

Evaluering af dagpengereformen: Beskæftigelseseffekter ved halveringen af dagpengeperioden

Mikkel Nørlem Hermansen¹

Organisationen for Økonomisk Samarbejde og Udvikling (OECD),

mail: mikkel.hermansen@oecd.org

The potential unemployment benefit duration in Denmark was shortened from four to two years in 2010. This paper estimates the employment effects of the reform by comparing unemployment spells before and after the reform. The analysis proceeds in two steps. First, a duration model is estimated to control for observable characteristics of the unemployed and variation in employment opportunities. In the second step, the employment effect at the aggregate level is assessed by converting the estimated differences in hazard rates into a difference in the structural employment level. For this purpose, a simple equilibrium model of the labour market is applied. The paper finds a significantly higher exit to employment after 40 weeks in unemployment. At the individual level, the estimated effect corresponds to a reduction in the expected unemployment duration of 3-5 weeks. At the aggregate level, and with considerable uncertainty, the effect transforms into an increase in the structural employment level of 9.600-16.800 persons depending on the applied comparison group before the reform. This corresponds to an increase in the employment rate of up to ½ percentage point.

Keywords: Unemployment insurance, maximum benefit duration

JEL codes: J64, J65

1. Denne artikel er udarbejdet, mens forfatteren var ansat ved De Økonomiske Råds Sekretariat. Artiklens hovedresultater er anvendt i Kapitel II om *Dagpengesystemet* i De Økonomiske Råd (2014). Forfatteren takker Michael Svarer for meget værdifulde kommentarer og diskussioner samt Hans Jørgen Whitta-Jacobsen for forslag til at kvantificere reformens effekter på makroniveau. Desuden takkes de øvrige medlemmer af De Økonomiske Råds formandskab og sekretariat samt Morten Hedegaard Rasmussen for konstruktive kommentarer. Synspunkterne i denne artikel er forfatterens og udtrykker ikke nødvendigvis De Økonomiske Råds formandskabs eller OECD's holdninger.

1. Indledning

Dagpengereformen fra 2010 forkortede den maksimale dagpengeperiode fra fire til to år.² Dagpengeperiodens længde kan påvirke lediges motivation til at søge job, herunder hvor bredt der søges, og hvilke lønkrav der stilles. Formålet med reformen var bl.a. at øge den strukturelle beskæftigelse ved at styrke lediges incitamentter til at søge job og derved nedbringe den gennemsnitlige tid i ledighed, jf. Finansministeriet (2010). Det er nu muligt, at foretage en evaluering af reformens beskæftigelses effekter baseret på den observerede adfærd blandt den første gruppe af ledige, som kun havde ret til en toårig dagpengeperiode. Reformen indeholdt også en harmonisering af optjenings- og genoptjeningskravet til dagpenge. Fra 1. juli 2012 blev kravet for at genoptjene retten til dagpenge skærpet fra 26 til 52 ugers beskæftigelse inden for de seneste tre år. Da det ikke er muligt, at adskille effekterne fra de to elementer, evaluerer artiklen beskæftigelses effekterne af den samlede reform.

Forkortelsen af dagpengeperioden blev vedtaget kort efter den globale finanskrise i en periode med svag økonomisk vækst og deraf begrænsede jobmuligheder. I kombination med den valgte indfasning af den toårige dagpengeperiode førte det til, at et stort antal ledige opbrugte dagpengeretten.³ Siden reformens vedtagelse er indfasningen derfor blevet ændret fire gange, og en ren toårig dagpengeperiode – uden mulighed for andre ydelser end kontanthjælp efter udløb af dagpengeretten – vil først være fuldt indfaset i 2018. Resultaterne af analysen vil derfor være påvirket af, at der i indfasningsperioden har været særlige regler for ledige i både den aktive og passive del af arbejdsmarkedspolitikken. Mulighederne for fortsat at modtage en offentlig ydelse efter dagpengeudløb trækker i retning af en undervurdering af effekten af reformen. Omvendt fik de første ledige med risiko for at opbruge den toårige dagpengeret ekstra opmærksomhed i jobcentrene og særlige vilkår med akutupakkerne. Det kan have øget deres afgang til beskæftigelse op mod udløb af dagpengeretten, hvilket trækker i retning af en overvurdering af effekten. Samlet set kan analysen derfor kun give en foreløbig indikation af beskæftigelses effekterne af dagpengereformen.

