observasjoner fra endringsåret fra treatmentkommunene.

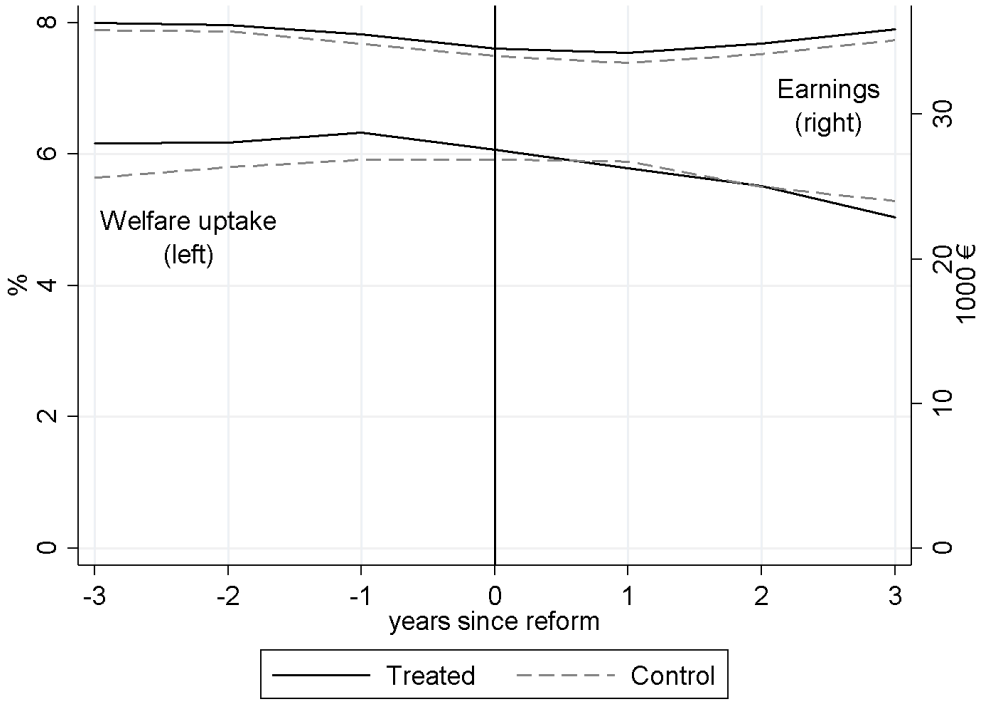
$$y_{it} = \beta\, T_{ot} + \gamma_o + \delta_t + \varepsilon_o \tag{1}$$

Likning (1) og utvidete versjoner av denne vil bli brukt først som en standard forskjell-i-forskjellermodell (DiD) til å estimere gjennomsnittseffekter på mottak av sosialhjelp, sysselsetting og lønn, og senere som en nøkkelingrediens i analysen av fordelingsvirkninger, forklart i seksjon 3.2. Standardfeil clustres på kommunenivå.

Sosialhjelpspolitikk påvirker både dem som fakisk mottar sosialhjelp og en større populasjon som bare har en potensiell forbindelse til sosialkontoret. For å fange opp virkninger på begge disse gruppene, i tillegg til spill-over-virkninger, fokuserer jeg på redusert form-effekter på alle som er bosatt i treatmentområdene, i aldersgruppen 26-30 år. Det hadde vært interessant å skille effekten på mottakere som blir direkte eksponert for vilkår fra den bredere «regimeeffekten» (Arni m.fl., 2015), men dette er ikke gjennomførbart da jeg ikke observerer treatment på individnivå, dvs. hvilke vilkår enkeltpersoner faktisk møter.

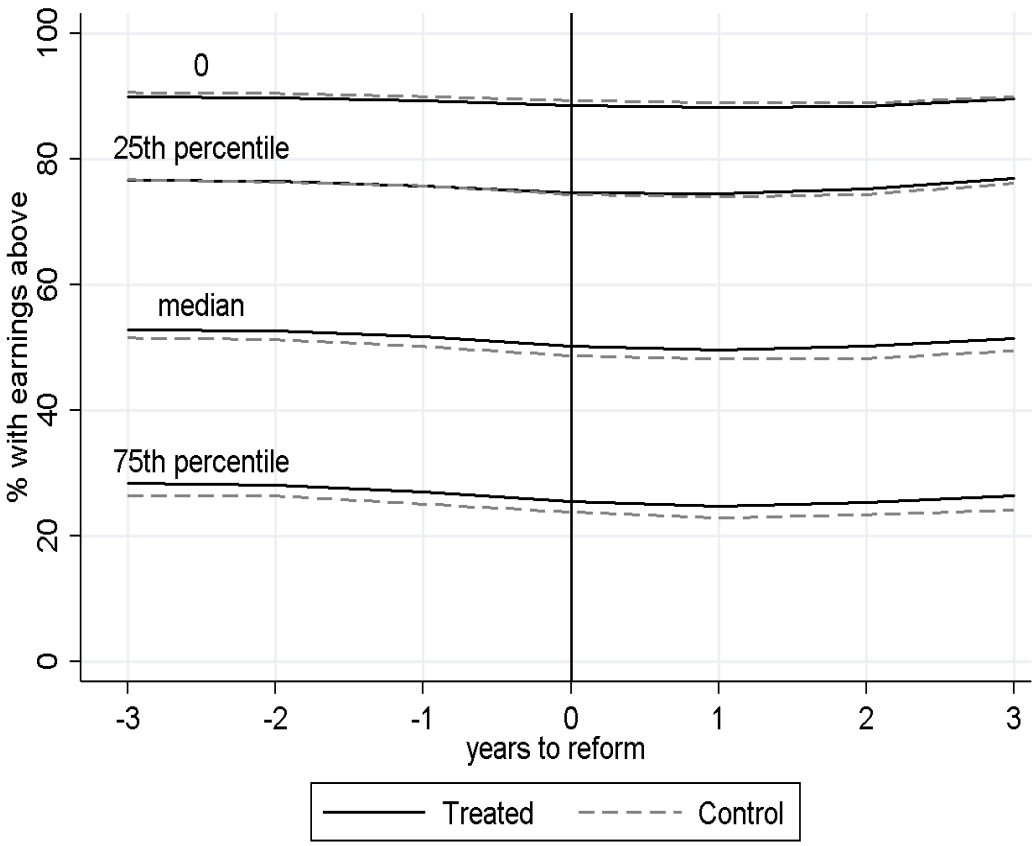
I enhver DiD-analyse er det essensielt å undersøke tidstrender før innføring av treatment. Figur 3 viser gjennomsnittlig sosialhjelpsmottak (venstre akse) og lønnsinntekt (høyre akse) for estimeringsutvalget, sentrert på endringsåret. For å gjøre frekvensen av kalenderår den

