

Analyse av en dagpengereform: Virksomheter av forkortet dagpengeperiode

Nina Skrove Falch, Inés Hardoy og Knut Røed

Nina Skrove Falch

Stipendiat ved Frischsenteret

n.s.falch@frisch.uio.no

Inés Hardoy

Forsker ved Institutt for samfunnsforskning

ines.hardoy@samfunnsforskning.no

Knut Røed

Forsker ved Frischsenteret

knut.roed@frisch.uio.no

Vi analyserer i denne artikkelen konsekvensene av en regelendring som gjorde dagpengeperioden kortere for arbeidsledige jobbsøkere. Spørsmålene vi stiller er om, og i hvilken grad, dette har virket i tråd med reformens hensikt som var å få arbeidsledige raskere tilbake til jobb, eller om innskjerpingen dyttet folk over på alternative trygdeytelser i stedet. Vi estimerer en modell for ulike overganger ut av arbeidsledighet, og resultatene våre tyder på at regelendringen har fått betydelige effekter på overgangene tilbake til jobb, og små effekter på overgangene til trygdeytelser.¹

Innledning

I 2003 og 2004 ble reglene for hvor lenge man kunne motta dagpenger som arbeidsledig endret. 1. januar 2003 ble perioden redusert fra tre til to år for alle med tidligere inntekt over to ganger folketrygdens grunnbeløp (G) (i 2011–2012 er G = 79 216 kroner), og 1. januar 2004 ble den redusert fra ett og et halvt til ett år for alle med tidligere inntekt mellom 1,5 G og 2 G.² Disse endringene var en del av en større reform som hadde til hensikt «å få en mer effektiv dagpengeordning hvor det særlig legges vekt på økte insentiver til å søke og komme raskere i arbeid» (Ot.prp. nr. 15, 2002–2003). Denne artikkelen tar for seg effektene av regelendringene. Problemstillingen kan settes i sammenheng med mer generelle spørsmål om hvordan velferdsordninger og økonomiske incentiver påvirker yrkesdeltakelse og trygdebruk. Vi vet – både fra norsk og internasjonal forskning – at økonomiske incentiver virker, i den forstand at det finnes individer som ville vært i jobb der-

som de økonomiske motivasjonsfaktorene hadde vært sterkere. Samtidig vet vi at for enkelte kan det å miste inntektsgrunnlaget forårsake fattigdom eller overgang til andre trygdeytelser.

Man ønsker gjerne at velferdssystemer skal virke som en forsikringsordning for dem som uforskyldt mister jobben eller arbeidsevnen, uten at det i for stor grad fjerner motivasjonen til egenforsørging. Det er en iboende motsetning mellom disse to hensynene. Derfor er det viktig å skaffe til veie kunnskap om hvordan små og store endringer i det systemet vi har, bidrar til å dra i den ene eller den andre retningen. Så vidt vi vet, er dette den første analysen av disse reformene.

Vi estimerer en diskret hasardratemodell. En hasard er sannsynligheten for at en hendelse skal inntreffe i løpet av et kort tidsrom, betinget på at den ikke har inntruffet ennå. Vi vil i det følgende benytte begrepet «betinget overgangssannsynlighet» eller for enkelthets skyld bare «overgangssannsynlighet» i stedet for «hasard».

Vår identifikasjonsstrategi går ut på å utnytte det faktum at de to inntektsgruppene fikk varigheten endret på ulikt tidspunkt, samt at enkelte arbeidsledige ikke mottar dagpenger, og derfor ikke påvirkes av reformen i det hele tatt. Det gjør oss – under enkelte forutsetninger – i stand til å skille effektene av incentivendringene fra effektene av andre forhold som endrer seg over tid. Rimeligheten av denne strategien diskuteres senere i artikkelen.

Vi gir først en kort gjennomgang av litteraturen som omhandler hvordan individer påvirkes av systemet for arbeidsledighetstrygd. Deretter beskriver vi metode og datagrunnlag, før vi gir en grafisk fremstilling av resultatene og en diskusjon av tolkningene. Til slutt gir det et sammendrag av de viktigste funnene.

En kort litteraturgjennomgang

Spørsmål om hvordan aktører på arbeidsmarkedet påvirkes av dagpengesystemet er bredt studert gjennom økonomisk forskning, både teoretisk og empirisk, i Norge og internasjonalt.

Søketeorien er et fruktbart teoretisk utgangspunkt for å forstå sammenhengen mellom arbeidsledighet og arbeidsledighetsforsikring. Innenfor dette rammeverket vil en arbeidssøker vurdere den neddiskonterte fremtidige nytten av å fortsette å være arbeidsledig. Beslutninger om hvorvidt man skal takke ja til et gitt jobbtilbud, og hvor hardt man skal lete etter jobb, blir gjort på bakgrunn av hvor gode jobbtilbud vedkommende regner med å få i fremtiden, hvor ofte disse tilbudene kommer samt størrelsen og varigheten på ledighetstrygden han eller hun er berettiget til.

Mortensen (1977) tar for seg hvilken betydning en begrensning på dagpengevarigheten har på arbeidslediges sannsynlighet for å gå tilbake til jobb. Fram mot grensen for potensiell dagpengevarighet vil den betingede sannsynligheten for

overgang fra arbeidsledighet til jobb øke fordi verdien av å fortsette å være arbeidsledig faller jo nærmere man kommer utløpet for dagpengene. Dermed vil kravene til lønnstilbud falle og søkeintensiteten stige jo nærmere man kommer grensen for dagpengevarigheten. Sannsynligheten for overgang fra ledighet vil flate ut etter at grensen for dagpengemottak er nådd. Lalive et al. (2006) analyserer de søketeoretiske implikasjonene av en *endring* i potensiell dagpengevarighet. En innskjerping vil ha to motstridende effekter på incentivene til å gå tilbake til jobb. Gitt at man mottar dagpenger, vil incentivene være sterkere enn før siden verdien av fortsatt å være arbeidsledig faller når den gjenværende perioden med dagpenger blir kortere. For dem som ikke har dagpengerettigheter, vil reformen virke motsatt: Incentivene til å gå tilbake til jobb blir mindre når dagpengeperioden blir kortere fordi muligheten til å tjene opp rettigheter i et dagpengesystem i seg selv motiverer til å gå tilbake til jobb. Når disse dagpengeordningene blir mindre sjenerøse, faller også betydningen av dem som motivasjonsfaktor for å skaffe seg arbeid.