2. Dagpengereformen var en del af Genopretningsaftalen vedtaget i juni 2010. Den toårige dagpengeperiode fik virkning for alle der blev ledige efter 1. juli 2010. Personer, som allerede modtog dagpenge 1. juli 2010, fik forkortet deres tilbageværende dagpengeret til kun yderligere to år, men dog maksimalt fire år i alt. Sidenhen blev indfasningen forlænget i forbindelse med finansloven for 2012, 2013 og 2015 samt i maj 2013, jf. boks I.8 og I.9 i De Økonomiske Råd (2013).
3. Beskæftigelsesministeriet (2010) vurderede i forbindelse med reformens vedtagelse, at man – med betydelig usikkerhed – kunne forvente en stigning i antallet, der årligt opbruger retten til dagpenge fra 1.000-2.000 til 2.000-4.000 personer. I 2013 opbrugte ca. 33.900 personer retten til dagpenge, mens ca. 16.700 opbrugte dagpengeretten i 2014, jf. AK-Samvirke (2015).

Evalueringsstrategien i denne artikel hviler på en sammenligning af lediges afgang til beskæftigelse før og efter dagpengereformen. Den empiriske analyse består af to dele. Først estimeres en varighedsmodel for afgang til beskæftigelse for at tage højde for forskelle i bl.a. uddannelsesniveau og arbejdsmarkedshistorik blandt de ledige med en fire- og toårig dagpengeperiode. Da dataperioden strækker sig tilbage til 2008 og dermed inkluderer det kraftige konjunkturomslag i forbindelse med finanskrisen, er det også nødvendigt at korrigere for forskelle i jobmulighederne, hvilket gøres ved at inkludere makroøkonomiske variable for konjunkturforholdene. Varighedsanalysen finder, at afkortningen af dagpengeperioden har medført en signifikant højere afgang til beskæftigelse fra omkring 40 ugers ledighed. Effekten svarer til, at den gennemsnitlige forventede varighed af ledighed er reduceret med 3-5 uger.

Andet trin i evalueringen består i at opskalere de estimerede adfærdseffekter til makroniveau og vurdere beskæftigelseseffekterne for alle i den arbejdsdygtige alder. Det gøres i en simpel ligevægtsmodel for arbejdsmarkedet, hvor fordelingen af befolkningen mellem tilstandene beskæftigelse, ledighed og uden for arbejdsmarkedet bestemmes under henholdsvis en to- og fireårig dagpengeperiode, bl.a. vha. de estimerede afgangsrater fra varighedsmodellen. Beregningerne indikerer, at de langsigtede eller strukturelle effekter på beskæftigelsen er i størrelsesordenen 9.600-16.800 personer afhængig af om ledighedsforløb påbegyndt i 2008 eller 2009 anvendes som sammenligningsgrundlag. Det svarer til, at beskæftigelsesfrekvensen strukturelt er forbedret med 0,3-0,5 pct.point. Usikkerheden på de estimerede effekter er dog betydelig, da identifikationen grundlæggende er svag, og flere midlertidige forhold som nævnt kan forstyrre evalueringen.

