

Mindre arbeidsledighet uten dagpengerettigheter?

Nina Skrove Falch, Inés Hardoy og Knut Røed

Nina Skrove Falch

Master i samfunnsøkonomi, stipendiat ved Frischsenteret, Oslo.

n.s.falch@frisch.uio.no

Inés Hardoy

Dr.polit. i samfunnsøkonomi, forsker ved Institutt for samfunnsforskning, Oslo.

ines.hardoy@samfunnsforskning.no

Knut Røed

Dr.polit. i samfunnsøkonomi, forsker ved Frischsenteret, Oslo.

knut.roed@frisch.uio.no

Fra og med 1. januar 2003 ble vilkårene for dagpenger skjerpet. I denne artikkelen undersøker vi hvordan dette påvirket atferden til dem som mistet forsikringen mot arbeidsledighet. Anstrengte de seg mer for å holde på den jobben de hadde? Og hvis de mistet arbeidet sitt: Var de raskere med å finne seg nytt arbeid? Eller ble de mer avhengige av andre inntektsoverføringer? Analysen viser at reformen bidro til at berørte arbeidstakere i noe større grad holdt på jobbene sine. For dem som forlot jobbene sine forårsaket reformen et markert fall i tilbøyeligheten til å registrere seg på arbeidskontoret (NAV) og økt tilbøyelighet til å motta sosialhjelp. Vi finner ingen klare effekter på varighet av perioder uten jobb.¹

Lønnet arbeidet skal muliggjøre selvforsørgelse. Ved arbeidsledighet faller lønnsinntekten bort, og arbeidsledighetstrygden skal sikre arbeidstakere et økonomisk fundament. Utfordringen er at forsikringsordningen også vil påvirke sannsynligheten for at arbeidsledighet oppstår og vedvarer. Dette fenomenet kalles atferdsrisiko («moral hazard» på engelsk).

Nivået på arbeidsledighetstrygden skal være så høyt at den gir den enkelte den nødvendige tid til å søke og finne en jobb i henhold til sine kvalifikasjoner og ønsker. Samtidig skal støttenivået settes slik at stønadsmottakerne stimuleres til jobbsøking. Dette hensynet ivaretas ved at støttenivået settes lavere enn det den arbeidsledige kunne fått ved å være sysselsatt i det ordinære arbeidsmarkedet. Det skal «lønne seg» å jobbe. I praksis vil det ofte være en utfordring å sette stønadsnivået slik at begge disse hensynene ivaretas.

Det er underforstått i utformingen av dagpengesystemet at det i skjæringspunktet mellom trygd og arbeid finnes et potensielt arbeidstilbud som kan påvir-

kes av økonomiske motivasjonsfaktorer, det vil si individer som, hvis de blir stilt overfor riktige incentiver, kan gå fra å være trygdede til å være i arbeid.

I et forsøk på å skape god balanse mellom de ulike hensynene i ulike konjunkturer har vilkårene for arbeidsledighetstrygd (dagpenger) vært strammet inn i flere omganger og på ulike måter siden midten av 1990-årene. Systemet for arbeidsledighetstrygd kan karakteriseres ved hjelp av tre hovedpunkter: i) hvilke vilkår som stilles for å få adgang til ytelsen (inngangskriterier), ii) hvor høy ytelsen er i forhold til tidligere inntekt (kompensasjonsgrad), og iii) hvor lenge man kan være mottaker av ytelsen (varighet).

I denne artikkel fokuserer vi på en reform som ble iverksatt fra januar 2003, og som innebar en skjerpelse av inngangskravet for rett til dagpenger. Reformen gikk ut på at de som hadde hatt en lønnsinntekt på mellom 1,25 og 1,5 G (mellom 66 541 kroner og 79 850 kroner i 2002) i foregående kalenderår, og under 1 G i snitt de tre foregående kalenderårene, og ble arbeidsledige i 2003, ikke lenger hadde rett til dagpenger.² Dersom reformen ikke hadde blitt innført, ville disse hatt rett til dagpenger i inntil ett og et halvt år³ tilsvarende 62,4 prosent av lønnsinntekten året før. Dette innebærer at dersom man hadde en inntekt på 79 000 kroner i 2002, og ble arbeidsledig i januar 2003, så ble inntekten redusert med cirka 4000 kroner per måned som en direkte konsekvens av reformen.

Formålet med reformen var å avgrense dagpengeordningen til «de som har hatt en fast og reell tilknytning til arbeidslivet, og som har hatt arbeidsinntekt som viktigste kilde til livsopphold» (Ot.prop. nr. 15, 2002–2003). Hovedspørsmålet vi ønsker å besvare i denne artikkelen, er om skjerpet inngangskrav har påvirket atferden til dem som ble berørt, både når det gjelder anstrengelser for å forebygge arbeidsledighet, og for å komme seg ut av ledighet når den først inntreffer.⁴ Vi vil også undersøke om reformen medførte økt overgang til andre trygdeordninger som atføringsspenger og sosialhjelp.

Dersom individets tilpasning på arbeidsmarkedet hovedsakelig er styrt av vedkommendes søkeatferd og reservasjonskrav, skulle man forvente at innstramninger i trygdeordningene får flere til å se det som lønnsomt å skaffe seg en jobb. Men en slik betraktning forutsetter at det faktisk er jobber å få. Dersom økonomiske incentiver skal virke, må personene stå overfor reelle valg. Empirisk kunnskap om effekter av endrede incentiver kan derfor i noen grad kaste lys over betydningen av tilbuds- og etterspørselsfaktorer for insidens og varighet av arbeidsledighet.

Reformen i 2003 er ikke den første i sitt lag i senere tid. Også i 1997 ble inngangskravene til dagpengeytelser skjerpet. Den gang ble inntektskravet hevet fra 0,75 G til 1.25 G. Bolvig et al. (2008) og Hardoy og Schøne (2009) evaluerte effekten av denne endringen. De kom fram til at reformen i liten grad påvirket overgangen fra arbeidsledighet til jobb, men at den hadde betydelig effekt på tilbøyeligheten til å registrere seg som arbeidsledig ved arbeidskontorene.

Etter det vi kjenner til, er dette den første evalueringen av dagpengereformen i

2003. Vi identifiserer effekter av reformen ved å utnytte dens eksperimentliknende egenskaper, det vil si at den påvirket noen grupper av ledige men ikke andre, avhengig av om de befant seg like over eller like under inntektsgrensen som utløste dagpengerettigheter. Dersom individuelle økonomiske incentiver er viktige, skulle man forvente at gruppen som ble påvirket av reformen, anstrengte seg mer for å holde på og eventuelt skaffe seg arbeid, mens gruppen som ikke ble påvirket av reformen, ikke endret sin atferd.

En viktig utfordring i evalueringen av reformen er å håndtere problemet knyttet til at sannsynlighet for å *melde seg* som ledig kan tenkes å være påvirket av gevinsten ved å melde seg. Når retten til dagpenger faller bort, vil incentivene til å melde seg som arbeidsledig jobbsøker reduseres, selv om man reelt sett skulle være på jakt etter arbeid. Dette gjør det problematisk å benytte registrert arbeidsledighet som mål på ledighet. Vi etablerer derfor en alternativ indikator for arbeidsledighet som bygger på *fravær av jobb, utdanning og helse- og aldersrelatert trygd*. Hvis reformen medførte at det kun er de mest motiverte jobbsøkerne som – i fravær av dagpenger – fortsatt ønsket å registrere seg, vil man ved å sammenlikne registrerte jobbsøkeres atferd før og etter reformen åpenbart overvurdere eventuelle positive effekter.