samme for både treatment- og kontrollgruppen er kontrollobservasjoner tilfeldig allokert til et endringsår. Siden de siste endringene fant sted i 2004 er tre år den maksimale perioden vi kan følge et balansert utvalg etterpå.



Figur 3 Trender i sosialhjelpsmottak og lønn (årlig), treatment- vs. kontrollgruppe.
Note: Estimeringsutvalg. Sosialhjelpsmottak er mottak av sosialhjelp minst én gang i løpet av året. For å gjøre frekvensen av kalenderår den samme for både treatment- og kontrollgruppen er kontrollobservasjoner tilfeldig allokert til et endringsår.

Ratene for mottak av sosialhjelp er parallelle i årene før praksisendring, da raten i treatmentgruppen begynner å synke. I årene etter er det en liten reduksjon også i kontrollgruppen, men mindre enn i treatmentgruppen. For lønn er mønsteret det motsatte, men så vidt synlig. Det er ikke overraskende at virkningen på lønn ser så liten ut – sosialhjelpspraksis påvirker bare en undergruppe av befolkningen, særlig lavtlønte. Det er dette som motiverer undersøkelsen av fordelingsvirkninger. Som et frampek til den analysen viser Figur 4 samme type tidstrender, nå for fire forskjellige lønnsgrenser. På toppen er andelen personer med lønn større enn 0, ganske stabil rundt 90 %, så følger andelen som tjener over 25., 50., og 75. persentil. Økt vilkårsbruk skal påvirke bare personer med relativt lavt lønnspotensiale, så det er betryggende at for bare 0-grensen og den 25. persentilen ser det ut til at trendlinjene for treatmentgruppen avviker etter endringen.



Figur 4 Trender andel med lønn over fire grenser, treatment- vs. kontrollgruppe.
Note: Estimeringsutvalg. Årlig inntekt. For å gjøre frekvensen av kalenderår den samme for både treatment- og kontrollgruppen er kontrollobservasjoner tilfeldig allokert til et endringsår.

3.2 Økonometrisk modell for fordelingsanalyse

Jeg implementerer "unconditional quantile regressions" (UQR) (Firpo m.fl., 2009). Denne metoden gjør det mulig å evaluere virkningen av en politikkendring på hver ubetingede kvantil av lønnsfordelingen. Dette kan ses i kontrast til å estimere virkninger på hver kvantil betingen på kontrollvariablene, som er hva konvensjonell kvantilregresjon gjør. I praksis definerer jeg en rekke lønnsgrenser som svarer til spesifiserte kvantiler av den empiriske lønnsfordelingen, og så for hver slik grense estimeres virkningen av politikkendringen på å være over denne grensen ved hjelp av den lineær sannsynlighetsmodellen (som inkluderer kommune- og tids-faste effekter) spesifisert i likning (1). For å komme videre til kvantileffektene er estimatene (lokalt) invertert ved hjelp av et "kernel density"-estimat av hellningen til den kumulative tetthetsfunksjonen til lønnsfordelingen på hver spesifiserte kvantil. Standardfeil er bootstrappet med 200 replikasjoner og clusteret på kommunenivå. For ytterligere detaljer om metoden, se Firpo m.fl. (2009).

4 Resultater

4.1 Gjennomsnittsvirkninger

Tabell 4a viser estimerte gjennomsnittseffekter av økt bruk av vilkår på sosialhjelpsmottak og tre inntektsbeløp. Første kolonne viser at økt bruk av vilkår reduserte mottak av sosialhjelp med 0,4 prosentpoeng. Dette kan høres lite ut, men utgjør ca. 7 prosent av gjennomsnittsnivået i utvalget, som er på 6 prosent. Den estimerte gjennomsnittsvirkningen på lønn er positiv. Til slutt kan vi se at selv om virkningen på skattefrie overføringer, som inkluderer sosialhjelp, er negativ, så er punktestimatet for samlet inntekt positiv, hvilket tyder på at folk i gjennomsnitt ikke tapte penger på innstrammingen.

Imidlertid er gjennomsnittsvirkningene er både gjennomgående lave i absolutt forstand og estimert med betydelig usikkerhet. Det skyldes at det kun er en liten andel av befolkningen som påvirkes. De som utgjør denne gruppa er først og fremst de rundt 6 prosent som mottar sosialhjelp og allerede er i kontakt med sosialkontoret. I tillegg vil det være en del i randsonen som sosialkontorets praksis også er relevant for, men til sammen utgjør de som påvirkes neppe mer enn 10 prosent av den totale befolkningen. Hvis vi tenker oss at de estimerte beløpene skal fordeles på disse 10 prosentene, framstår virkningene straks større.

Det faktum at det kun er personer med relativt lavt lønnspotensiale på kort sikt som er påvirket, gjør det interessant å gå bak gjennomsnittsvirkningen, og se på virkningen på lønnsfordelingen. Det er sannsynlig at den relativt lille gjennomsnittsvirkningen skjuler høyere lønn blant lavtlønte og ingen endring hos høytlønte.

Tabell 4a. Estimerte gjennomsnittsvirkninger av økt bruk av vilkår på sosialhjelp, lønn, skattefrie overføringer, samlet inntekt (standardfeil i parentes).