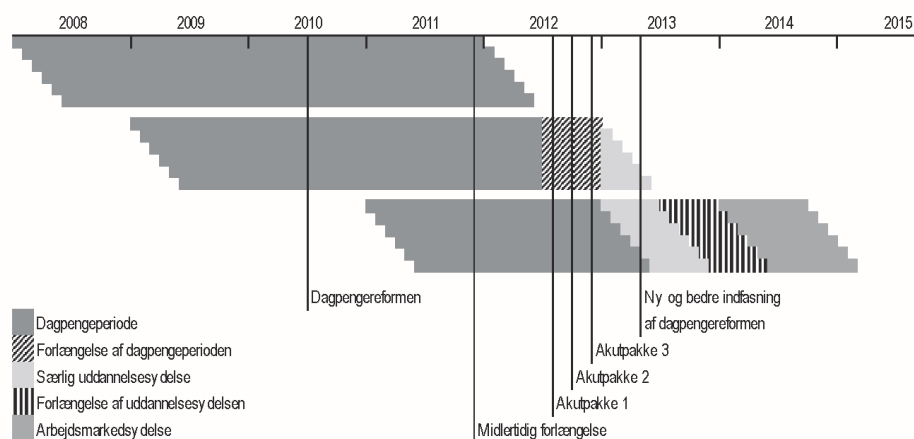
Resten af artiklen er organiseret således: Afsnit 2 redegør for udvælgelsen af de anvendte ledighedsforløb før og efter reformen og præsenterer beskrivende statistik. I afsnit 3 gennemgås den empiriske analysestrategi. Afsnit 4 præsenterer resultaterne fra den estimerede varighedsmodel. Beskæftigelseseffekterne inden for det analyserede datagrundlag beregnes i afsnit 5. Afsnit 6 opstiller en ligevægtsmodel for arbejdsmarkedet og præsenterer de estimerede beskæftigelseseffekter på makroniveau. Afsnit 7 konkluderer og diskuterer analysens begrænsninger.

2. Ledighedsforløb før og efter reformen

Datagrundlaget for analysen er beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, der indeholder oplysninger om udbetaling af dagpenge på ugeniveau for hele befolkningen. Herfra udvælges ledighedsforløb med dagpenge før og efter reformen, hvor personerne ved ledighedsforløbets begyndelse har haft ret til en fuld dagpengeperiode på henholdsvis fire og to år. Den tidligst mulige dato for et påbegyndt ledighedsforløb med ret til maksimalt to års dagpenge er 1. ja-

nuar 2011. Tidligere ledighedsforløb påbegyndt i andet halvår af 2010 blev omfattet af den første midlertidige forlængelse, og disse personer fik ret til 2 ½ års dagpenge. Ledighedsforløb påbegyndt i første halvår 2011 anvendes derfor som analysegrundlag efter dagpengereformen. Det er dog ikke uden problemer, da disse personer senere blev omfattet af akutpakke 1-3 og fik mulighed for den særlige uddannelsesydelse, forlængelsen af denne samt den midlertidige arbejdsmarkedsydelse, jf. figur 1. Den samlede periode med et ydelsesgrundlag uden for kontanthjælpssystemet bliver derfor op til 3¾ år, og de sidste ledige i denne gruppe opbrugte først retten til arbejdsmarkedsydelsen i begyndelsen af 2015. Disse tiltag vil påvirke resultaterne i den empiriske analyse.

Figur 1. Anvendte dagpengeforløb og ændringer i indfasningen af reformen



Anm.: De udvalgte ledighedsforløb påbegyndes i uge 1-26 i 2008, 2009 eller 2011. Akutpakke 1 og 2 medførte ingen ændringer af ydelser efter udløb af dagpenge. Akutpakke 1 indebar udsendelse af akutbrev, strakssamtale, personlig jobformidler og fokus på jobrotation. Akutpakke 2 vedrørte akutjob, hvor arbejdsgivere kunne opnå en kontant præmie ved at ansætte akutledige. Akutpakke 3 indførte den særlige uddannelsesydelse, der i maj 2013 blev forlænget og fulgt op med den midlertidige arbejdsmarkedsydelse. Alle tre typer ydelser efter dagpengeudløb udgør 60 pct. af højeste dagpengesats (80 pct. for forsørgere), hvilket omtrent svarer til satsen for kontanthjælp.

Kilde: Finansministeriet (2013).

Som sammenligningsgrundlag før reformen kan der anvendes ledighedsforløb påbegyndt i 2008 og frem til reformens vedtagelse i 2010. Datagrundlaget giver ikke mulighed for at gå længere tilbage, da oplysninger om beskæftigelse ikke er tilgængelige her.⁴ Evalueringen af reformen er derfor nødt til at basere sig på en sammenligningsgruppe fra en periode med et kraftigt konjunkturomslag, som der så vidt muligt korrigeres for. Som udgangspunkt anvendes ledighedsforløb påbegyndt i første halvår 2008. Personer, der blev ledige på et senere tidspunkt, blev påvirket af reformen, da indfasningen indebar, at alle, der allerede modtog dagpenge 1. juli 2010, kun fik ret til yderligere to års dagpenge, men dog maksimalt fire år i alt. Da ledigheden i begyndelsen af 2008 var meget lav, og der var stor efterspørgsel efter arbejdskraft, er de ledige fra første halvår 2008 dog ikke en ideel sammenligningsgruppe med de ledige fra 2011.