Artikkelen fortsetter som følger: Først beskriver vi reformen, deretter evalueringsmetoden og så resultatene. Presentasjonen av resultatene er delt i tre: Den første tar for seg effekten på overgangen fra å være i jobb til å slutte i jobb. Den andre tar for seg effekten på registreringsatferd, der vi ser på både sannsynlighet for å registrere seg ved arbeidskontoret (NAV) og sannsynligheten for å slutte å sende inn meldekort uten at overgang til ny jobb eller andre inntektskilder har funnet sted. Til slutt evaluerer vi effekten av reformen på varighet og utfall av perioder uten arbeid/utdanning.

Reformen

Følgende endringer i dagpengereglene trådte i kraft 1. januar 2003 (Ot.prp. nr. 15, 2002–2003):

- Inngangsvilkårene ble skjerpet på den måten at krav til inntektsgrunnlag ble økt fra 1,25 G til 1,5 G foregående kalenderår. Det ble satt et høyere krav til bortfall av arbeid, fra minimum 40 prosent til minimum 50 prosent reduksjon i arbeidstid.
- Kompensasjonsgraden ble redusert på to måter: 1) *ferietillegget* ble fjernet (for personer med minst 8 ukers ledighet), 2) ventetiden før dagpenger ble utbetalt ble økt fra 3 dager i løpet av de siste 10 dagene til 5 dager i løpet av de siste 15 dagene.
- Maksimal dagpengeperiode ble redusert: Maksimalperioden ble redusert fra tre til to år for dem som hadde hatt inntekt tilsvarende minst 2 G. (Ved utløpet

av lang dagpengeperiode kunne det søkes om ventestønad som gav inntekts-sikring for personer med sterk tilknytning til arbeidsmarkedet, og som hadde brukt opp sine dagpengerettigheter.)

- Bruk av atferdskrav ble formalisert på den måten at adgangen til å stille krav om aktiv jobbsøking med videre, ble forskriftsfestet.

I denne artikkelen skal vi kun fokusere på virkninger av at inntektskravet ble økt fra 1,25 til 1,5 G. Analysen er derfor utformet med tanke på å isolere effektene av denne ene endringen.

Data

Dataene vi benytter, er administrative registre utlånt fra Statistisk sentralbyrå. Databasen inneholder avidentifisert informasjon om alle personer i Norge, hentet fra trygderegister (FD-trygd), arbeidstakerregister, likningsregister, utdanningsregister og demografisk register.

Metode og utvalg

For å måle effekten av reformen benytter vi oss av at reformen påvirket noen individer, mens andre nokså like individer ikke ble påvirket. Hovedideen er å sammenlikne to grupper, der den ene ble berørt av reformen (tiltaksgruppen), mens den andre var uberørt (kontrollgruppen).

La *gammel* dagpengeordning være den som gjaldt fram til 31. desember 2002, og *ny* dagpengeordning være den som gjaldt fra 1. januar 2003. *Tiltaksgruppen* er de som var berettigede til dagpenger etter gammel ordning, men ikke etter ny, det vil si de som hadde en lønnsinntekt foregående år på mellom 1,25 G og 1,5 G, og under 1 G i snitt de tre siste årene. Kontrollgruppen består av personer som var berettiget til dagpenger både i det gamle og det nye regimet, det vil si at de hadde en lønnsinntekt året før på over 1,5 G, eller en snittinntekt på over 1 G. Videre, for å gjøre gruppene så like som mulig, inkluderer vi i kontrollgruppen kun dem med inntekt opp til 2 G. Valg at terskelverdi har sammenheng med at i 2003 ble også regelen forbundet med varighet av dagpenger endret på en slik måte at de med tidligere inntekt over 2G fikk maksimal varighet forkortet. Inntektsbegrensningen oppad innebærer at gruppen vi ser på her, ikke ble påvirket av varighetsreformen.

Reformen skaper variasjon langs to dimensjoner: 1) før og etter reformen (2002 versus 2003) og 2) mellom dem som ble påvirket av reformen (tiltaksgruppen), og dem som ikke ble det (kontrollgruppen). Forutsetningene for identifikasjon er at det ikke forekom noen sjokk i økonomien samtidig med innføringen av reformen som påvirket tiltaks- og kontrollgruppen på forskjellig måte. Siden inntektsforskjellene mellom gruppene er såpass små, mener vi det er rimelig å anta at

eventuelle sjokk ville ha påvirket disse to gruppene tilnærmet likt. Den andre forutsetning er at sammensetningen av tiltaks- og kontrollgruppene ikke endret seg på noen måte som kan påvirke utfallene vi analyserer. Når det gjelder analyser av overganger fra registret og uregistret ledighet til ny jobb eller andre tilstander, kan vi imidlertid ikke se bort fra at reformen i seg selv medfører endringer i sammensetningen av analysepopulasjonen. Analysen har tre trinn.

Trinn 1: Effekten på strømmen ut i ikke-syssetning

Utvalget i trinn 1 er alle jobbforløp i databasen som begynte etter 1. januar 2000, og der individet hadde et jobbforhold året før med et inntektsgrunnlag på 0,75–2G. Vi følger alle disse jobbforløpene fram til 31. desember 2006 eller til en overgang finner sted. Vi definerer en overgang fra syssetning til *ikke-syssetning* dersom vi observerer at jobbforholdet opphører uten at en av de følgende tilstander inntreffer i løpet av de etterfølgende 30 dager:

- ny jobb
- utdanning
- uførhet (permanent eller midlertidig)
- attføring / rehabilitering
- flytting til utlandet
- død eller fyller 60 år

Et viktig spørsmål er hvem vi får med oss i utvalget ved en slik trekkingsprosedyre. Inntektskravet vi har satt, innebærer åpenbart at datasettet blir dominert av nyankomne på arbeidsmarkedet (som f.eks. ungdom og innvandrere med kort botid), personer med ustabil tilknytning til arbeidsmarkedet (vikarer, midlertidige ansatte, individer med fersk ledighetserfaring) og arbeidstakere med svært lave stillingsbrøker. Således er opplegget godt egnet til å si noe om effekten av reformen på dem som ble berørt av den, men mindre egnet til å si noe om effekten av dagpenger i populasjonen som helhet.

For å estimere effekten på strømmen ut i ikke-syssetning bruker vi en enkel risiko Cox proporsjonal hasardratemodell:

$$(1) \quad h(t) = h_0(t) \exp(aT + bE + \gamma T * E + m(X, Z)),$$

hvor $h_0(t)$ = baseline hasard; $T=1$ hvis tiltaksgruppe og 0 hvis kontrollgruppe; $E=1$ hvis ny ordning gjelder (perioden 2003–2006) og 0 hvis gammel ordning gjelder (periode 2000–2002) og $m(\cdot)$ er en funksjon der X er individuelle faste kjennetegn (målt i begynnelsen av forløp) og Z er tidsvarierende kjennetegn.⁵ Observasjonsperioden varer maksimum 7 år, det vil si fra 1. januar 2000 til 31. desember 2006.

Koeffisientene angir tilnærmet den prosentvise økning i hasarden – risikoen for overgang i et lite tidsintervall – når de aktuelle forklaringsvariablene endres med en enhet. Koeffisienten vi er mest interessert i, er γ . Denne uttrykker effekten av reformen. Dette kalles for en forskjell-i-forskjell-tilnærming. Dersom hasardraten til tiltaksgruppen øker mindre fra perioden før til perioden etter reformen enn hasarden for kontrollgruppen (alt annet likt), vil γ ha en negativ verdi, og vi kan konkludere med at reformen gjorde at berørte arbeidstakere ble flinkere til å holde seg i arbeid.