I praksis er det selvfølgelig mer enn de mekanismene som disse modellene tar for seg, som påvirker en arbeidsledig. I empirisk forskning kan vi likevel gjenkjenne trekk fra de teoretiske implikasjonene, både når det gjelder betydningen av en grense for potensiell dagpengevarighet i seg selv, og en endring i denne. Katz og Meyer (1990) finner i amerikanske data at sannsynligheten for å komme tilbake til jobb øker kraftig de siste ukene før dagpengerettighetene renner ut. Røed og Zhang (2005) finner det samme i norske data. En slik kraftig økning rett før dagpengeperiodens slutt kan ikke forklares med det søketeoretiske apparatet, men det er likevel empiriske funn som går igjen. Lalive et al. (2006) og Lalive (2008) gjør også empiriske analyser av økninger i potensiell dagpengevarighet i Østerrike. Økningene var fra 30 til 39 uker, fra 30 til 52 uker eller fra 30 til 209 uker, alt etter alder og bostedsregion. De finner at de arbeidslediges atferd tydelig endres av dette. Estimaten tyder på at en forlengelse av dagpengevarigheten med én uke øker lengden på ledighetsperioden med mellom 0,05 og 0,1 uker.

Det er imidlertid også gjort funn som tyder på at når dagpengene forsvinner eller krymper, dyttes folk heller over på andre trygdeytelser. Ifølge Røed og Zhang (2005) øker strømmen over til helsereelaterte ytelser når grensen for potensiell dagpengevarighet nærmer seg. Larsson (2006) og Henningsen (2008) finner i henholdsvis Sverige og Norge at den betingede sannsynligheten for overgang til sykmelding øker når dagpengeperioden nærmer seg slutten. En av årsakene kan være at sykmelding setter telleverket i dagpengesystemet på pause, slik at de dagene man er sykmeldt, ikke teller som forbruk av dagpengeperioden, og dermed bidrar til en reell forlengelse av den potensielle dagpengevarigheten. Dette kan innebære at risikoen for å bli sykmeldt som arbeidsledig blir høyere når dagpengeperioden forkortes med ett år. Det er altså grunner til å ta med i betraktningen at en endring i potensiell dagpengevarighet også kan påvirke bruken av andre velferdsytelser.

Gjennomgang av metode og datagrunnlag

I datasettet vårt har vi inkludert helt arbeidsledige som startet sitt ledighetsforløp mellom januar 2002 og desember 2007, og som ikke hadde vært arbeidsledige de foregående 12 månedene. De arbeidsledige følges i 48 måneder, fram til utgangen av 2007, eller til ledighetsforløpet avsluttes ved at de går over til jobb, utdanning eller en av de følgende ytelsene: alderspensjon, attføring, rehabilitering, uførhet. Vi har også registrert om det har forekommet mottak av sykepenger og/eller sosialhjelp under forløpet. Vi bruker administrative registerdata fra Statistisk sentralbyrå: arbeidstakerregister, likningsregister, register over trygdemottak (FD-trygd), register over alle arbeidssøkere (SOFA/ARENA), utdanningsdata og demografiopplysninger. Vi konstruerer et paneldatasett hvor vi har et bredt sett av opplysninger på individnivå for hver måned i perioden vi observerer.

Overgangen til jobb er den som forekommer hyppigst i våre data. Vi har definert jobbovergang på følgende måte: Man skal forlate ledighets- og tiltaksregisteret, holde seg borte i minst tre måneder og ha en gjennomsnittlig månedlig brutto arbeidsinntekt på minst 10 000 kr. Vi benytter oss av inntekts- og likningsregisteret heller enn arbeidstakerregisteret fordi vi også ønsker å fange opp de som blir selvstendig næringsdrivende etter et ledighetsforløp.³

Utover jobboverganger har vi også modellert overgangene til utdanning, trygd (bestående av attføring, rehabilitering, alderspensjon samt midlertidig og permanent uføretrygd), utdanning, sykepenger og sosialhjelp.

Overgang til sykmelding og sosialhjelp avslutter, i motsetning til de andre overgangene, ikke ledighetsforløpet i vår modell. Det vil si at vi fortsatt anser arbeidsledige som under risiko for andre overganger mens de er mottakere av sykepenger og sosialhjelp.

Vi har brukt en hasardratemodell der overgangssannsynlighetene til disse fem slutttilstandene estimeres simultant.

Modellen er relativt kompleks. Vi kunne valgt å modellere strømmen ut av arbeidsledighet som sådan uten å skille mellom ulike slutttilstander, eller kun å modellere overgangen tilbake til jobb, da dette er den definitivt hyppigst forekommende slutttilstanden, og også den som reformen har som et eksplisitt mål å påvirke. En endring i dagpengevarigheten kan imidlertid tenkes å påvirke ikke bare tidspunktet for overgang, men også hvilken overgang som gjøres. Etter to år på dagpenger vil den arbeidslediges humankapital være mindre forvitret enn etter tre år. Det er plausibelt at dette påvirker sannsynligheten for å finne ny jobb overhead, fremfor å gå over til andre typer trygdeytelser eller utdanning. Vi ønsker å ta hensyn til muligheten av slike effekter og har derfor valgt å benytte oss av en stor modell med mange overganger.

Fem ulike dagpengeregimer er representert i vårt datasett. Hvilket regime et gitt ledighetsforløp hører til, bestemmes av tidspunktet ledigheten starter og av

tidligere opptjent arbeidsinntekt. De fem ulike regimene er: ikke dagpengemottak, 12 måneder, 18 måneder, 24 måneder og 36 måneders potensiell dagpengevarighet.