Et alternativt sammenligningsgrundlag bestående af ledighedsforløb påbegyndt i første halvår 2009, hvor konjunkturforsørene og jobmulighederne var mere på linje med 2011, inkluderes derfor også. Denne gruppe af ledige oplevede dog en del ændringer som følge af dagpengereformen, hvilket er illustreret i figur 1. De blev omfattet af den første midlertidige forlængelse og fik derfor ret til en dagpengeperiode på 3½ - 4 år afhængigt af, hvornår i halvåret 2009 de påbegyndte ledighedsforløbet. Men i en periode på 1½ år undervejs i forløbet havde de en forventning om, at deres dagpengeperiode kun var 3-3½ år. Derfor må man alt andet lige forvente en undervurdering af dagpengereformens effekt, når dette sammenligningsgrundlag anvendes.

I første halvår 2008, 2009 og 2011 påbegyndte henholdsvis 27.720, 67.378 og 44.629 personer i alderen 25-50 år et nyt ledighedsforløb med ret til en fuld dagpengeperiode. Den markante forskel i antallet skyldes, at krisen endnu ikke havde ramt i begyndelsen af 2008, og ledigheden først for alvor steg fra efteråret 2008. Unge under 25 år udelades, da de er omfattet af særlige regler i beskæftigelsesystemet, bl.a. lavere dagpengesats og strengere krav om aktivering for ufaglærte. Personer over 50 år udelades, da ledige over 55 år, der har opbrugt dagpengeretten og er medlem af efterlønsordningen, har ret til et seniorjob. I datagrundlaget er det ikke muligt at adskille seniorjob fra reel beskæftigelse. Dagpengemodtagere i alderen 25-50 år udgør knap 65 pct. af alle dagpengemodtagere i dataperioden ved opgørelse i fuldtidsledige personer, jf. Jobindsats.dk.

4. Beskæftigelsesoplysningerne kommer fra eIndkomst-registret, der fra 2008 er koblet på DREAM-databasen. Før 2008 er det ikke muligt at afgøre, om uger uden offentlige overførselsindkomster dækker over beskæftigelse eller selvforsørgelse.

Destination ved afgang fra ledighed

Når en person i minimum fire sammenhængende uger ikke længere er registreret som modtager af dagpenge, uddannelsesydelse eller jobparat kontanthjælp anses ledighedsforløbet i denne analyse for afsluttet.⁵ Hvis der ikke er udbetalt andre ydelser i de fire uger, og der samtidig er registreret beskæftigelse i den indeværende måned, anses den ledige for at være afgang til (varig) beskæftigelse. Er der derimod registreret udbetaling af andre ydelser som fx statens uddannelsesstøtte (SU) i fire sammenhængende uger, anses den ledige for at have forladt arbejdsstyrken.

I tabel 1 er fordelingen på destinationer ved afslutningen af ledighedsforløbene opgjort. Overordnet afsluttes knap 70 pct. af ledighedsforløbene påbegyndt i 1. halvår 2008 med afgang til beskæftigelse, mens ca. 9 pct. forlader arbejdsstyrken. For 2009- og 2011-forløbene er fordelingen mellem afgang til beskæftigelse og ud af arbejdsstyrken næsten uændret i forhold til 2008. Afgange fra arbejdsstyrken skyldes hovedsagelig overgange til sygedagpenge eller uddannelse, herunder voksenuddannelse og voksenlærlinge. Andelen, der overgår til sygedagpenge og uddannelse, ligger i begge tilfælde ca. 1 pct.point højere for ledige med en toårig dagpengeperiode i forhold til ledige med en fireårig dagpengeperiode.

5. Ledighedsforløbet betragtes som fortsat, hvis den ledige efter opbrug af dagpengeretten overgår til den særlige uddannelsesydelse eller jobparat kontanthjælp. Midlertidige afgange fra ledighed på tre uger eller mindre overskrives, så ledighedsforløbet betragtes som uafbrudt.