Trinn 2: Effekten på registreringsatferd

Alle jobbforløp som ble avsluttet med en overgang til *ikke-syssetsetting*, slik definert i trinn 1, benytter vi så til å undersøke sannsynligheten for å registrere seg som ledig i NAV. Her benytter vi en logit-modell til å studere sannsynligheten for å registrere seg som ledig, gitt at man står uten arbeid.

Trinn 3: Effekten på ledigheten og på overgang til ny jobb, utdanning og trygdeytelser

For å estimere hvordan reformen påvirker ledighetsvarighet og overgang til jobb og andre tilstander bruker vi en Cox proporsjonal hasardrate-modell med konkurrerende risikoen for de ulike overgangene:

$$(2) \quad h_k(t) = h_{k0}(t) \exp(a_k T + b_k E + \gamma_k T * E + m_k(X, Z)),$$

hvor T og E ble definert i trinn 1, mens X er nå faste individspesifikke variabler på det tidspunktet man opplever en overgang til ikke-syssetsetting, og Z er variabler som varierer over tid gjennom den perioden man er uten jobb. Fotskriften k markerer de ulike overgangene som kan inntreffe:

- syssetsetting (delvis syssetsett og heltidssyssetsett, også delvis arbeidsledige)
- utdanning
- trygd (mottaker av attføringspenger, rehabiliteringspenger, uførepensjon)

Her er vi igjen mest interessert i γ_k , som uttrykker effekten av innstramning av inngangskrav til dagpenger på overgangsraten til tilstand k . Her benytter vi også en forskjell-i-forskjell-tilnærming. Dersom en overgangsrate øker mer for tiltaksgruppen enn for kontrollgruppen i forbindelse med implementering av reformen (alt annet likt), konkluderer vi med at reformen øker hasarden til den aktuelle tilstanden ($\gamma_k > 0$).

Hva forventer vi å finne?

Når det gjelder effekten på strømmen til ikke-sysselsetting:

- Arbeidstakere strever mer for ikke å miste jobben når de vet at de ikke har rett på dagpenger lenger. Eventuelt finner de seg ny jobb kjapt, slik at de unngår «hull» i sysselsettingen.

Når det gjelder effekten på registreringsatferd:

- Incentivene til å registrere seg som arbeidsledig svekkes. Registreringshyppigheten blant dem som opplever jobbslutt, vil falle.
- Det er også mulig at de som registrerer seg, slutter å levere meldekort som følge av at de ikke lenger har rett til dagpenger.

Når det gjelder effekten på overganger til ny jobb/trygd/utdanning:

- Fraværet av dagpengerettigheter forventes å redusere ledighetens varighet ved at alle overgangsrater øker.

Effekter av reformen

Vi starter med beskrivende statistikk av hovedutvalget, det vil si alle som starter i nytt arbeid i perioden 2000–2006. Tabell 1 viser at tiltaksgruppen skiller seg fra kontrollgruppen både før og etter perioden. De med lavere inntektsgrunnlag (tiltaksgruppen) har lavere utdanning og mindre registrert arbeidsledighet enn de med inntekt rett over terskelverdien, og de har også en større andel etniske nordmenn. Disse forskjellene gjelder både før og etter reformen. Som forventet er andel kvinner, ungdom og lavutdannede høyere i vårt utvalg enn ellers i befolkningen. Metoden som brukes, er best egnet når verden der ute etterlikner en eksperimentell situasjon. Dersom alt holder seg stabilt bortsett fra at noe eksogent (reformen) oppstår, kan vi med rimelig sikkerhet tolke eventuelle endringer i atferd som en konsekvens av reformen. Som nevnt ovenfor er en viktig forutsetning for å oppnå identifikasjon at den relative sammensetning mellom tiltaks- og kontrollgruppe ikke endrer seg fra perioden før til perioden etter reformen. Tabell 1 antyder at denne forutsetningen er oppfylt: det er små endringer fra før til etter reformen. Perioden 2000–2006 kjennetegnes av en nedgangsperiode etterfulgt av en periode med oppgangskonjunktur. Det kan være noe av forklaringen på hvorfor andelen ikke-vestlig innvandrere er noe høyere etter reformen enn før.

Tabell 1. Beskrivende statistikk. Utvalg: strøm inn i jobb i perioden 2000–2006

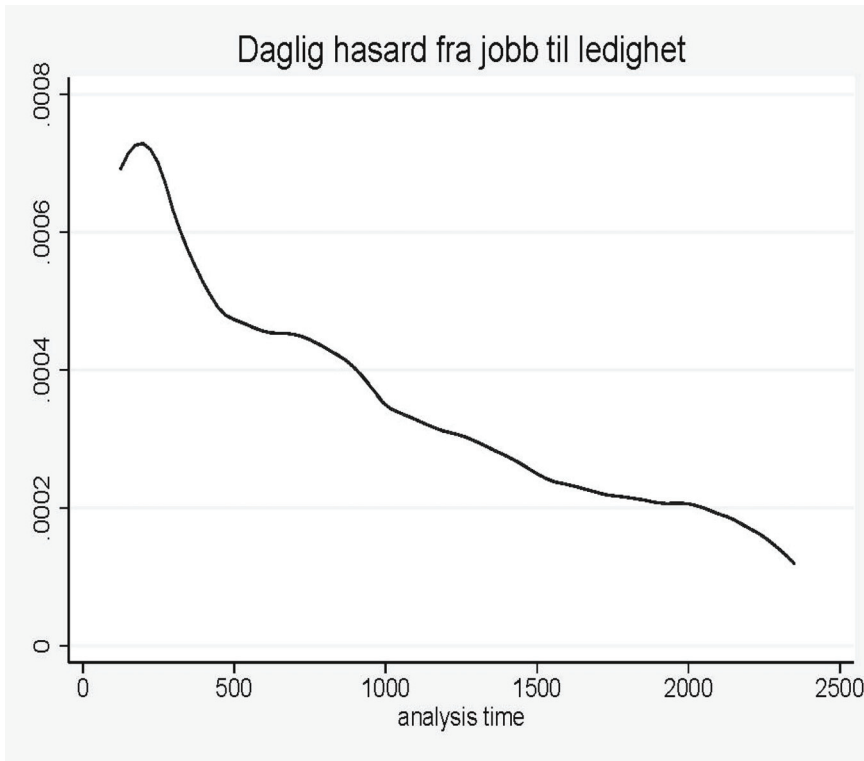
	FØR (2000–2002)	ETTER (2003–2006)		
	Tiltaks- gruppe	Kontroll- gruppe	Tiltaks- gruppe	Kontroll- gruppe
Alder (gj.snitt)	25,1	27,4	25,3	27,4
Menn (%)	44,4	39,2	42,7	36,5
Ikke-vestlige innvandrere (%)	12,3	9,5	17,6	10,9
Etniske nordmenn (%)	78,8	83,0	72,8	82,4
Antall barn (gj.snitt)	0,8	0,7	0,8	0,7
Toppkattengrunnlag, NOK (gj.snitt)	123808	139745	136133	149572
Ledighet siden 1992 (mnd)	4,3	7,0	4,4	7,4
Sos.hjelp siden 1992 (mnd)	2,5	2,6	2,8	2,8
Gift (%)	14,7	19,6	17,3	20,8
Pensj.poeng (sum G)	3,5	6,9	3,7	7,8
Ikke fullført VGS (%)	49,2	39,8	50,9	38,4
Antall observasjoner	26 302	89 002	33 237	212 712

* Inkluderer både 1. og 2. generasjons innvandrere fra land Asia, Afrika, Mellom- og Sør-Amerika og Øst-Europa.