Tabell 1: Oversikt over utvalget, sortert etter dagpengeregime

	12 mnd	18 mnd	24 mnd	36 mnd	Ikke dagpengemottakere
Antall forløp	7 155	5 060	151 967	39 881	221 244
Antall forløp med jobb- overgang	5 605	3 910	129 652	32 612	177 023
Gjennomsnittsalder	28,3 år	27,7 år	35,7 år	35,2 år	32,0 år
Andel kvinner	51,6 %	49,3 %	40,4 %	36,9 %	48,9 %
Andel gifte (%)	22,1 %	20,9 %	35,6 %	35,5 %	28,7 %
Antall barn, gjennomsnitt	0,64	0,71	0,71	0,75	0,76
Andel vestlige innvandrere	10,3 %	10,9 %	11,3 %	12,2 %	11,4 %
Andel ikke-vestlige innvandrere	19,7 %	19,0 %	13,8 %	14,6 %	22,6 %
Andel sykmeldte	1,9 %	1,8 %	2,2 %	2,1 %	1,4 %
Andel uten fullført videre- gående utdanning	40,9 %	43,2 %	30,6 %	31,4 %	42,3 %

Vi ønsker å isolere den effekten som dagpengeregimet har på den arbeidslediges atferd. Personer som tilhørte et mer sjenerøst dagpengeregime, har alle det til felles at de ble arbeidsledige tidlig i perioden som vi observerer. For å kunne skille effekten av regimeendringen fra effekten av andre faktorer som varierer over tid, som for eksempel konjunkturer, har vi også inkludert de som ikke mottar dagpenger. Det gjør det under visse betingelser mulig å skille effekten av å være ledig sent i perioden i stedet for tidlig fra effekten av å tilhøre et mindre sjenerøst dagpenge-system i stedet for et sjenerøst system. Betingelsen går i hovedsak ut på at alt som varierer over tid: konjunkturer, teknologi, holdningsendringer og så videre, påvirker alle i utvalget vårt på samme måte, uavhengig av hvilket regime de tilhører.

I tillegg til kalendertid kontrollerer vi også for observert og uobservert heterogenitet blant de arbeidsledige.^{4 5} Etter estimering av modellen vil vi simulere et stort antall hypotetiske arbeidsledighetsforløp hvor sammensetningen (utdanning, alder osv.) tilsvarer den vi har i den delen av utvalget vårt som har rett på 36(18) måneder med dagpenger. Så har vi, gitt de punkttestimatene vi har både for kontrollvariabler som tilhører den enkelte, og varighetsprofilen som svarer til 36(18)-månedersregimet, regnet ut overgangssannsynlighetene til alle overganger for alle måneder. Simuleringen av denne modellen gir, ikke overraskende, utfall som er svært like utfallene vi ser i de reelle dataene. Så har vi simulert den kontrafaktiske virkeligheten: Hvordan utfallene i denne gruppen ville vært dersom de

hadde vært underlagt 24(12)-månedersregimet. Vi har altså beholdt alle kovaria-ter, men byttet ut den faktiske varighetsprofilen (36(18) måneder) med den kontrafaktiske (24(12) måneder.) Da får vi svar på hvilke utfall denne gruppen *ville* hatt dersom den hadde blitt ledig etter reformen.

Det er viktig å understreke at de simulerte resultatene baserer seg på punkttesti-matene for koeffisientene i de betingede overgangssannsynlighetene, som jo er usikre i seg selv. Vi kan derfor ikke vite hvorvidt forskjellen i utfallene tilhørende de ulike regimene er signifikant forskjellige fra hverandre.

For å kunne vite med sikkerhet hvilket regime en person tilhører, må vi vite nøyaktig når vedkommendes dagpengegrunnlag ble beregnet. Om man har vært i jobb mellom 3 og 12 måneder siden forrige dagpengemottak, vil man kunne *velge* om man skal fortsette på den gamle dagpengeperioden med det tilhørende dag-pengegrunnlaget, eller starte på et nytt forløp basert på den inntekten man har tjent opp i mellomtiden. Det er mye som kan påvirke dette valget, blant annet hvor mye man har brukt opp av den gamle dagpengeperioden, hvor lenge man forventer å være ledig, og hvor mye man har klart å tjene opp siden forrige ledighetsperiode. På grunn av disse kildene til usikkerhet har vi valgt å se på de arbeidsledige som ikke hadde vært registrert hos NAV de siste tolv månedene når de starter det dagpengeforløpet vi ser på. Dette fører til at vi mister ganske mange observasjoner, og at vi nok sitter igjen med et utvalg som i snitt har en sterkere tilknytning til arbeidsmarkedet enn den samlede gruppen av alle arbeidsledige, siden en del av de hyppige gjengangerne i dagpengesystemet er utelatt fra analysen. Dette gjenspeiler seg blant annet i at raten som til slutt kommer tilbake til jobb, er høyere enn den ville vært om vi så på alle arbeidsledige.

Resultater

Resten av artikkelen brukes til en grafisk fremstilling av de mest interessante resultatene fra estimeringen og simuleringen. Vi ser først på hvordan overgangene til jobb påvirkes. Deretter tar vi for oss bruk av sykepenger og sosialhjelp.

Overgang til jobb Figur 1 viser hvordan den betingede sannsynligheten for overgang til jobb for dem med inntektsgrunnlag over 2G ble påvirket av reformen. Kurvene angir sannsynligheten hver måned relativt til første periodes overgangs-sannsynlighet for dem som tilhørte 36-månedersregimet. Det betyr at det ikke er instruktivt å se på nivået på kurvene i denne figuren. Nivået vil også variere mellom ulike undergrupper i utvalget, etter kjønn, utdanning, kalendertid og så videre, men formen vil være felles for alle innad i et regime. Differansen mellom kurvene likeså. Det mest iøynefallende med denne figuren er den kraftige økningen i overgangssannsynligheten ved dagpengeperiodens utløp, og hvordan denne toppen flytter seg, helt i tråd med hva vi skulle forvente ut fra tidligere bidrag til litteraturen. Vi ser at også tidlig i arbeidsledighetsforløpet har reformen en klar

positiv effekt på sannsynligheten for å gå ut i jobb. Allerede fra måned fem begynner overgangsratene tydelig å sprike. Lalive et al. (2006) finner i analysen av økningen i potensiell dagpengevarighet fra 30 til 52 uker at effektene på overgangssannsynlighetene slår inn allerede ti uker inne i ledighetsforløpet, og etter fire måneder i analysen av økningen fra 30 til 39 uker. Effekten kommer altså raskere når økningen i antall uker er størst. Sett i forhold til dagpengevarigheten før reformen kommer endringen i vårt datasett tidligere enn i de østerrikske analysene. Det kan kanskje nettopp forklares med det at endringen i vårt tilfelle er på hele 52 uker, samt at kompensasjonsgraden er større i Norge. (62,4 % av tidligere inntekt mot 41 % i Østerrike.) Vi har altså en større endring i antall uker enn i de østerrikske tilfellene, og hver ukes endring får i tillegg større økonomisk betydning.