Tabel 1. Destination ved afgang fra ledighed

	2008	2009	2011
Antal dagpengeforløb, 25-50-årige	27.720	67.378	44.629
	----- Pct. -----		
Afgang til beskæftigelse	70,0	71,5	68,1
Heraf efter kortvarig selvforsørgelse	7,2	5,6	6,3
Afgang ud af arbejdsstyrken	9,3	10,0	11,0
Heraf til			
Sygedagpenge	6,5	7,2	7,6
Uddannelse	2,3	2,4	3,2
Andre passive ydelser	0,5	0,4	0,3
Censurerede forløb	20,7	18,5	20,9
Heraf til			
Beskæftigelse < 4 uger, dernæst anden ydelse	5,3	3,9	4,4
Selvforsørgelse	9,8	10,2	9,5
Sygedagpenge < 4 uger, dernæst anden ydelse	1,7	1,3	1,5
Barselsdagpenge	2,7	2,0	3,0
Andre tilstande	1,1	0,8	1,2
Reelt censurerede efter 220 uger / uge 47, 2013	0,2	0,3	1,2
I alt	100,0	100,0	100,0

Anm.: Uden for arbejdsstyrken indeholder uddannelse med og uden SU, voksenuddannelse, voksenlærlinge, sygedagpenge, kontanthjælp i matchgruppe 2 og 3, (for)revalidering og fleksydelse.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af forløbsdatabasen DREAM.

De resterende ca. 20 pct. af ledighedsforløbene censureres, heraf skyldes omtrent halvdelen overgang til selvforsørgelse, og omtrent en fjerdedel beskæftigelse på mindre end fire uger, hvorefter personerne overgår til en anden ydelse eller selvforsørgelse. Analysen svækkes af den relativt høje andel, der censureres pga. afgang til selvforsørgelse, hvilket dækker over manglende information om årsagen til ophør af ledighed. Da andelen er næsten uændret før og efter reformen, vurderes det dog ikke at påvirke analysens resultater.

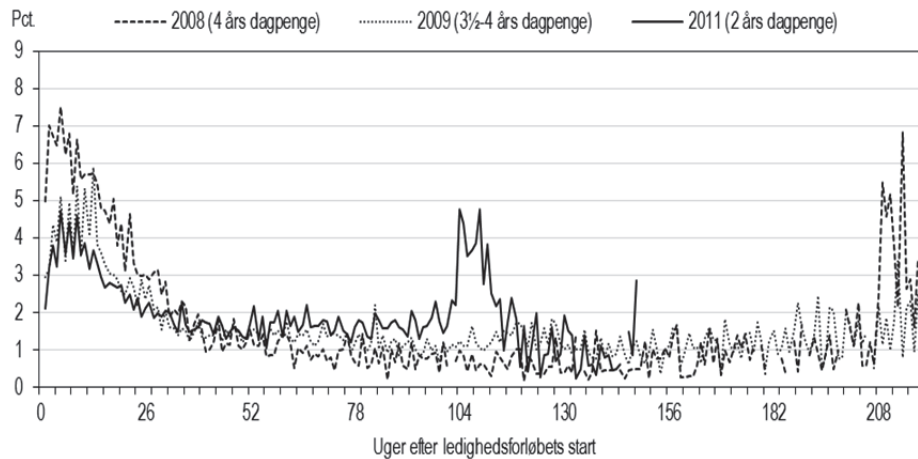
Afgangsrater

Dagpengeperiodens betydning for hvornår, ledige finder beskæftigelse, ses tydeligst ved at betragte afgangsraterne til beskæftigelse på ugeniveau. Afgangsraten til beskæftigelse t uger efter ledighedsforløbets start opgøres som antallet, der i uge $t+1$ er i beskæftigelse og i uge t var ledige, i forhold til det samlede antal personer, der fortsat var ledige t uger efter start på ledighed.⁶ Afgangsraten er dermed udtryk for den betingede sandsynlighed for at komme i beskæftigelse, givet at man fortsat er ledig.