Figur 1 viser den daglige «risikoen» for å slutte eller miste jobben og oppleve registrert eller uregistrert arbeidsledighet (definert som å forlate jobben uten å gå over til verken rehabilitering, attføring, uførhet eller utdanning, og uten å flytte til utlandet eller dø innen første måned). Datamaterialet inkluderer alle tilfeller av jobbforhold som startet etter 1. januar 2000 og fram til desember 2006. Den loddrette akse viser sannsynligheten for overgangen, mens den vannrette akse viser varighet i antall dager. Figuren viser at den daglige sannsynlighet for å slutte / bli sagt opp i en jobb og oppleve frivillig/ufrivillig ledighet er omtrent en halv promille ved starten av et jobbforløp, og deretter fallende. Det er imidlertid viktig å understreke at bildet som fremkommer i figur 1, er *rent deskriptivt*, det vil si at den fallende sluttessannsynligheten både kan reflektere seleksjon (at det er de med høyest sannsynlighet for å slutte, som slutter først) og kausalitet (at jobbene faktisk blir tryggere etter hvert).

Tabell 2 viser estimerte effekter av reformen på sannsynligheten for å oppleve en overgang fra jobb til ikke-jobb ved bruk av Cox proporsjonal hasardratemodell (likning (1)). Den første kolonnen viser gjennomsnittseffekten. Deretter viser vi standardfeilen til gjennomsnittseffekten. De to siste kolonnene viser 95 prosent øvre og nedre grense for gjennomsnittseffekten. Hver linje representerer en analyse for seg for et gitt utvalg. Første linje viser at for hele populasjon er overgangsraten fra jobb til registrert/uregistrert ledighet redusert med 8,7 prosent som resul-

Figur 1. Daglig hasard fra jobb til ikke-jobb. Periode 2000–2006



tat av innføring av reformen. Estimatet er signifikant forskjellig fra null på 5 prosent nivå. Videre nedover i tabellen ser vi at effekten er signifikant for ungdom/unge voksne (< 35 år), kvinner og etniske nordmenn. Det er verdt å merke seg den store forskjellen mellom kvinner og menn. For menn finner vi ingen effekt av reformen.

Neste trinn er å undersøke i hvilket omfang de som slutter i jobb uten å ha noe annet å gå til, registrerer seg som arbeidsledige i NAV. Tabell 3 viser beskrivende statistikk for «jobbslutterne», det vil si de som hadde en overgang fra jobb til ikke-jobb slik det ble definert i trinn 1. Gruppen kjennetegnes av å være unge, ha lav utdanning og å ha en større andel ikke-vestlig innvandrere sammenliknet med populasjonen for øvrig. Mest interessant i denne sammenheng er at det ser ut til å være veldig små endringer i tiltaks- og kontrollgruppene fra før til etter reformen. Unntaket er andelen ikke-vestlig innvandrere, som øker noe mer fra før til etter reformen blant tiltaksgruppen. I sum tolker vi dette slik at det ikke er sammensetningsproblemer som kunne ha vanskeliggjort identifikasjon av den kausale effekten av reformen.

Tabell 2. Estimerte effekter av reformen (tap av dagpengerettigheter) på sannsynligheten for å slutte i jobb og gå over til frivillig/ufrivillige ledighet innen første måned etter jobbslutt. Cox proporsjonal hasardratemodell. Separate estimeringer for hver gruppe. I prosent

	Gj.snitt effekt	Standardfeil	95 % nedre grense	95 % øvre grense
Alle	-8,7	2,2	-13,0	-4,2
Etniske nordmenn	-7,3	2,6	-12,2	-2,1
Ikke-vestlig innv.	-4,2	6,5	-16,1	9,4
<35 år	-8,0	2,4	-12,6	-3,2
>=35 år	-8,3	6,8	-20,8	6,1
Kvinner	-12,7	2,9	-18,3	-6,8
Menn	-2,7	3,5	-9,4	4,5

Tabell 3. Beskrivende statistikk. Utvalg: De som slutter i jobben i perioden 2000–2006

	FØR (2000–2002)		ETTER (2003–2006)	
	Tiltaks- gruppe	Kontroll- gruppe	Tiltaks- gruppe	Kontroll- gruppe
Alder (gj.snitt)	25,6	27,6	26,7	28,5
Menn (%)	46,6	45,2	44,4	39,5
Ikke-vestlige innvandrere (%)	15,4	12,2	21,5	13,4
Etniske nordmenn (%)	72,1	78,9	65,3	77,8
Antall barn (gj.snitt)	0,7	0,7	0,7	0,7
Toppskattegrunnlag, NOK (gj.snitt)	107524	123976	113145	134842
Ledighet siden 1992 (mnd)	6,8	10,2	6,8	11,4
Sos.hjelp siden 1992 (mnd)	4,6	4,9	4,9	4,9
Gift (%)	16,8	19,5	21,6	23,9
Pensj.poeng (sum G)	3,6	7,0	4,1	8,3
Ikke fullført VGS (%)	50,5	47,4	45,7	44,6
Antall observasjoner	4 936	16 268	7 553	46 099

Det er alt i alt bare 13,8 prosent av personene med overgang til registrert eller uregistrert ledighet som har overgang til registrert ledighet innen 30 dager etter jobbslutt. Tabell 4 viser estimerte effekter av reformen ved bruk av logit-modellen og gjort om til sannsynligheter (for personer med gjennomsnittsverdi på alle individuelle kjennetegn). Som i tabell 2 er hver linje basert på separate kjøringar for den enkelte gruppe. Første linje viser at når vi ser på alle under ett, ser det ut til at

reformen har ført til en reduksjon i sannsynligheten for å melde seg som arbeidsledig for dem som mistet retten til dagpenger. Ellers ser effekten av reformen ut til å være sterkere for ikke-vestlige innvandrere enn for nordmenn.

Tabell 4. Estimerte effekter av reformen (tap av dagpengerettigheter) på sannsynlighet for å registrere seg som arbeidsledige innen de første 30 dager etter å ha avsluttet en jobb. Logit-modell. Separate estimeringer for hver gruppe. I prosent