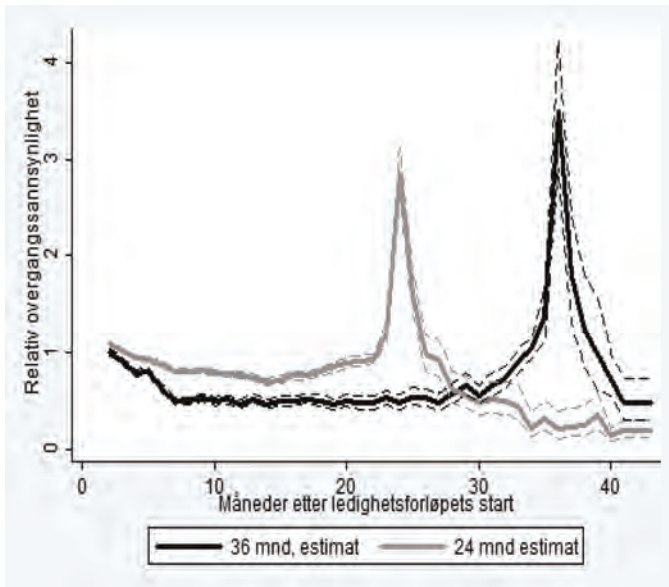
Man kan stille spørsmål ved noen egenskaper ved figuren. For det første ser effekten ut til å være sterkere 8 måneder ut i ledighetsforløpet enn etter 14 måneder. Vi kan riktignok ikke slå fast at forskjellen er signifikant,⁶ men ifølge figur 1 skulle man forvente motsatt mønster: at effekten på overgangssannsynlighetene blir større jo nærmere man kommer den nye grensen for potensiell dagpengevarighet. Et annet trekk ved figuren er at effekten av dagpengeperiodens utløp ser ut til å være større i 36-månedersregimet (hvor sannsynligheten for overgang firedobles de to siste månedene før dagpengeperiodens utløp) enn i 24-månedersregimet (hvor den kun tredobles i samme tidsperiode). Man kunne kanskje tro at de som har vært på dagpenger i 36 måneder, er mer negativt selektert enn de som kun har vært det i 24 måneder, og at stønadskuttet skulle hatt mindre effekt, men det finner vi altså ikke i denne figuren.

Figur 2 er et resultat av simuleringen og viser hvordan andelen som har kommet tilbake til jobb, er for de to ulike regimene. Vi ser som forventet ut fra figur 1 at andelen som har kommet tilbake i jobb, ligger høyere i 24-månedersregimet enn i 36-månedersregimet. Dels skyldes dette at folk kommer tidligere i jobb under 24-månedersregimet, men reformen ser også ut til å ha en heldig effekt på lengre sikt: Reformen øker andelen som har kommet tilbake til jobb etter fire år, med omtrent to prosentpoeng. Dette kan ha sammenheng med at når man «dyttes» ut av dagpengesystemet etter to år i stedet for tre, er det større sjanse for å dyttes over i jobb enn over i andre former for trygd, kanskje fordi den enkeltes «generelle trygdetilbøyelighet» er lavere etter to år på dagpenger enn etter tre. Etter to år er også humankapitalen mindre forvitret, og det å ha vært gjennom et ledighetsforløp på tre år er kanskje et dårligere signal å sende til potensielle arbeidsgivere enn et forløp på to år.

Forventet lengde på tiden det tar før arbeidsledige kommer tilbake til jobb, betinget på at jobbovergangen skjer innen 4 år etter at man ble ledig, faller fra rett i underkant av 12 måneder til omtrent 9 måneder som følge av reformen. Denne effekten tilsvarer 0,23 ukers reduksjon i ledighetsvarigheten per ukers reduksjon i

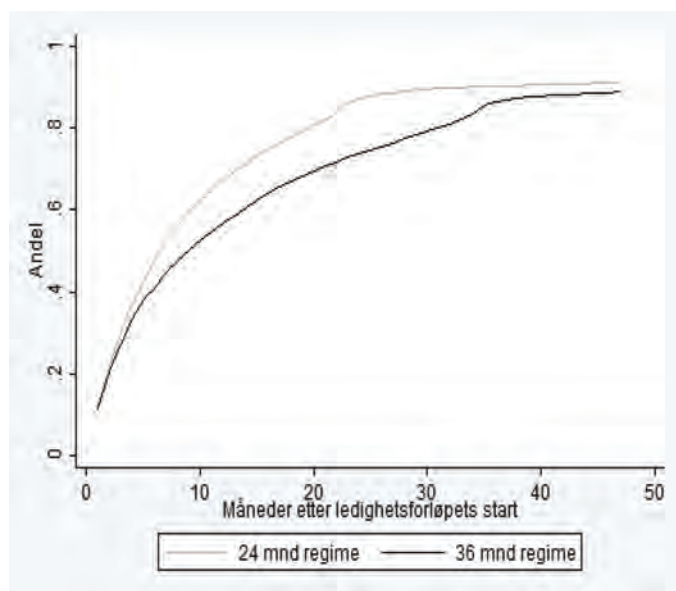
dagpengeperioden, og er en betraktelig sterkere effekt enn det Lalive et al. (2006) finner. (Lalive et al. 2006 finner effekter på mellom 0,05 og 0,1 uker.) Dette kan ha samsvar med den nevnte forskjellen i kompensasjonsgrad mellom Norge og Østerrike, men det hadde vært fruktbart å undersøke nærmere hva som ligger bak den store effektforskjellen.