	Sosialhjelp, %	Lønn, NOK	Overføringer, NOK	Samlet inntekt, NOK
Vilkår	-0,41* (0,24)	4 119 (2 721)	-158 (367)	2 313 (2 949)
Kommune-faste effekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Års-faste effekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Sosioøkonomiske kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja
Gjennomsnitt	6 %	315 000	26 000	394 000
Observasjoner	1 938 006	1 938 006	1 938 006	1 938 006

Note: Sosialhjelpsmottak er målt som en dummyvariabel. Sosioøkonomiske kontrollvariabler inkluderer andel av befolkningen med høyere utdanning, andel innvandrere, andel i arbeidsfør alder. Standardfeil er clustret på de 201 kommunene i utvalget. *(**)(***) indikerer statistisk signifikans på 10(5)(1) prosentnivå.

Tabell 4b viser virkninger på sysselsetting. For å få et mål som er presist og konsistent over tid definerer jeg sysselsetting gjennom lønnsinntekt. Jeg anvender tre beløpsgrenser: 0, 1G, og 2G. Fra første kolonne kan vi se at det var en svak økning i andelen med positiv lønnsinntekt, estimert med stor grad av usikkerhet. I og med at nesten 90 prosent har lønnsinntekter i utgangspunktet er det her relativt lite rom for økning. Andelene med lønn minst 1G eller 2G økte med om lag ett prosentpoeng. Det vil si at én prosent mer av befolkningen (i kommunen) tjener over disse grensene etter innføringen av økt bruk av vilkår. Forskjellen i punktestimatene for noe lønn i det hele tatt og grensene på 1G og 2G, der de sistnevnte er mer enn dobbelt så store, tyder på at mange som allerede hadde arbeid fikk økt sine lønnsinntekter noe. På bakgrunn av at 6-10 prosent av utvalget kan tenkes å påvirkes er ett prosentpoeng fornuftig størrelsesorden.

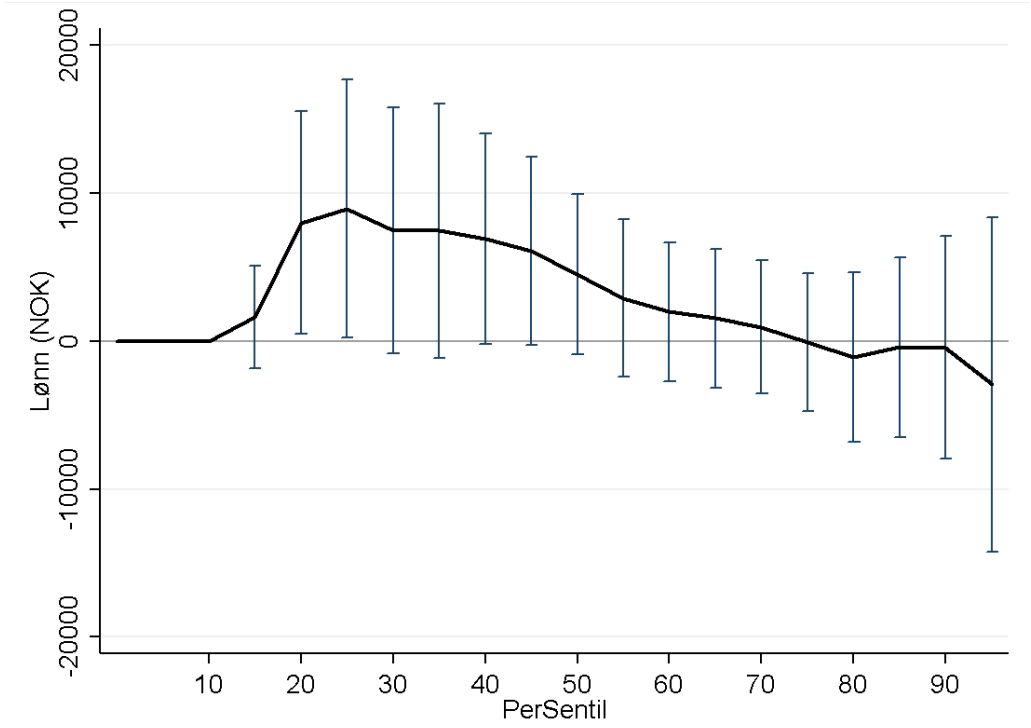
Tabell 4b. Estimerte gjennomsnittsvirkninger av økt bruk av vilkår på sysselsetting (standardfeil i parentes).

	Lønn > 0, %	Lønn > 1G, %	Lønn > 2G, %
Vilkår	0,43 (0,34)	0,97** (0,45)	0,88* (0,49)
Kommune-faste effekter	Ja	Ja	Ja
Års-faste effekter	Ja	Ja	Ja
Sosioøkonomiske kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja
Gjennomsnitt	89 %	79 %	71 %
Observasjoner	1 938 006	1 938 006	1 938 006

Note: Sysselsetting er målt som en dummyvariabel. Sosioøkonomiske kontrollvariabler inkluderer andel av befolkningen med høyere utdanning, andel innvandrere, andel i arbeidsfør alder. Standardfeil er clustret på de 201 kommunene i utvalget. *(**)(***) indikerer statistisk signifikans på 10(5)(1) prosentnivå.

4.2 Fordelingsvirkninger – lønn

Figur 5 viser hovedresultatene fra fordelingsanalysen for lønn. Økt bruk av vilkår øker lønnsinntekter betydelig i den nedre delen av lønnsfordelingen. Sosialhjelpsmottakere vil i de fleste tilfeller ha utsikt til relativ lavtlønte jobber på kort sikt, så det er troverdig at de estimerte virkningene vises i den nedre enden av fordelingen. Ved de 20. og 30. persentilene er virkningen rundt 9 000 kroner (årlig), eller rundt 750 kroner per måned. Som forventet er de estimerte virkningene nær 0 i øvre del av fordelingen. Denne øvre delen består for det meste av personer som er langt fra sosialkontoret, og utgjør dermed en sjekk av identifikasjonsstrategien, i og med at disse personene ikke skal påvirkes.