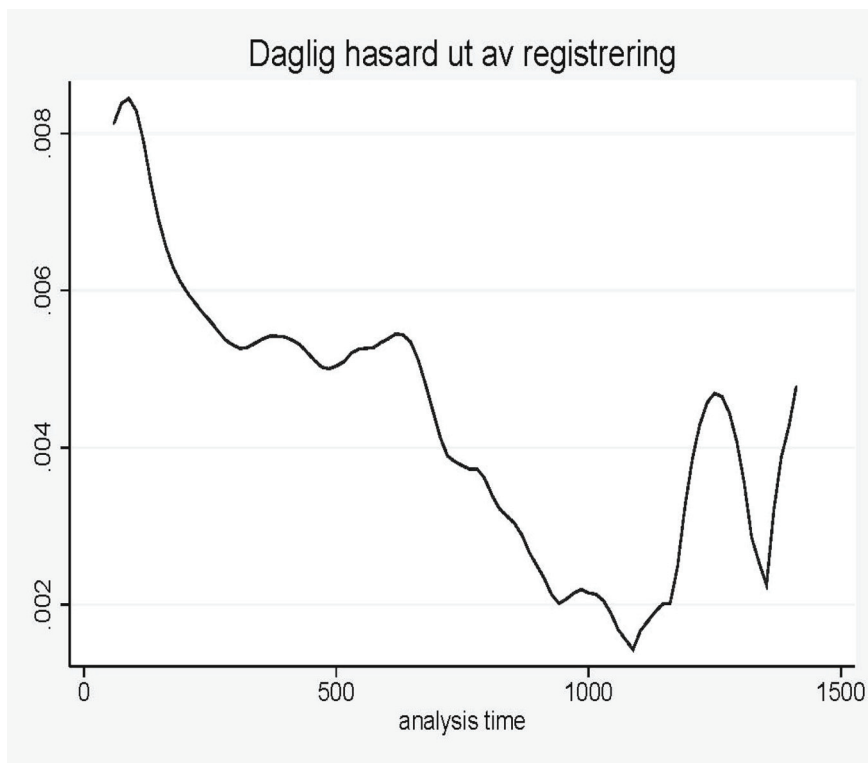
	Gjennomsnittlig marginaleffekt (prosentpoeng)	Standardfeil	95 % nedre grense	95 % nedre grense
Alle	-2,7	0,7	-4,1	-1,3
Etniske nordmenn	-1,6	0,9	-3,4	0,1
Ikke-vestlig innv.	-4,9	1,8	-8,5	-1,3
<35 år	-2,9	0,8	-4,5	-1,3
>=35 år	-2,5	1,7	-5,8	0,7
Kvinner	-3,0	0,9	-4,8	-1,1
Menn	-2,7	1,2	-4,9	-0,4

Gitt at man først har registrert seg som arbeidsledig, kan reformen også påvirke motivasjonen til å fortsette å stå registrert som jobbsøker i NAV. Som forventet viser figur 2 at risikoen for å slutte å melde seg som ledig er størst rett etter start av registreringsperioden, og avtar monotont deretter. Vi antar at dette i stor grad skyldes en ren sorteringseffekt, det vil si at personer med liten grunn til å stå registrert – for eksempel fordi de ikke har rett til dagpenger – forsvinner først. Den markerte økningen i hasarden fram mot cirka to år skyldes sannsynligvis at dagpengene tar slutt etter to år, slik at incentivene til fortsatt registrering faller.

Tabell 5. Estimerte effekter av reformen (tap av dagpengerettigheter) på sannsynlighet for å slutte å stå registrert som arbeidsledig. Cox proporsjonal hasardratemodell. Separate estimeringer for hver gruppe. I prosent

	Gj.snitts effekt	Standardfeil	95 % nedre grense	95 % øvre grense
Alle	35,3	9,6	17,7	55,4
Etniske nordmenn	34,2	10,7	14,9	56,9
Ikke-vestlig innv.	38,4	25,8	-3,9	99,3
<35 år	29,9	9,8	12,0	50,7
>=35 år	66,1	35,0	9,8	151,2
Kvinner	46,7	14,8	20,3	78,9
Menn	24,3	12,4	2,2	51,1

Figur 2. Daglig hasard fra registrert til ikke-registrert ledighet. Perioden 2000–2006

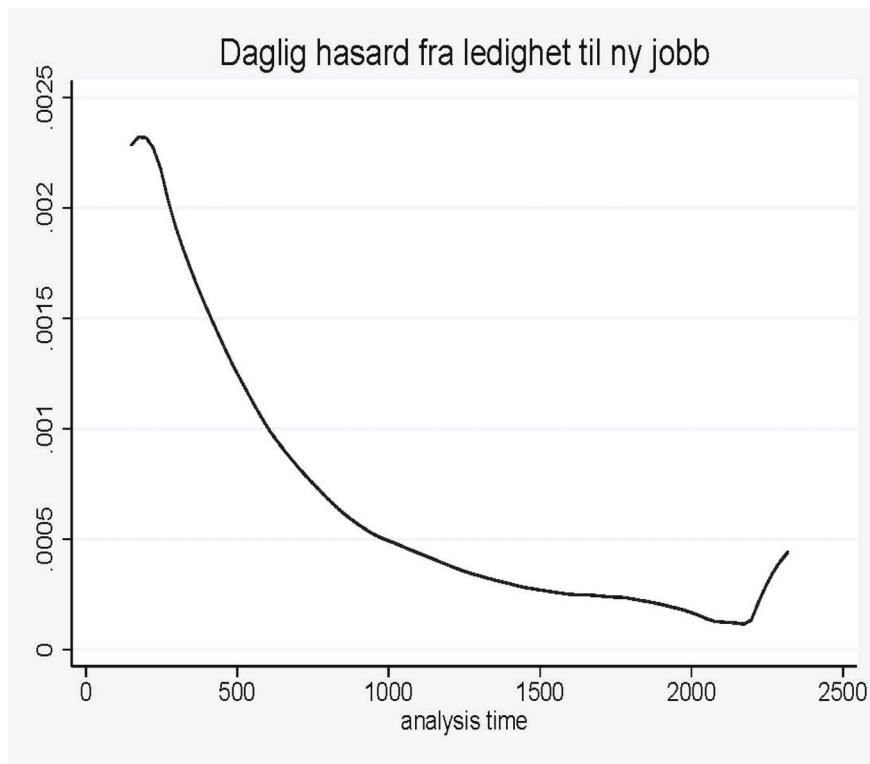


Tabell 5 viser en tydelig tendens til å slutte å stå registrert hos NAV som konsekvens av å miste dagpengerettighetene. Effekten er sterkt positiv og statistisk signifikant for alle gruppene, bortsett fra ikke-vestlige innvandrere.

Til slutt studerer vi om reformen har hatt den ønskede effekten ved at flere opplever en raskere overgang til jobb. Siden en fare ved å fjerne et inntektsgrunnlag er at man går over til andre stønadsordninger snarere enn til jobb, undersøker vi også om reformen har ført til en økning i hasardene til attføring/rehabilitering eller sosialhjelp. For å gjøre dette bruker vi utvalget av alle som avsluttet jobb, og undersøker om de opplevde en overgang, og til hvilken tilstand. Det er viktig å huske på at bare 14 prosent av disse personene faktisk registrerte seg som arbeidsledige jobbsøkere. De aller fleste i risikosettet vil dermed i praksis være helt ubørørt av reformen. Når vi likevel har valgt å fokusere på alle «jobbsluttere» – ikke bare på dem som registrerte seg på arbeidskontoret – er det fordi vi antar at den siste gruppens sammensetning kan ha blitt sterkt påvirket av reformen. Samtidig innebærer vår tilnærming en betydelig risiko for at vi ikke vil være i stand til å avdekke eventuelle kausale sammenhenger, *selv om de i realiteten skulle være der.*

Vi benytter en Cox proporsjonal hasardratemodell med konkurrerende risikoer og estimerer likning (2) med et batteri av forklaringsvariabler i tillegg til de reformrelaterte variablene. Nedenfor viser vi figurer med de daglige overgangsratene for de ulike tilstandene og effekten for dem som er berørt av reformen, sammenliknet med dem som er nær terskelverdi, men ikke mistet rettighetene.