Figur 1: Estimerte overgangssannsynligheter til jobb etter varighet for personer med 36 eller 24 måneders maksimal dagpengeperiode (sannsynlighet i første måned=1)



Note: Tykke linjer er de estimerte verdiene, og de stiplede linjene gjengir et 95 % konfidensintervall.

Figur 2: Kumulert overgang til arbeid for personer med 36 eller 24 måneders maksimal dagpengeperiode



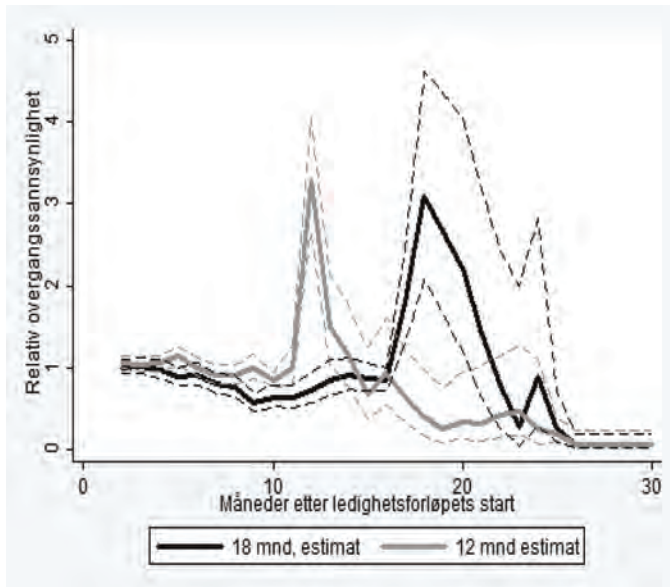
Note: Resultatene er betinget på punktestimatene i den estimerte modellen.

Effekten på de betingede sannsynlighetene for overgang til jobb av reduksjonen fra 18 måneder til 12 måneder er vist i figur 3. Resultatene er mer usikre på grunn av utvalgsstørrelsen, men konklusjonene er de samme: De arbeidsledige kommer seg raskere tilbake til jobb etter reformen enn før. Ved tilsvarende simuleringer som i figur 2 finner vi ingen effekt på tilbakekomstraten til jobb på lang sikt, men det at folk kommer tidligere tilbake til jobb, er likevel ikke uten betydning: Gjennomsnittlig tid før det skjer overgang til jobb, betinget på at jobbovergang skjer innen 4 år, faller fra 11 måneder til 10,5 måneder. Dette tilsvarer en reduksjon i ledighetsvarigheten på 0,07 uker per ukes reduksjon i potensiell dagpengevarighet, og er altså mer i samsvar med resultatene til Lalive et al. (2006). Hvis man sammenlikner de norske reformene med de østerrikske, er det jo denne endringen fra 18 til 12 måneder som likner mest, målt i antall uker. Samtidig: Sammensetningen av de arbeidsledige som rammes av denne endringen, er nok svært forskjellig fra sammensetningen i de østerrikske reformene siden reduksjonen fra 18 til 12 måneder kun treffer de som har et svært lite inntektsgrunnlag i utgangspunktet.

Det at jobbovergang til gruppen med inntektsgrunnlag under 2 G er mindre sensitiv til endringer i potensiell dagpengevarighet enn gruppen med inntektsgrunnlag over 2 G, kan også gjenspeile at de førstnevnte har mindre potensial i

arbeidsmarkedet. Det kan bety at økt jobbsøkeinnsats i mindre grad fører til resultater. I så fall er dette i samsvar med analyser av økte inngangskrav for dagpenger. Når gruppen med inntektsgrunnlag mellom 1,25 og 1,5 G mistet dagpengerettighetene fullstendig i 2003, finner vi ingen effekt på overgangene deres tilbake til jobb (Falch, Hardoy & Røed 2011).

Figur 3: Estimerte overgangssannsynligheter til jobb etter varighet for personer med 18 eller 12 måneders maksimal dagpengeperiode (sannsynlighet i første måned=1)



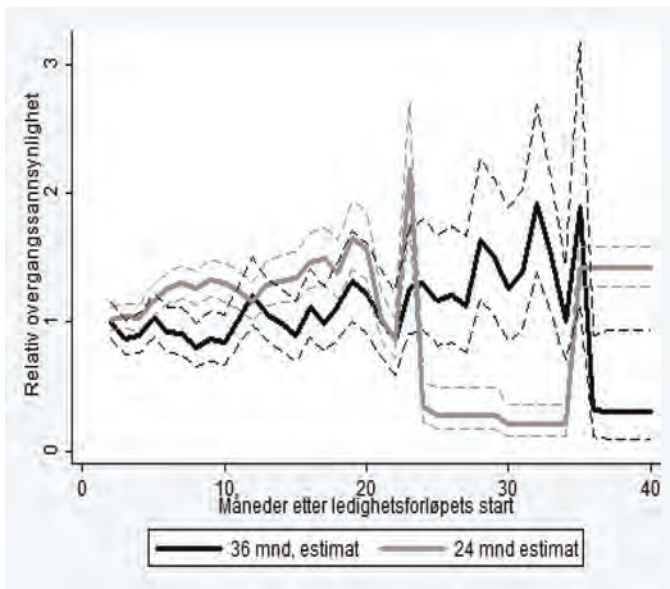
Note: Tykke linjer er de estimerte verdiene, og de stiplede linjene gjengir et 95 % konfidensintervall.

Overgang til sykmelding

Vi ser i figur 4 at den betingede sannsynligheten for overgang til sykmelding både i 24- og 36-månedersregimet stiger jevnt mot dagpengeperiodens utløp, og at den også ligger høyere etter reformen enn før. Dette er i tråd med resultatene til Larsson (2006) og Henningsen (2008). En forklaring kan være at incentivene til urettmessig sykmelding blir sterkere når dagpengeperioden blir kortere, siden sykepengene bremser telleverket i dagpengesystemet. Hvis den arbeidslidige ønsker å være på passive ytelser en gitt tidsperiode som overstiger dagpengeperioden, kan han få til det, også etter reformen, ved å tilbringe mer tid på sykepengene. Det kan også tenkes at dette har å gjøre med reell sykdom. Kanskje

blir man faktisk sykere av at dagpengeperioden nærmer seg slutten, fordi dette medfører stress og engstelse. I og med at kontrollen med søkeaktiviteten til de arbeidsledige nok er begrenset, slik at det trolig ikke legges merke til om man unnlater å søke i en kortere periode på grunn av sykdom, kan det også tenkes at folk som er syke, og dermed er berettiget til sykepenger, ikke tar seg bryet med å melde fra om sykdommen dersom det ikke er svært kort tid igjen av dagpengeperioden. Dermed er det ikke nødvendigvis snakk om at folk mottar ytelser de ikke er berettiget til, men at incentivene til å registrere reell sykdom endres med reformen.