Figur 5 Virkninger på lønnsfordelingen.
Note: Virkninger estimert for hver femte persentil. 2013-kroner. Standardfeil er bootstrappet med 200 replikasjoner og clustret på kommunenivå. Vertikale linjer indikerer 90 % konfidensintervall.

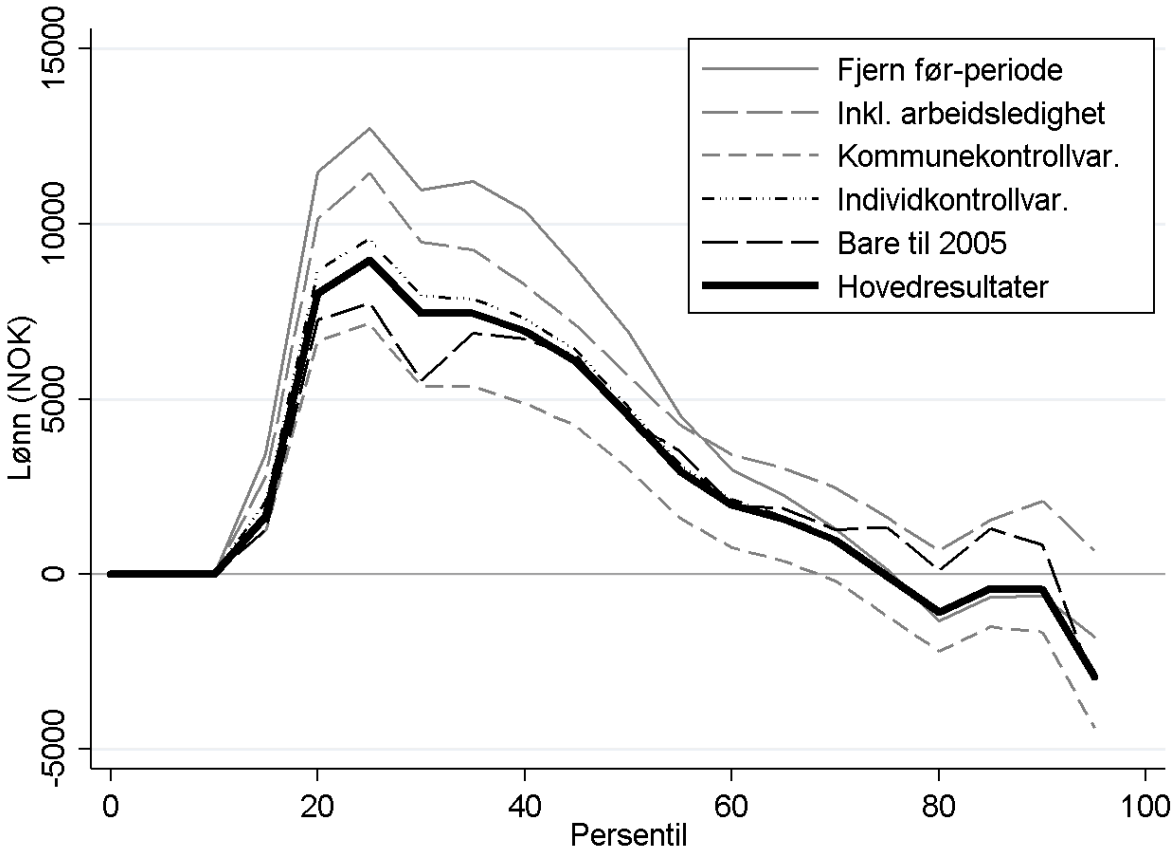
4.3 Robusthet

Hovedinnvendingen mot at virkningen av økt bruk av vilkår er identifisert er at praksisendringen kan være endogen. Spesielt kan (lokale) økonomiske nedgangstider utløse en innstramming i bruken av vilkår, som så kan se ut til å ha en virkning bare fordi konjunkturer tenderer til å gå tilbake mot gjennomsnittet. For å utfordre den empiriske

strategien på dette punktet viser jeg også estimater som bare baserer seg på en før-treatmentperiode fire eller flere år før praksisendringen («Fjern før-periode»), og fra sensitivitetssjekker der lokal arbeidsledighet eller andre lokale arbeidsmarkedskarakteristika er inkludert som kovariater.

Resultatene fra disse spesifikasjonene er vist av de grå linjene i Figur 6. Estimatene er stabile på tvers av spesifikasjonene. Verken arbeidsledighet eller andre tidsvariernde sosioøkonomiske kontrollvariable (utdanning, alder, innvandrere) endrer resultatene i betydelig grad. Av særlig interesse er spesifikasjonen «Fjern før-periode,» som som ekskluderer observasjoner tre år eller mindre før treatment. Denne fungerer som en sjekk av muligheten for at kontoret endrer praksis etter noen dårlige år, som i tilfellet kunne senket utgangspunktnivået som tiden etter endringen sammenliknes med. Fra figuren ser vi at dette ikke er tilfellet, ettersom å utelate disse observasjonene faktisk bare øker størrelsen på estimatene.