Figur 3. Daglig risiko for å oppleve en overgang fra ikke-jobb til ny jobb. Perioden 2000–2006



Figur 3 viser at sannsynligheten for å oppleve en overgang fra ikke-jobb til jobb er liten og bratt fallende, fra noe over 2 promille per dag i starten av forløpet til under 1 promille etter om lag ett år. Videre viser tabell 6 at reformen ikke hadde noen signifikant innvirkning på sannsynligheten for å få ny jobb når vi ser på utvalget samlet. Vi finner imidlertid en signifikant positiv effekt blant ikke-vestlige innvandrere.

Tabell 6. Estimerte effekter av reformen (tap av dagpengerettigheter) på sannsynlighet for å oppleve en overgang fra ikke-jobb til en ny jobb. Cox proporsjonal hasardratemodell. Separate estimeringer for hver gruppe. I prosent

	Gj.snitt Effekt	Standardfeil	95 % nedre grense	95 % øvre grense
Alle	-2.3	2.8	-7.7	3.3
Etniske nordmenn	-4.7	3.1	-10.5	1.5
Ikke-vestlig innv.	17.3	9.5	0.0	37.5
<35 år	-2.6	3.0	-8.3	3.3
>=35 år	1.8	8.9	-14.2	20.9
Kvinner	-1.6	3.8	-8.8	6.3
Menn	-1.5	4.2	-9.4	7.0

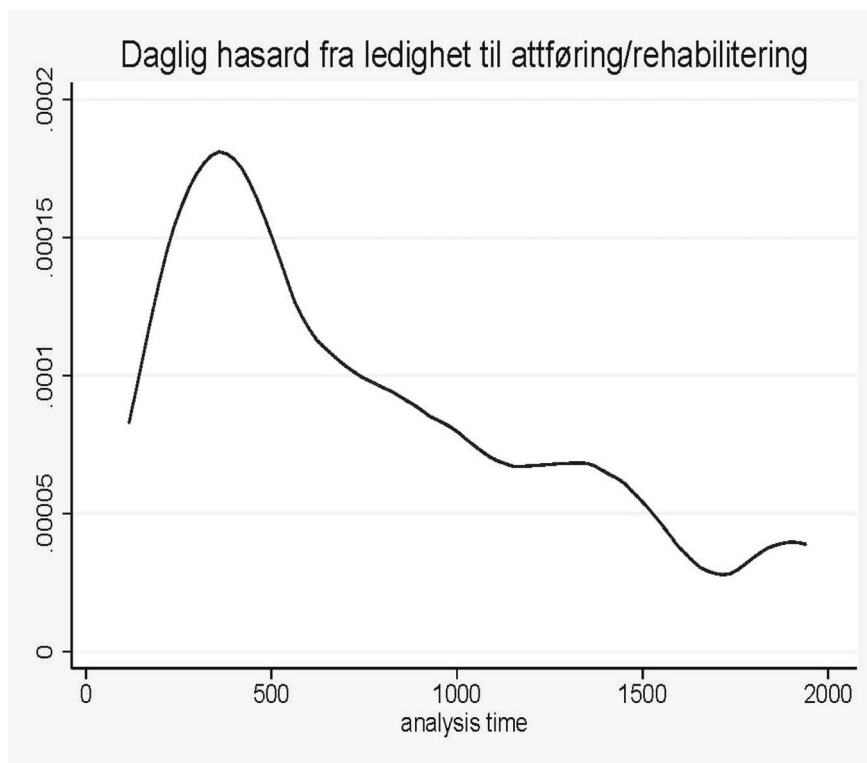
Figur 4 viser at den daglige risikoen for å begynne på et attførings- eller rehabiliteringsforløp øker det første året etter at man har mistet / sagt opp jobben, og er fallende deretter. Dette kan tyde på at flere blir syke (fysisk og/eller psykisk) som resultat av ikke å ha jobb, eller det kan ta noe tid før jobbsøkeren og/eller NAV konkluderer med at helseproblemene er en viktig årsak til vanskelighetene med å komme i arbeid.

Tabell 7 viser de estimerte effektene av reformen. For utvalget samlet, og for enkelte grupper, ser det ut til at bortfallet av dagpengerettigheter forårsaket en økning i risiko for overgang til rehabiliterings- eller attføringspenger. Det er tilsynelatende stor variasjon mellom de ulike gruppene når det gjelder denne effekten. Størrelsen på de rapporterte konfidensintervallene gjør det imidlertid vanskelig å trekke klare konklusjoner på dette området. Det har sammenheng med at antall personer med overgang til rehabiliterings-/attføringspenger er ganske få.

Tabell 7. Estimerte effekter av reformen (tap av dagpengerettigheter) på sannsynlighet for å oppleve en overgang fra ikke-jobb til rehabilitering/attføring. Cox proporsjonal hasardratemodell. Separate estimeringer for hver gruppe. I prosent

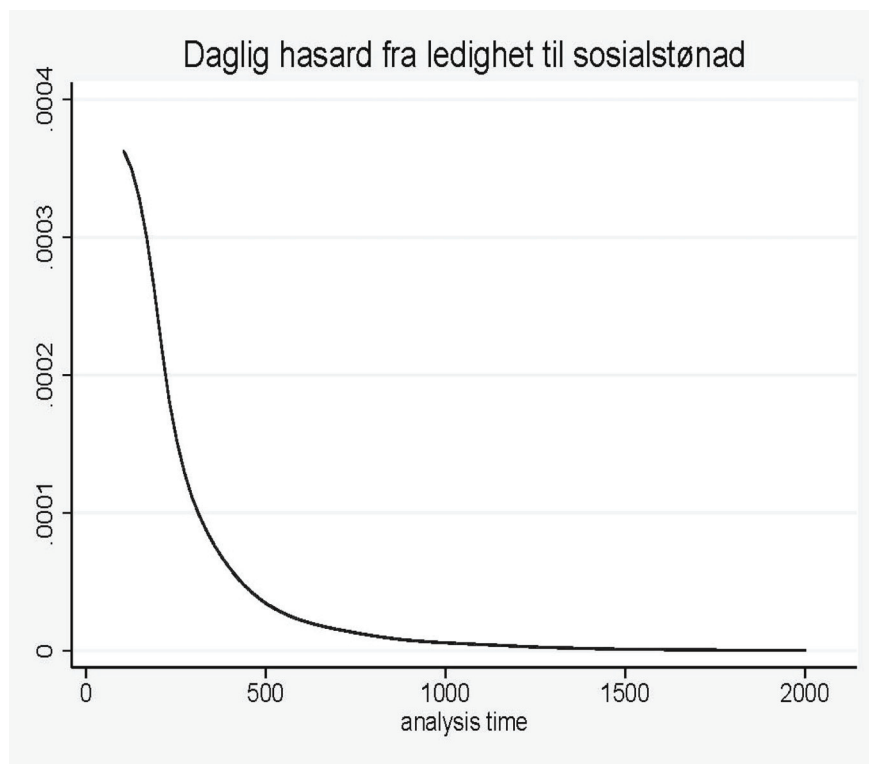
	Gj.snitt. effekt	Standardfeil	95 % nedre grense	95 % øvre grense
Alle	25,9	14,6	0,2	58,1
Etniske nordmenn	25,3	15,8	-2,2	60,6
Ikke vestlig innv.	11,7	41,3	-45,9	130,8
<35 år	31,2	17,4	1,2	70,2
>=35 år	2,2	26,3	-38,3	69,2
Kvinner	22,6	18,8	-9,3	65,6
Menn	28,3	23,0	-9,7	82,2

Figur 4. Daglig risiko for å oppleve en overgang fra ikke-jobb til attføring/rehabilitering. Perioden 2000–2006



Figur 5 og tabell 8 viser tilsvarende resultater for overgang til sosialhjelp. Tap av dagpengerettigheter innebærer en økning i risikoen for å motta sosiale stønader. For gruppen ikke-sysselsatte som helhet øker overgangsraten til sosialhjelp med litt over 17 prosent. Vi finner klare positive effekter blant etniske nordmenn, de unge og menn, men det ikke ser ut til å ha noen effekt for ikke-vestlige innvandrere, for kvinner og for dem over 35 år .