Figur 4: Estimerte overgangssannsynligheter til sykmelding etter varighet for personer med 36 eller 24 måneders maksimal dagpengeperiode (sannsynlighet i første måned=1)



Note: Tykke linjer er de estimerte verdiene, og de stiplede linjene gjengir et 95 % konfidensintervall.

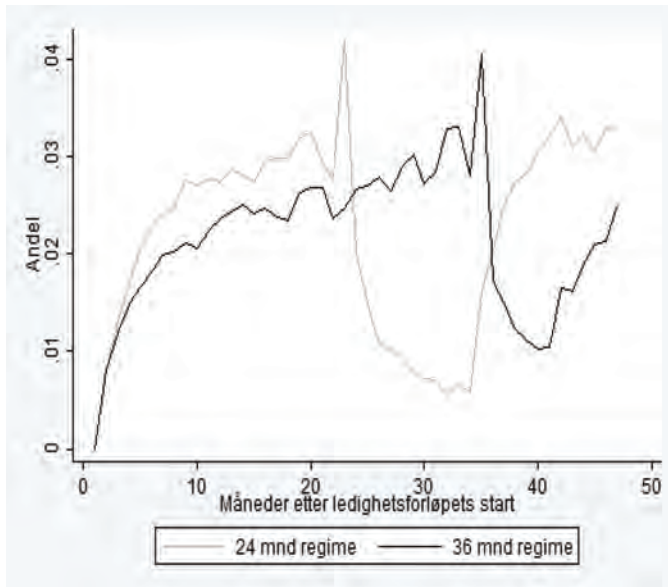
De simulerte resultatene i figur 5 viser andelen av sykmeldte blant dem som fortsatt er arbeidsledige etter arbeidsledighetens varighet. Vi ser at bruken av sykmelding blant de arbeidsledige øker etter reformen. Dette vil, hvis vridningen over til sykepenger er omfattende nok, kunne moderere effekten av reformen på overgangen til jobb: Hvis arbeidsledige tilbringer flere uker på sykmelding i løpet av de to årene de har dagpengerettigheter etter reformen, enn de ville gjort i løpet av tre år med dagpengerettigheter før reformen, vil den effektive reduksjonen i dagpenge-

perioden være mindre enn ett år (siden dagpengeperioden strekkes ut mer etter reformen). Våre beregninger viser imidlertid at det ikke er tilfellet. En person som blir arbeidsledig under 36-månedersregimet, vil i løpet av de første tre årene etter at ledigheten inntraff, tilbringe cirka to dager mindre som sykmeldt enn han ville gjort i løpet av de to første årene som arbeidsledig dersom han var underlagt 24-månedersregimet. Effekten av at de ledige de to første årene har en høyere sykmeldingsrate etter reformen enn før, motvirkes altså av to andre mekanismer: At de etter reformen forlater ledighet tidligere enn før, og at de har en kortere dagpengeperiode å bli sykmeldt under.

Det ser altså ut til at det forekommer en viss grad av «benefit shifting» (Henningens 2008), men for lite til at det demper den reelle reduksjonen i dagpengeperioden.

Når vi gjennomfører samme eksersis på endringen fra 18 til 12 måneder dagpengevarighet blant dem med inntektsgrunnlag under 2 G, finner vi ingen effekt på sykmeldingsraten blant de ledige det første året. Her finner vi altså ikke tegn på benefit shifting.

Figur 5: Anslag på antall sykmeldte per arbeidsledig jobbsøker for personer med 36 eller 24 måneders maksimal dagpengeperiode

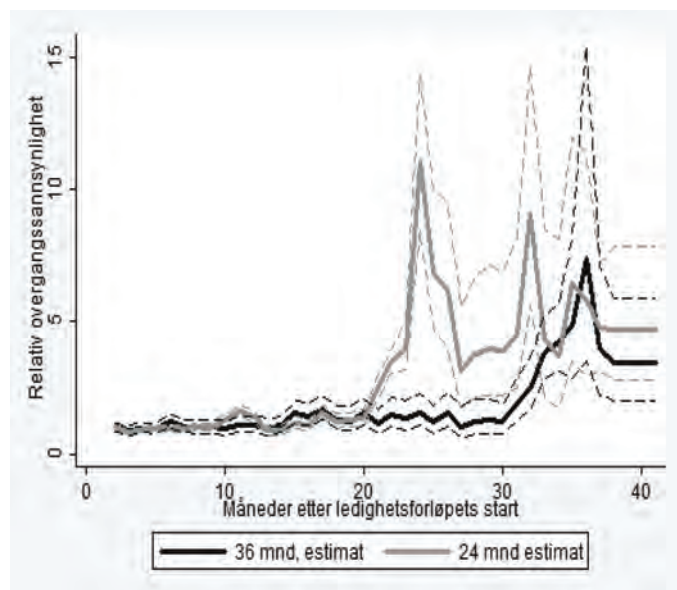


Note: Resultatene er betinget på punktestimatene i den estimerte modellen.

Overgang til sosialhjelp

Sosialhjelp bidrar til inntektssikring. For dem som ikke klarer å skaffe seg en jobb, til tross for at dagpengene faller bort, vil sosialhjelp sannsynligvis kunne være med å sikre livsopphold. Økt bruk av sosialhjelp vil altså kunne ses på som skyggesiden av en slik reform: Det vil forekomme i de tilfellene de økonomiske incentivene ikke gir resultater i form av overgang til jobb. Det er en ikke-intendert effekt som forårsakes av at man har dreid hensynet bort fra inntektssikring, og over mot incentiver i utformingen av dagpengesystemet.