Figur 2 viser en klar stigning i afgangsraterne op mod udløb af retten til dagpenge. For de ledige fra 2008 med en fireårig dagpengeperiode ses stigningen efter ca. 208 uger, mens de ledige fra 2011 med kun to års ret til dagpenge allerede efter ca. 100 uger øger deres afgang til beskæftigelse markant. Denne forskel kan tilskrives dagpengereformen. Formålet med analysen er at kvantificere den gennemsnitligt kortere tid i ledighed og omsætte den til en ændring i den strukturelle beskæftigelse og ledighedsprocent. Figur 2 viser også en højere afgang til beskæftigelse i begyndelsen af ledighedsperioden for ledige fra 2008 sammenlignet med ledige fra 2011. Denne forskel må altovervejende tilskrives det overophedede arbejdsmarked i begyndelsen af 2008. Da dagpengereformen ikke ændrede de lediges vilkår i de første to år af en ledighedsperiode, ville man i en situation med uændrede jobmuligheder for de ledige med henholdsvis en fire- eller toårig dagpengeperiode ikke forvente nogen nævneværdig forskel i afgangsraterne i begyndelsen af ledighedsperioden. Det er derfor nødvendigt, at kontrollere for de tydelige konjunkturforskelle i begyndelsen af ledighedsforløbene i evalueringen af reformen.

6. Afgang til beskæftigelse forudsætter dog minimum fire ugers sammenhængende beskæftigelse, jf. ovenfor.

Figur 2. Afgangsrate til beskæftigelse



Anm.: Afgang forudsætter mindst fire ugers sammenhængende beskæftigelse.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af forløbsdatabasen DREAM.

Individuelle karakteristika

Foruden forskelle i virksomhedernes efterspørgsel efter arbejdskraft kan der også være forskelle i karakteristikaene for de personer, der blev ledige under henholdsvis højkonjunktoren i 2008 og i lavkonjunktoren i 2011. En sammenligning af afgang fra ledighed, der ikke tager højde for eventuelle forskelle i sammensætningen af de ledige, kan derfor give et misvisende billede og indebære en fejlurdering af dagpengereformens effekter. For at kontrollere for denne selektion inkluderes en lang række personkarakteristika i den empiriske analyse. Karakteristikaene opgøres som udgangspunkt året før ledighedsperioden påbegyndes. Desuden inkluderes den lediges arbejdsmarkedshistorik for de forudgående tre år opgjort ved ledighedsforløbets begyndelse.

Tabel 2. Karakteristika for dagpengemodtagere

	2008	2009		2011		
		Pct.				
25-30 år	22,6	19,3		25,4		
30-40 år	42,2	40,6		39,7		
40-50 år	35,2	40,0		34,9		
Kvinder	48,0	60,5		46,3		
Ikke-vestlige indv./efterkom.	10,7	8,4		8,5		
Gift	41,7	45,0		43,3		
Samboende	24,4	23,6		24,7		
<i>Andel med højeste uddannelse</i>						
Folkeskole, ungdomsudd. mv.	32,2	31,3		26,8		
Faglært	36,8	45,2		39,4		
Kort videregående	5,3	5,3		5,7		
Mellemlang videregående	15,9	10,5		17,5		
Lang videregående	6,2	4,7		6,9		
Uoplyst uddannelse	3,5	3,1		3,6		
<i>A-kasse</i>						
3F	26,8	32,0		17,0		
FOA	4,5	2,9		6,4		
Metal	3,6	9,3		3,6		
HK	9,3	7,7		8,5		
Akademikernes	7,1	5,1		8,5		
Øvrige A-kasser	48,6	42,9		55,9		
Bopæl i yderkommune	8,7	10,0		8,0		
Bopæl i landkommune	15,8	16,9		15,7		
Bopæl i mellemkommune	26,6	33,1		26,7		
Bopæl i bykommune	49,7	40,8		50,3		
<i>Arbejdsmarkedshistorik, pct. af år forud for ledighed med</i>						
	Gns.	Std. afv.	Gns.	Std. afv.	Gns.	Std. afv.
Overførselsindk. året før ledighed	28,6	37,2	17,7	31,4	31,7	39,7
Overførselsindk. 2. år før ledighed	33,9	38,9	21,8	33,6	33,6	40,1
Overførselsindk. 3. år før ledighed	40,2	41,0	26,0	36,9	32,8	40,9
Dagpenge året før ledighed	2,1	8,5	1,0	5,3	1,4	6,6
Dagpenge 2. år før ledighed	8,5	20,1	5,1	15,0	5,4	15,6
Dagpenge 3. år før ledighed	13,2	25,9	7,1	19,0	4,1	13,6
Antal dagpengeforløb seneste 3 år	1,0	2,0	0,6	1,6	0,6	1,5
Erhvervs erfaring, antal år	10,3	7,7	12,8	8,3	9,5	7,8
Observationer	27.720		67.378		44.629	