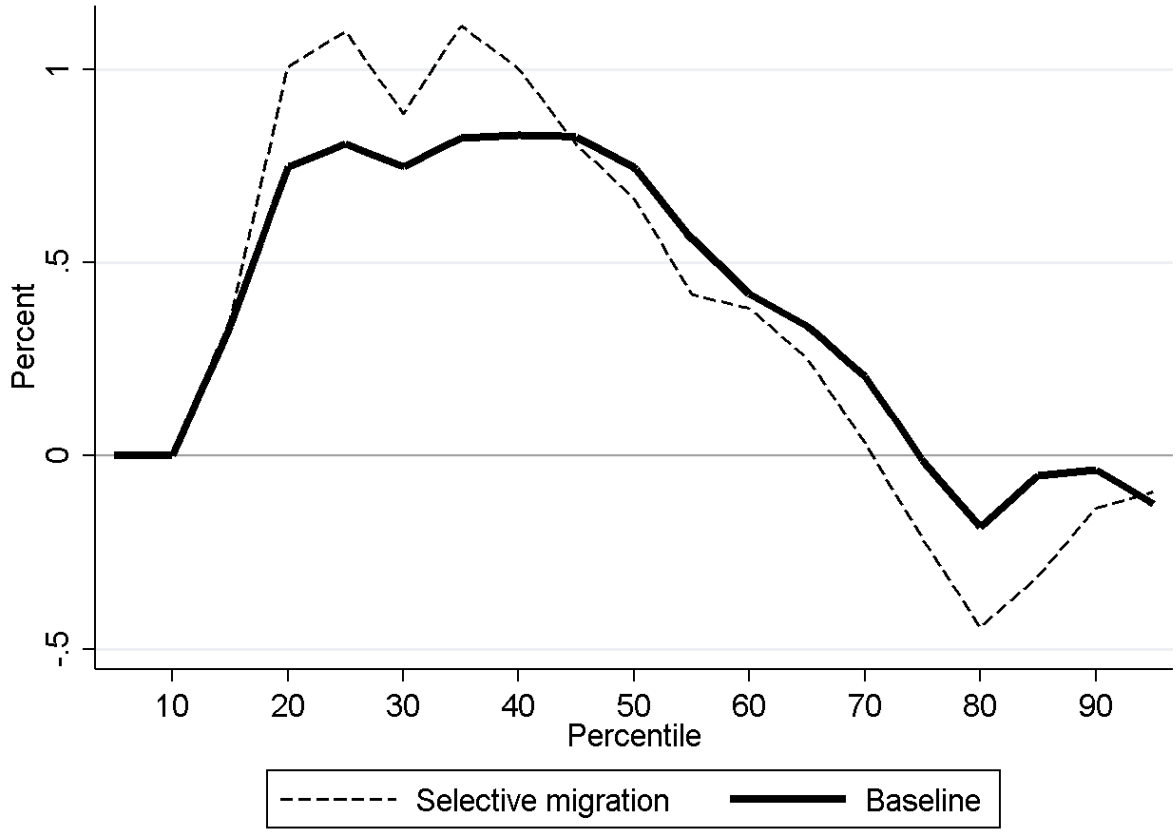
En annen robusthetssjekk er å ekskludere observasjoner fra etter 2005. Siden den siste praksisendringen i data fant sted i 2004 er det en mulighet for at noen kontorer fra kontrollgruppen skulle vært i treatmentgruppen senere. Dette har nesten ingen virkning på estimatene. Det samme gjelder inkludering av kontrollvariable på individnivå.



Figur 6 Robusthetssjekker, lønn
Note: Alle spesifikasjoner inneholder kommune- og års- faste effekter. «Fjern før-periode» utelater observasjoner tre år eller mindre før treatment. «Kommunekontrollvar.» inkluderer andel av befolkningen med høyere utdanning, gjennomsnittsalder på den arbeidsføre befolkningen og andel innvandrere. «Individkontrollvar.» inkluderer kjønn, faste effekter for alder og en indikator for innvandrer. 2013-kroner.

En siste bekymring er muligheten for selektiv flytting. Selv om Edmark (2009) ikke fant flytteeffekter i Sverige av en liknende type reform basert på aktivitetskrav, fant Fiva (2009) med norske data virkninger av nivået på sosialhjelpsstønaden på flytting. Endringen jeg ser på, som var geografisk basert, kunne ha påvirket noen til å flytte til andre steder med mindre krevende vilkår. Hvis disse personene ville ha vært lavtlønte hvis de hadde blitt værende, ville sannsynligheten for å komme over en gitt lønnsgrense kunstig ha økt. For å håndtere dette bruker jeg treatmentstatus i bostedskommunen fem år tidligere som en instrumentvariabel for faktisk treatment. I denne spesifikasjonen utelater jeg etter-treatmentobservasjoner fra mer enn tre år etter endringen for å være sikker på at instrumentet er målt før endringen. Flytteraten er relativt lav i Norge, noe som gir et sterkt førstesteg, med en koeffisient på instrumentet på 0,78 og en F-verdi på 678.

Siden det ikke har blitt vist hvordan instrumentvariable skal behandles med UQR-metoden presenterer jeg bare estimater fra første steg av prosedyren, med andre ord DiD-estimater av virkningen på sannsynligheten for å tjene mer gitte persentiler av lønnsfordelingen. Resultatene er plottet i Figur 7 og vist i detalj i Tabell A2 i appendikset. IV-resultatene speiler sterkt hovedresultatene – sannsynligheten for å tjene mer enn de lavere persentilene av lønnsfordelingen øker, men i mindre grad for høyere persentiler. Selektiv flytting virker derfor ikke å være en viktig faktor i dette tilfellet.



Figur 7. Instrumentvariable- og hovedestimater av virkningen på å tjene mer enn 5. til 95. persentil.

4.4 Mekanismer

Som diskuterte tidligere var vilkår knyttet til arbeid og aktivitet særlig viktige for unge sosialhjelpsmottakere. Å måtte møte opp og delta på en organisert aktivitet gjør i seg selv vanlig lønnet arbeid mer attraktivt. Kontorene rapporterte også at en del unge mottakere hadde behov for generell støtte og veiledning for å oppnå struktur i dagliglivet; for denne gruppen var erfaringene med arbeidsplikt spesielt positive. I tillegg til å gi arbeidserfaring

lærte det å være på en arbeidsplass «at man må møte presis, at det er en fordel å spise frokost før man går på jobb, at man må si fra dersom man blir syk, og at man må gå til legen for å få sykemelding (s. 81).» Dette er grunnleggende kunnskap for mange, men allikevel noe ikke alle har hatt anledning til å lære.