Figur 6: Estimerte overgangssannsynligheter til sosialhjelp etter varighet for personer med 36 eller 24 måneders maksimal dagpengeperiode (sannsynlighet i første måned=1)

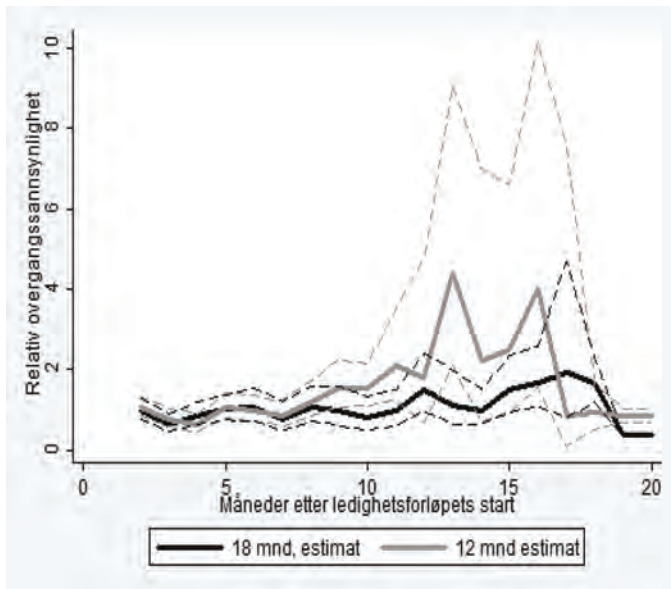


Note: Tykke linjer er de estimerte verdiene, og de stiplede linjene gjengir et 95 % konfidensintervall.

Vi ser i figur 6 at sannsynligheten for overgang til sosialhjelp er sensitiv til at dagpengene faller bort blant dem med inntektsgrunnlag over 2 G. Dette gjelder også blant dem med inntektsgrunnlag under 2 G, spesielt i 12-månedersregimet (jf. figur 7). Det betyr altså at bruken av sosialhjelp blant dem som fortsatt er arbeidsledige ved utløpet av dagpengeperioden, øker kraftig, akkurat som man skulle forvente. Dette skulle isolert sett bidratt til økt bruk av sosialhjelp etter reformen. En mekanisme som kan motvirke dette, er at folk etter reformen tidligere enn før har

overganger til jobb og andre ytelser, slik at det er færre enn før som har sosialpen- ger som eneste utvei idet dagpengene faller bort. Når vi i våre simulerte resultater teller opp antall måneder med sosialhjelpsmottak de fire årene etter at ledigheten inntraff, ser vi at bruken av sosialhjelp synker marginalt som en følge av reformen, med omtrent én dag, blant dem med inntektsgrunnlag over 2 G, mens den i grup- pen med inntektsgrunnlag under 2 G stiger med omtrent to dager. Effektene på aggregert nivå er altså veldig små, men det at reformen ser ut til å virke i motsatt retning i gruppen med minst inntekt, kan igjen gjenspeile at de er mindre sensi- tive til økonomiske incentiver, fordi reetablering på arbeidsmarkedet for mange av dem ikke er et reelt alternativ.

Figur 7: Estimerte overgangssannsynligheter til sosialhjelp etter varighet for per- soner med 18 eller 12 måneders maksimal dagpengeperiode (sannsynlighet i første måned=1)



Note: Tykke linjer er de estimerte verdiene, og de stiplede linjene gjengir et 95 % konfidens- intervall.

Konklusjon

Den 1. januar 2003 ble dagpengeperioden forkortet fra 36 til 24 måneder for arbeidsledige med inntektsgrunnlag over 2 G, og 1. januar 2004 ble den forkortet fra 18 til 12 måneder for alle med inntektsgrunnlag mellom 1,5 G og 2 G. Vi har i denne artikkelen analysert effektene av disse reformene. Problemstillingen har

vært hvordan dette påvirker incentivene til arbeid og egenforsørging versus hensynet til inntektssikring. Vi har brukt administrative registerdata og estimert en hasardratemodell med konkurrerende risiko for følgende overganger: jobb, trygd (bestående av attføring, rehabilitering, uføretrygd og alderspensjon), utdanning, sykmelding og sosialhjelp. Vi har simulert modellen etterpå for å kunne si noe om effektene på et aggregert nivå. De mest interessante resultatene er rapportert i denne artikkelen.

Estimatene våre tyder på at reduksjonen i potensiell dagpengeperiode påvirker de betingede overgangssannsynlighetene: Overgangene fra ledighet til jobb skjer tidligere enn før. De simulerte resultatene viser også at effekten på samlet sysselsetting og forventet lengde på ledighetsforløpet ikke er ubetydelige. Reformene ser også ut til å ha noen gunstige effekter på sysselsettingen på lang sikt. I de simulerte resultatene ender flere opp i jobb til slutt.

Det ser ikke ut til å være grunn til å frykte store økninger i bruken av andre trygdeytelser som følge av reformen. Vi ser en viss økning i bruken av sosialhjelp og sykmelding underveis i ledighetsforløpet, men dette motvirkes av at reformen får folk raskere ut av ledighet og inn i jobb.