Figur 5. Daglig hasard fra ikke-jobb til sosialhjelp. Perioden 2000–2006



Tabell 8. Estimerte effekter av reformen (tap av dagpengerettigheter) på sannsynlighet for å oppleve en overgang fra ikke-jobb til sosialhjelp. Cox proporsjonal hasardratemodell. Separate estimeringer for hver gruppe. I prosent

	Gj.snitts. effekt	Standardfeil	95 % nedre grense	95 % øvre grense
Alle	17,4	6,6	5,2	31,0
Etniske nordmenn	25,5	8,1	10,5	42,4
Ikke vestlig innv.	-2,2	12,4	-23,7	25,5
<35 år	21,0	7,3	7,5	36,1
>=35 år	-4,5	15,1	-30,0	30,2
Kvinner	8,2	9,2	-8,5	27,8
Menn	25,8	9,4	8,7	45,5

Hvor robuste er resultatene?

Vi har gjort avgrensninger langs ulike dimensjoner for å sjekke hvor troverdige resultatene er. For det første har vi prøvd ulike tidsintervaller: både 2002–2003 og 2000–2004 ble prøvd i tillegg til 2000–2006, som er tidsintervallet vi bruker i hovedanalysen. For det andre ble ulike terskelverdier for inntektsgrunnlaget til kontrollgruppen forsøkt. Punktestimatene påvirkes lite av hvilket tids- og inntekt-sintervall vi velger, men konfidensintervallene blir større jo færre år som er med i analysen. Dette tolker vi som at vi ved å velge de største intervallene, tilfører presisjon uten å skape forventningsskjevhet. For det tredje forsøkte vi med ulike definisjoner av jobbslutt: Sysselsettingshull på 10 dager, 30 dager og 90 dager ble forsøkt. Også her ser punktestimatene ut til å være rimelig upåvirket av valget, kanskje med unntak av 10 dager. Det kan skyldes at 10 dagers sysselsettingshull gjerne forekommer, for eksempel hvis man tar seg litt ferie i forbindelse med jobbbytte. 90 dager ble for lang tid, tatt i betraktning at ledighet for mange varer vesentlig kortere enn tre måneder. Vi mistet dermed veldig mange observasjoner. Når det gjelder modellforutsetningene, har vi valgt Cox spesifisering fordi den er mer fleksibel enn både Weibull og eksponensielle funksjonsformer, men alle tre spesifiseringene er utprøvd.

En alternativ fremgangsmåte for å studere effekten av reformen ville være å ta utgangspunkt i de registrerte arbeidsledige, i stedet for både de registrerte og de uregistrerte arbeidsledige. Vi har gjennomført analyser av et underutvalg som kun omfatter dem som registrerte seg som ledig hos NAV etter jobbslutt. Man kunne tenke seg at effekten på overgangen til ny jobb ville være sterkere i utvalget av dem som registrerer seg som ledige enn i utvalget bestående av både registrerte og ikke-registrerte ledige. Dette på grunn av to forhold: For det første er disse analysene avgrenset til personer som vi vet ble direkte berørt av reformen, ettersom de faktisk registrerte seg på arbeidskontoret. I analysene i forrige avsnitt har vi også inkludert personer som sluttet i jobb av andre årsaker, og som under ingen omstendigheter ville ha registrert seg som jobbsøkere på arbeidskontoret. Effekt av reformen med utgangspunkt i et underutvalg som kun omfatter registrerte ledige, skulle dermed i mindre grad enn estimatene rapportert i forrige avsnitt vært «tynnet ut» av personer som uansett ikke ville ha mottatt dagpenger. For det andre kan sammensetningen av den gruppen som valgte å registrere seg på arbeidskontoret, ha endret seg som en direkte følge av reformen. Spesielt er det grunn til å anta at personer som registrerer seg på arbeidskontoret *uten å ha rett på dagpenger*, i gjennomsnitt er mer motiverte jobbsøkere enn personer som registrerer seg nettopp med tanke på å få utbetalt dagpenger. De mindre motiverte jobbsøkerne kan dermed tenkes å ha «falt fra» når de ikke lenger hadde rett på dagpenger.

Tabell 9. Beskrivende statistikk. Utvalg: De som slutter i jobb og registrerer seg ledige 2000–2006

	FØR (2000–2002)		ETTER (2003–2006)	
	Tiltaks- gruppe	Kontroll- gruppe	Tiltaks- gruppe	Kontroll- gruppe
Alder (gj.snitt)	26,1	27,8	26,0	27,7
Menn (%)	49,7	50,7	49,6	45,3
Ikke-vestlige innvandrere (%)	19,4	13,9	22,8	14,5
Etniske nordmenn	73,0	80,7	81,4	78,9
Antall barn (gj.snitt)	0,7	0,7	0,8	0,7
Toppskattegrunnlag, NOK (gj.snitt)	111822	124246	116679	135981
Ledighet siden 1992 (mnd)	10,8	15,7	10,7	15,7
Sos.hjelp siden 1992 (mnd)	6,3	6,8	6,8	5,9
Gift (%)	17,4	18,6	19,2	21,6
Pensj.poeng (sum G)	3,1	6,6	3,5	7,1
Ikke fullført VGS (%)	59,2	57,9	56,5	53,1
Antall observasjoner	682	2 437	796	6 436

* Inkluderer både 1. og 2. generasjons innvandrere fra land i Asia, Afrika, Mellom- og Sør-Amerika og Øst-Europa.

Resultatene er gjengitt i tabell 9 og tabell 10. Tabell 9 viser deskriptiv statistikk. En sammenlikning av tabell 9 og tabell 3, som omfatter både de registrerte og de uregistrerte arbeidsledige, viser noen forskjeller som er verdt å merke seg. Utvalget i tabell 9 består av flere menn, personer med lengre erfaring med arbeidsledighet og personer med lengre erfaring fra å være mottaker av sosialhjelp, sammenliknet med utvalget beskrevet i tabell 3. Andelen som ikke har fullført videregående skole, er også markert høyere blant de registrerte ledige. Vi finner altså ikke noen tegn i våre data på at registrerte ledige er positivt selektert.

Tabell 10 viser estimerte effekter av reformen tilvarende tabell 6, med den forskjell at de ikke registrerte ledige er fjernet. En sammenlikning av resultatene i tabell 6 og første kolonne i tabell 10 viser ikke store forskjeller. Standardfeilene er veldig store, noe som avspeiler at antall observasjoner reduseres. Den estimerte effekten av reformen på overgang til sosialhjelp er også vesentlig sterkere når vi avgrenser analysen til registrerte arbeidsledige. Dette illustrerer at innstramninger et sted i trykkesystemet har en tendens til å skape press på systemet andre steder. En konsekvens av bortfall av dagpengeytelser er at flere arbeidsledige søker seg mot sosialhjelp.