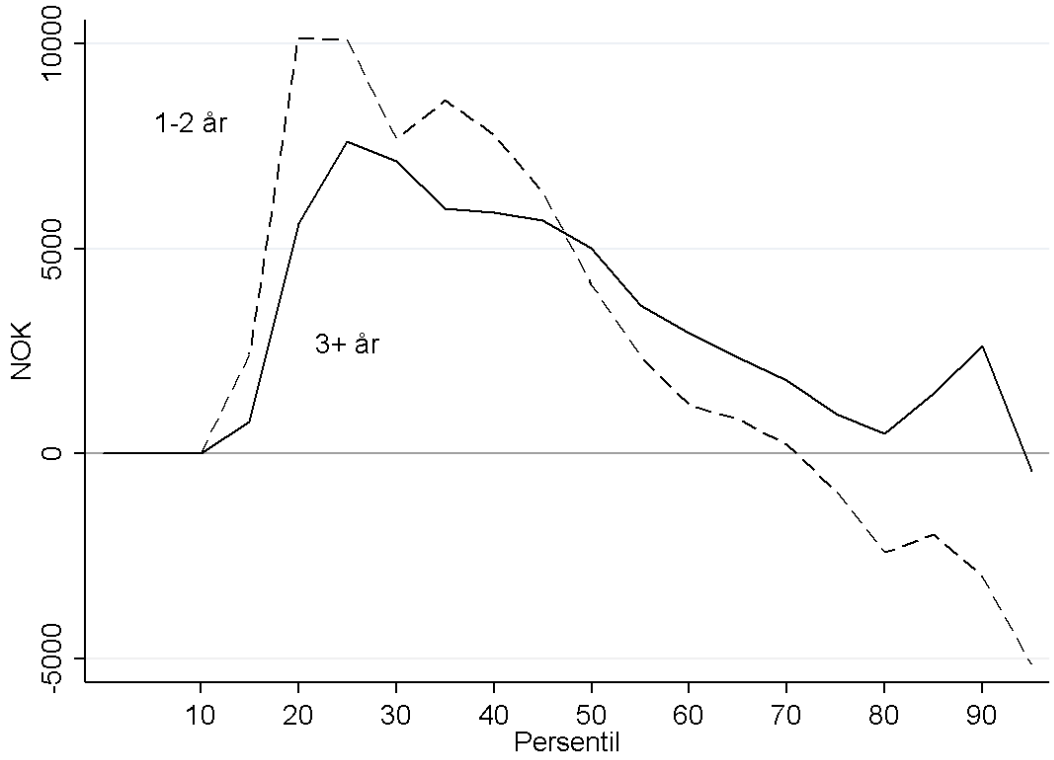
Det er mulig å forstå mer om hva som skjedde gjennom å undersøke hvordan kombinasjoner av utfall ble påvirket, spesielt ved å kombinere indikatorvariable for sosialhjelpsmottak og sysselsetting. Tabell 5 viser hvordan disse kombinasjonene er påvirket av endringene. Selv om kombinasjonen av sosialhjelp og sysselsetting falt (kolonne (1)), var fallet i sosialhjelp uten å være sysselsatt mye større (kolonne (2)), noe som tyder på at ikke så mye skjedde med personer som mottok sosialhjelp på toppen av en lønnsinntekt, og at sosialhjelp for det meste falt hos ikke-sysselsatte. Den store økningen i sannsynligheten for ikke sosialhjelp, men sysselsetting (kolonne (3)) innebærer at mange av disse har gått over til å være sysselsatt.

Tabell 5. Estimerte virkninger på kombinasjoner av utfall.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Sosialhjelp *og* Sysselsatt	Sosialhjelp *og* *ikke* Sysselsatt	*Ikke* Sosialhjelp *og* Sysselsatt	*Ikke* Sosialhjelp *og* *ikke* Sysselsatt
Vilkår	-0,0017	-0,0048**	0,0094**	-0,0029
	(0,0012)	(0,0019)	(0,0047)	(0,0046)
Gjennomsnitt	0,02	0,04	0,76	0,18
Observasjoner	1 938 006	1 938 006	1 938 006	1 938 006

Note: Sosialhjelp definert som mottak av sosialhjelp i løpet av året. Sysselsatt definert som å ha årlig lønn på minst 1 G. Standardfeil clustret på kommunenivå.
*(**)(***) indikerer statistisk signifikans på 10(5)(1) prosent nivå.

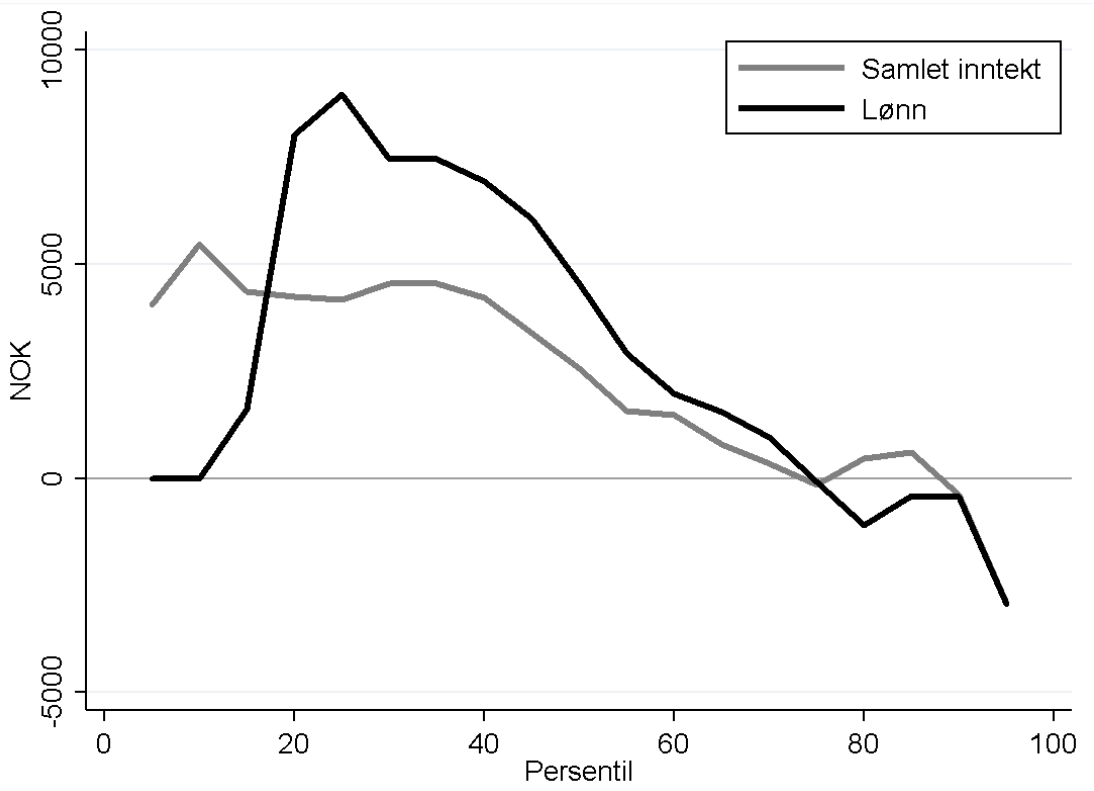
Med alle aktivitetsprogrammer er det en fare for innlåsningsvirkninger, siden aktivitetene kan forhindre arbeid andre steder. Figur 8 viser at innlåsningsvirkninger i dette tilfellet ser ut til å være små, ettersom det er en betydelig respons på kort horisont (1-2 år). Det er også verdt å merke seg at langtidsvirkninger (3+ år) er veldig like korttidsvirkningene, noe som er konsistent med liten avkastning til arbeidserfaring for lavtlønte (Card and Hyslop, 2005; Dustmann and Meghir, 2005).