Noter

- 1 Denne artikkelen er en del av prosjektet «1393: Effekter av endring i dagpengereguleringen i 2003 og 2004», utført på oppdrag fra Arbeidsdepartementet. Takk til Statistisk sentralbyrå for utlån av data, til referansegruppen som har vært tilknyttet prosjektet, til redaktøren og til en anonym referee for verdifulle kommentarer.
- 2 1,5 G i arbeidsinntekt foregående år er minstekrav for å ha rett til dagpenger.
- 3 Gjennomsnittlig månedlig arbeidsinntekt er beregnet som samlet arbeidsinntekt det kalenderåret vedkommende forlot ledighetsregisteret delt på antall måneder vedkommende ikke sto i ledighetsregisteret det året. Ulempen med definisjonen er at vi kun har opplysninger om årlig arbeidsinntekt, og ikke hvilken del av året den kommer fra. Derfor må vi basere oss på et gjennomsnitt. Det kan skape feil i dataene våre. Særlig for korte forløp, hvor både innstrømming til ledighet og potensiell strøm tilbake til jobb forekommer samme kalenderår, vil vi kunne overdrive antallet som går tilbake til jobb fordi den månedlige inntekten som beregnes på bakgrunn av årlig arbeidsinntekt, også inneholder inntekten før ledighetsforløpet. Problemet begrenses av at det tross alt er få mennesker med rett til dagpenger som har incentiver til å forlate registrert ledighet i tre måneder eller mer, med mindre de faktisk har gjort en overgang til noe annet. Det at den potensielle dagpengeperioden ikke kan utløpe samme kalenderår som innstrømming til ledighet (gitt at den korteste dagpengeperioden vi ser på, er på 12 måneder) gjør også at overgangene til jobb nettopp rundt utløpet av dagpengeperioden er mindre overdrevet enn for kortere forløp.
- 4 Under forutsetning av at de kontinuerlige hasardene er konstante innad i hver periode,

kan de betingede tilstands- og overgangsspesifikke månedsvise hasardratene nå skrives som:

$$h_{idks} = \left(1 - \exp \left(- \sum_{k \in k_s} \exp (x'_{it} \beta + \gamma I (syk_{it}) + \sigma_{kt} + \lambda_{rkd} + v_{ik}) \right) \right) \times \frac{\exp (x'_{it} \beta_k + \gamma_k I (syk_{it}) + \sigma_{kt} + \lambda_{rkd} + v_{ik})}{\sum_{k \in k_s} \exp (x'_{it} \beta_k + \gamma_k I (syk_{it}) + \sigma_{kt} + \lambda_{rkd} + v_{ik})}$$

s angir utgangstilstand. Det er fire mulige utgangstilstander i vår modell: verken syk-meldt eller mottaker av sosialhjelp, sykmeldt, sosialhjelpsmottaker eller både sykmeldt og sosialhjelpsmottaker. k angir slutttilstand, eller type overgang, og k_s angir hvilke overganger man er i risiko for å foreta gitt at man befinner seg i utgangstilstand s . d angir varighet. r angir dagpengeregime. x_{it} er observerbare kjennetegn ved ledighetsforløp i på kalendertidspunkt t . $I(syk_{it})$ indikerer om personen er sykmeldt på tidspunkt t . σ_{kt} er effekten på sannsynligheten for overgang k av at man befinner seg i kalendermåned t . λ_{rkd} er effekten på sannsynligheten for overgang k i varighetsmåned d gitt at man tilhører dagpengeregime r .

- 5 Av observerte kontrollvariabler har vi inkludert antall barn, alder, kjønn, sivilstatus, innvandringsstatus og utdanning. Uobserverbar heterogenitet er inkludert som fire massepunkter. Det betyr at vi sier at det er fire ulike «typer» mennesker i utvalget. Størrelsen på gruppene, og hvordan tilhørighet i dem påvirker de ulike overgangene, estimeres i modellen.
- 6 Vi kan definere maksimum-effekt ved 14 måneders varighet som distansen fra den nederste grensen for konfidensintervallet til hasarden ved 36-månedersregimet opp til den øverste grensen for konfidensintervallet til hasarden i 24-månedersregimet. Tilsvarende kan vi definere minimum-effekt ved 8 måneders varighet som distansen fra den øverste grensen for konfidensintervallet til hasarden ved 36-månedersregimet opp til den nederste grensen for konfidensintervallet til hasarden i 24-månedersregimet. Gitt denne definisjonen er ikke minimum-effekt ved 8 måneder større enn maksimum-effekt ved 14 måneder, men dette kriteriet for signifikans er strengere enn om vi hadde estimert differansene direkte med 95 % konfidensintervaller.

Referanser

- Falch, N.S., Hardoy, I. og Røed, K. (2011), «Mindre arbeidsledighet uten dagpenger?» *Søkelys på arbeidslivet*, 28:135–155.
- Henningsen, M. (2008), «Benefit shifting: The case of sickness insurance for the unemployed». *Labour Economics*, 15: 1238–1269.

- Katz, L.F. og Meyer, B.D. (1990), «The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment.» *Journal of public economics*, 41:45–72.
- Lalive, R. (2008), «How do extended benefits affect unemployment duration? A regression discontinuity approach.» *Journal of Econometrics*, 142:785–806.
- Lalive, R., Van Ours, J. og Zweimuller, J. (2006), «How changes in financial incentives affect the duration of unemployment.» *Review of economic studies*, 73:1009–1038.
- Larsson, L. (2006), «Sick of being unemployed? interactions between unemployment and sickness insurance.» *Scandinavian journal of economics*, 108:97–113.
- Mortensen, D. (1977), «Unemployment insurance and job search decisions.» *Industrial and labor relations review*, 30:505–517.
- Odelstingsproposisjon nr. 15 (2002–2003), *Om lov om endringer i lov 28. februar 1997 nr. 19 om folketrygd (dagpenger under arbeidsløshet) og lov 6. mai 1988 nr. 22 om lønnsplikt under permittering*. Oslo: Arbeids- og administrasjonsdepartementet.
- Røed, K. og Zhang, T. (2005), «Unemployment duration and economic incentives – a quasi random approach.» *European economic review*, 49:1799–1825.

Vedlegg

Tabell 2: Oversikt over forklaringsvariabler i modellen

			Overgang til:				
			Jobb	Trygd	Utdanning	Syk-melding	Sosial-hjelp
λ_{rkd}	Varighet (Antall dummyer per slutttilstand og regime)	36 mnd	41	10	41	37	38
		24 mnd	41	10	41	26	38
		18 mnd	26	6	20	18	18
		12 mnd	26	4	14	12	18
		0 mnd	41	10	41	41	41
σ_{kt}	Kalendertid	72 dummyer, en for hver kalendermåned i perioden					
x_{it}	Alder	10 dummyer for ulike aldersgrupper					
	Kjønn	En dummy markerer om individet er mann					
	Utdanning	10 dummyer for ulike utdanningsnivå (ni nivåer og en for ukjent)					
	Sivilstatus	En dummy markerer om individet er gift					
	Barn	Teller antall barn under 18 år					