Tabell 10. Sannsynlighet for å oppleve en overgang fra ikke-jobb til enten ny jobb, attføring/rehabilitering eller sosialhjelp. Cox proporsjonal hasardratemodell med konkurrerende risikoer. Separate estimeringer for hver gruppe. Utvalg: registrerte ledige

	Ny jobb	Sosialhjelp	Attføring/Rehab
Alle	-3 % (-16, 13)	58 % (+26, +98)	59 % (-20, +216)
Etniske nordmenn	-9 % (-23, +7)	78 % (+38, +130)	
IV innv.	26 % (-14, +24)	44 % (-16, +126)	
<35 år	-8 % (-21, +7)	66 % (+31, +111)	
>=35 år	57 % (-1, +144)	23 % (-38, +135)	
Kvinner	-6 % (-24, +17)	62 % (+15, +128)	
Menn	0 % (-19, +22)	53 % (+14, +106)	

Note: Vi anser at det statistiske grunnlaget for å anslå gruppespesifikke effekter på overgang til attføring/rehabilitering er for dårlig. Vi rapporterer derfor kun den estimerte effekten for hele populasjonen når det gjelder denne overgangen.

Tabell 11. Ulike inntektsgrunnlag for ulike år, og andelen av dem som ble arbeidsledige i løpet av året

Inntekts- grunnlag: År:	0.75 G–1.25 G		1.25 G–1.5 G		1.5 G–2.00 G	
	Antall	Andel som blir ledig	Antall	Andel som blir ledig	Antall	Andel som blir ledig
2000	145856	14.45	60297	16.95	116416	16.42
2001	151273	15.22	61081	18.96	116743	18.36
2002	151754	15.23	62054	20.49	119801	18.48
2003	152742	14.78	61793	21.20	122042	18.89
2004	151504	14.78	60665	21.24	128910	18.23
2005	153618	14.39	62584	20.09	131944	17.07
2006	154750	14.87	62696	21.49	136885	18.10

Sist kan det nevnes at i analysene ovenfor antas det at fjorårets inntekt er eksogen i forhold til reformen. I virkeligheten er det slik at individet kan tenkes å prøve å endre inntekten etter at de har fått informasjon om reformen. I vårt tilfelle er vi spesielt interessert i om kjennskap til økte krav til inntektsgrunnlag påvirker individenes inntekt allerede året før risikoen for arbeidsledighet blir analysert. Antar man at det er en viss mulighet for at man blir arbeidsledig året etter, kan man for eksempel velge å jobbe noe mer slik at man kommer over terskelverdien som utløser dagpengeutbetalinger året etter. For å se nærmere på om slik atferd forekommer i noen særlig utstrekning, har vi sett på variasjon i populasjon over tid i det aktuelle inntektsintervallet. Dette er vist i tabell 11. Konklusjonen er at det ikke er

noen påfølgende forskyvning av inntekt fra intervallet 1,25–1,50 G til intervallet 1,5–2,0 G i forbindelse med introduksjonen av reformen, i hvert fall ikke i 2002.

Sammendrag og konklusjon

Dagpengereglene i Norge ble endret på flere punkter i 2003. Endringene var motivert ut fra et ønske om å øke overgangen til arbeid på en måte som medførte minst mulig svekkelse av inntektssikringen. I denne studien evaluerer vi et hovedmoment i regelendringene, nemlig skjerpelse av inngangsvilkårene. Krav til inntektsgrunnlag ble økt fra 1,25 G til 1,5 G (den alternative regnemåten 3G de siste tre kalenderårene ble ikke endret). Analysene er basert individuelle forløpsdata hentet fra en rekke administrative registre for perioden 2000–2006, og tar i bruk blant annet forløpsanalyser med en forskjell-i-forskjell-tilnærming.

Effekt av økt inngangskrav for rett til dagpenger fra 1,25 G til 1,5 G kan oppsummeres slik:

- Reduserer sannsynligheten for å slutte i jobb noe.
- Reduserer tilbøyeligheten til å registrere seg som ledig, gitt at man slutter å jobbe.
- Øker tilbøyeligheten til å slutte å sende inn meldekort.
- Øker sannsynligheten for å motta sosialhjelp og andre trygdeytelser hvis man slutter i jobben.
- Ingen effekt på overgangen til ny jobb.

At innstramning av rettighetene til dagpenger fører til at flere blir sosialhjelps- og trygdemottakere, er relevant informasjon for politikktutformningen. Det kan tyde på at å prøve å påvirke incentivene til arbeid gjennom å fjerne inntektssikringen ikke er det mest effektive virkemiddelet for å øke sysselsettingen når gruppen er kjennetegnet ved så lav inntekt i utgangspunktet. Dersom arbeidsledige i det inntektsintervallet som reformen rammet, har problemer med å skaffe seg arbeid, kan det tenkes at man ved å fjerne inntektssikringen oppnår flere på sosialhjelp i stedet for flere i arbeid.

I 1997 kom første skjerpelse av inngangskravet. Da ble gulvet økt fra 0,75G til 1,25G. Konklusjonen fra studien til Bolvig et al. (2008) viser at effekten av den reformen var at arbeidsledige forsvant ut av ledighetsregistrene, ikke at de fikk høyere sannsynlighet for overgang til jobb. Disse funnene holdt også når det ble gjort separate analyser for etniske nordmenn og ikke-vestlig innvandrere. Videre viste separate analyser etter fødeland at etniske nordmenn reduserte jobbt tilbøyeligheten med mellom 8 og 10 prosent som konsekvens av reformen. En viktig innvending ved den analysen var at reformens effekt på registreringstilbøyeligheten ikke ble tatt hensyn til. Vår studie viser at en liknende reform hadde betydelige

effekter på registreringsatferden. Vi finner også (svake) indikasjoner på at fraværet av arbeidsledighetsforsikring faktisk medfører at sysselsatte blir flinkere til å holde seg i arbeid. I likhet med Bolvig et al. (2008) finner vi imidlertid lite tegn på at bortfall av dagpengeytelser resulterte i raskere overgang til jobb.

Noter

- 1 Denne artikkelen er en del av prosjektet «Effekter av endring i dagpengeregelverket i 2003 og 2004», utført på oppdrag fra Arbeidsdepartementet. Takk til Statistisk sentralbyrå for utlån av data, og til redaktøren og en anonym konsulent for verdifulle kommentarer.
- 2 G er folketrygdens grunnbeløp. I 2010/2011 er 1 G=75 641 kroner.
- 3 I 2004 ble denne perioden redusert til ett år.
- 4 I Regjeringens begrunnelse for forslag ble det anført at det for personer i det aktuelle inntektsintervallet er «grunn til å tro at dagpengeytelsene oppfattes å være så lave at de i liten grad påvirker atferden i forhold til det å søke arbeid eller å ta utdanning». (Ot.prop. nr. 15, 2002–2003).
- 5 Tidskonstante kovariater er: kjønn, alder ved forløpets start, dummyer for innvandringsstatus og landbakgrunn, og opplysninger om personens opptjente pensjonspeng, erfaringer med sosialhjelp, ledighet, dagpenger og sykepenger, samt alder og utdanning ved forløpets start. Kovariater som varierer over tid er: sivilstatus, antall barn i ulike aldersgrupper, toppskattegrunnlag, fast- og brutto formue og bostedsregion.

Referanser

- Bolvig, Iben, Inés Hardoy, Merja Kauhanen, Reija Lilja og Marianne Røed (2008), «The effect of tightened UIB entitlement rules on incentives to accept employment. Empirical evidence from three Nordic countries». Discussion paper No. 242. Labour Institute for Economic Research.
- Hardoy, Inés and Pål Schøne (2009), Squeezing out the marginalized? On the effect of losing unemployment benefits for non-western immigrants. Arbeidsnotat.