Figur 8. Kort- og langtidsvirkninger på lønn. 2013-kroner.

4.5 Fordelingsvirkninger – samlet inntekt

Selv om praksisendringen lykkes i å øke arbeidstilbudet og lønnsinntekter er det viktig å analysere virkningen på samlet inntekt (inntekt fra alle kilder) for å få en bedre forståelse av velferdsvirkningene. Selv om lønnsinntektene øker er det ikke klart om virkningen på samlet inntekt også vil være positiv, siden sosialhjelpsutbetalingene har sunket. Estimatene på fordelingsvirkninger på samlet inntekt er vist i Figur 9. De estimerte virkningene er som forventet noe lavere enn for lønn, imidlertid er det fortsatt betydelige positive virkninger i den nedre delen av fordelingen. Dette tyder på at den finansielle situasjonen til sosialhjelpsmottakerne faktisk forbedret seg. Fra et politikkståsted er det oppløftende at mer bruk av vilkår ikke reduserte samlet inntekt, snarere tvert imot. Imidlertid skal man ha i bakhodet at inntekt ikke er det eneste viktige velferdsmålet, det er mulig at faktorer utenfor rammen av dette prosjektet, som stress, livskvalitet o.l., også ble påvirket.



Figur 9 Fordelingsvirkninger på samlet inntekt.
Note: Inntekt fra alle kilder, inkludert sosialhjelp. 2013-kroner.

4.6 Kostnadseffektivitet

Så langt har vi sett at endringene lyktes med å få personer fra sosialhjelp til arbeid. Dette må ha redusert offentlige utgifter til sosialhjelp og gitt økte skatteinntekter. Dette er imidlertid ikke nok til å passere en kostnadseffektivitetstest, ettersom det fortsatt kan hende at endringene krevde store ressurser hos kontorene. For å undersøke dette spørsmålet bruker jeg informasjon om kommunenes driftsutgifter knyttet til sosialhjelp, som er tilgjengelig fra 2003 og framover gjennom Kostra-databasen fra SSB. Resultatene fra samme type DiD-analyse som tidligere er vist i Tabell 6. Driftsutgifter knyttet til sosialhjelp gikk ned, som vist i kolonne (1). Dette tyder på at virkningen av en redusert saksmengde mer enn kompenserte for at noen av vilkårene kan ha krevd høyere utgifter. Kolonne (2), som inneholder driftsutgifter til alle typer sosial støtte, gikk også betydelig ned, så besparelsene knyttet til sosialhjelp ble ikke motsvart av kostnadsøkninger for andre av kontorets aktiviteter.

Tabell 6. Estimerte virkninger på kommunale driftsutgifter. 2003-2007. Per innbygger, NOK.

	(1)	(2)
Driftsutgifter knyttet til…	Sosialhjelp	Alle sosial-utgifter
Vilkår	-464***	-391***
	(86)	(67)
Gjennomsnitt	1 238	2 066
Observasjoner	972	972

Note: Alle regresjoner inneholder kommune- og års-faste effekter. Standardfeil er clustret på kommunenivå. *(**)(***) indikerer statistisk signifikans på 10(5)(1) prosent nivå.

Referanser

Autor, David H., Susan N. Houseman, and Sari Pekkala Kerr (2017) The Effect of Work First Job Placements on the Distribution of Earnings: An Instrumental Variable Quantile Regression Approach. *Journal of Labor Economics*, 35:1, 149-190.

Bitler, Marianne P., Jonah B. Gelbach, and Hilary W. Hoynes (2005) Welfare Reform and Health. Journal of Human Resources, 40(2): 309–34.

Bitler, Marianne P., Jonah B. Gelbach, and Hilary W. Hoynes (2006) What Mean Impacts Miss: Distributional Effects of Welfare Reform Experiments. *American Economic Review*, 96(4): 988–1012.

Black, D. A., Smith, J. A., Berger, M. C., and Noel, B. J. (2003) Is the Threat of Reemployment Services More Effective than the Services Themselves? Evidence from Random Assignment in the UI System. *American Economic Review*, Vol. 93, 1313-1327.

Blank, Rebecca M. (2002) Evaluating Welfare Reform in the United States. *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, 1105-1166.

Blank, Rebecca M., and Robert F. Schoeni. 2003. Changes in the Distribution of Children's Family Income over the 1990's. *American Economic Review*, 93(2): 304–08.

Brandtzæg, Bent, Solveig Flermoen, Trond E. Lunder, Knut Løyland, Geir Møller og Joar Sannes (2006) Fastsetting av Satser, Utmåling av Økonomisk Sosialhjelp og Vilkårsbruk i Sosialtjenesten. Rapport nr. 232, Telemarksforskning-Bø.

Card, David, and Dean R. Hyslop (2005) Estimating the Effects of a Time-Limited Earnings Subsidy for Welfare-Leavers. *Econometrica* 73(6): 1723–1770.

Card, David, Kluve, Jochen, and Weber, Andrea (2010) Active labour market policy evaluations: A meta-analysis. The economic journal, 120(548), 452-477.

Card, David, Kluve, Jochen, and Weber, Andrea (2015) What works? A meta analysis of recent active labor market program evaluations. NBER Working Paper No. 21431.

Currie, Janet M. (2006) *The Invisible Safety Net: Protecting the Nation's Poor Children and Families*. Princeton: Princeton University Press.

Dahl, E. S. and Lima, I. A. Å. (2016) Krav om å Stå Opp om Morra'n: Virker Det? *Arbeid og velferd,* No. 3, 2016.

Dahlberg, Matz, Kajsa Johansson, and Eva Mörk (2009) On Mandatory Activation of Welfare Recipients. IZA Discussion Paper No. 3947.

DeLeire, Thomas, Judith A. Levine, and Helen Levy (2006) Is Welfare Reform Responsible for Low-Skilled Women's Declining Health Insurance Coverage in the 1990s? *Journal of Human Resources*, 41(3): 495–528.

Dube, Arindrajit (2013) Minimum Wages and the Distribution of Family Incomes, Mimeo.

Dustmann, Christian, and Costas Meghir (2005) Wages, Experience, and Seniority. *Review of Economics and Statistics* 72(1): 77–108.

Dyke, Andrew, Carolyn J. Heinrich, Peter R. Mueser, Kenneth R. Troske, and Kyung-Seong Jeon (2006) The Effects of Welfar-to-Work Program Activities on Labor Market Outcomes. *Journal of Labor Economics*, 24, no. 3: 567-607.

Firpo, Sergio, Fortin, Nicole M., Lemieux, Thomas (2009) Unconditional quantile regressions. *Econometrica* 77, 953–973.

Fiva, J. H. (2009) Does welfare policy affect residential choices? An empirical investigation accounting for policy endogeneity. *Journal of Public Economics*, Vol. 93(3), 529-540.

Gubrium, E., Harsløf, I., and Lødemel, I. (2014) *Norwegian Activation Reform on a Wave of Wider Welfare State Change: A Critical Assessment*. In Lødemel, I. and A. Moreira: Activation or Workfare? Governance and the Neo-Liberal Convergence. Oxford University Press.

Havnes, Tarjei, and Magne Mogstad (2015) Is universal child care leveling the playing field? *Journal of Public Economics*, Vol. 127; 100-114.

Hernæs, Øystein, Simen Markussen and Knut Røed (2016) Can Welfare Conditionality Combat High School Dropout? IZA Discussion Paper No. 9644.

Hotz, V. Joseph, Guido W. Imbens, and Jacob A. Klerman (2006) Evaluating the Differential Effects of Alternative Welfare-to-Work Training Components: A Reanalysis of the California GAIN Program, *Journal of Labor Economics*, 24:3, 521-566

Krueger, Alan B. and Bruce D. Meyer (2002) Labor Supply Effects of Social Insurance. In A. J. Auerbach and M. Feldstein, M. (Eds.), Handbook of Public Economics, Vol. 4. Elsevier Science, North-Holland, 2327-92.

Meyer, Bruce and James Sullivan (2008) Changes in the consumption, income, and well-being of single mother headed families. *The American Economic Review* 98 (5), 2221-2241.

Moffitt, Robert (2007) Welfare Reform: The US Experience. *Swedish Economic Policy Review*, Vol. 14, No. 2, 11-48.

Mogstad, M., & Pronzato, C. (2012). Are lone mothers responsive to policy changes? Evidence from a workfare reform in a generous welfare state. *The Scandinavian Journal of Economics*, 114(4), 1129-1159.

Røed, Knut (2012) Active Social Insurance. *IZA Journal of Labor Policy* 1:8 (doi:10.1186/2193-9004-1-8).

Appendix

Tabell A1: Reform years

Year	Number of municipalities implementing conditionality reform
1994	0
1995	1
1996	0
1997	1
1998	2
1999	3
2000	2
2001	2
2002	8
2003	7
2004	17
Total	43

Tabell A2. IV-estimater av virkningen sannsynlighetetn for å tjene over enn 5. til 95. percsntil.

	IV		Baseline	
	Coefficient	S.E.	Coefficient	S.E.
5th percentile	0	0	0	0
10th percentile	0	0	0	0
15th percentile	0.36	0.47	0.34	0.41
20th percentile	1.01	0.57	0.75	0.45
25th percentile	1.10	0.63	0.81	0.48
30th percentile	0.89	0.70	0.75	0.51
35th percentile	1.11	0.73	0.82	0.54
40th percentile	1.00	0.75	0.83	0.52
45th percentile	0.81	0.75	0.83	0.53
50th percentile	0.67	0.82	0.75	0.55
55th percentile	0.42	0.84	0.56	0.59
60th percentile	0.38	0.82	0.42	0.60
65th percentile	0.25	0.79	0.34	0.61
70th percentile	0.03	0.76	0.21	0.61
75th percentile	-0.22	0.69	-0.01	0.61
80th percentile	-0.44	0.63	-0.19	0.58
85th percentile	-0.31	0.56	-0.05	0.50
90th percentile	-0.14	0.42	-0.04	0.39
95th percentile	-0.10	0.26	-0.13	0.27

Note: Standard errors are clustered at the 201 offices. *(**)(***) indicates statistical significance at the 10(5)(1) percent level.