Anm.: Variable for stillingskategori, forudgående branche og indkomst samt partnerens karakteristika er også inkluderet i analysen, se Hermansen (2014) for gennemsnit for de tre ledighedsgrupper. Personkarakteristika er opgjort året forud for påbegyndelse af ledighedsperioden, mens arbejdsmarkedshistorik er opgjort første uge i ledighedsforløbet.

Kilde: Egne beregninger på registerdata og forløbsdatasen DREAM.

Samlet set indikerer tabel 2, at de ledige fra 2008 var en relativt svagere gruppe af ledige med lavere tilknytning til arbejdsmarkedet og dermed ringere forudsætninger for at finde beskæftigelse sammenlignet med de ledige fra 2011. 2008-forløbene har således en højere andel af ikke-vestlige indvandrere og efterkommere samt ufaglærte end 2011-forløbene. Arbejdsmarkedshistorikken viser, at de ledige fra både 2008 og 2011 i gennemsnit havde modtaget overførselsindkomst inkl. dagpenge i 30-40 pct. af alle tre år forud for ledighedsforløbet. De ledige fra 2008 var gennemsnitligt på dagpenge i 13 pct. af det tredje år (105-156 uger) forud for ledighedsforløbet, mens det tilsvarende niveau kun var 4 pct. for de ledige fra 2011.⁷

Sammenligningsgruppen fra 2009 fremstår omvendt som en relativt stærkere gruppe af ledige sammenlignet med de ledige fra 2011. Der er en højere andel af faglærte, og arbejdsmarkedshistorikken viser en gennemsnitlig højere erhvervs erfaring og en lavere andel af de forudgående tre år på overførselsindkomst. Det afspejler den ekstraordinære tilgang til ledighed som følge af finanskrisen. De klare forskelle i de observerbare karakteristika for 2009-forløbene sammenlignet med de ledige fra 2011 forringer deres anvendelighed som kontrolgruppe.

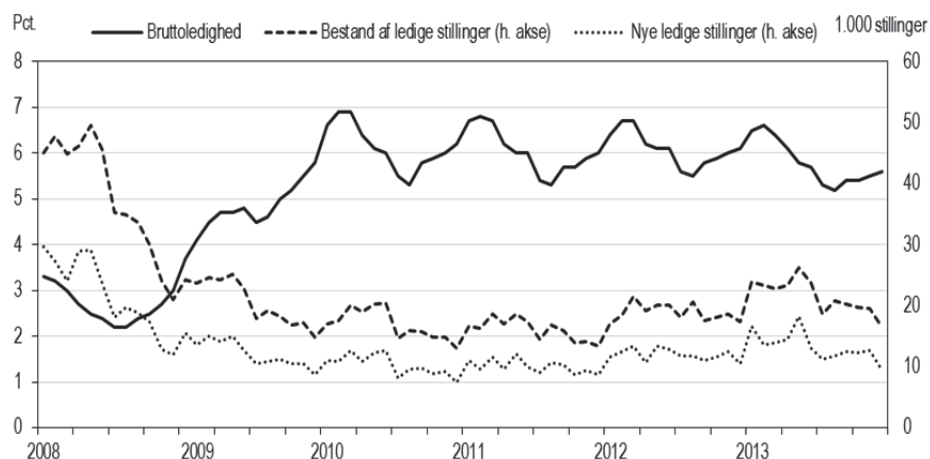
Makrovariable til kontrol for konjunkturforhold

Bruttoledigheden og antallet af stillingsopslag er ofte anvendte konjunkturindikatorer. Konjunkturtilbageslaget ses tydeligt i bruttoledigheden, der fra slutningen af 2008 til slutningen af 2009 steg fra under 3 pct. til omkring 6 pct., jf. figur 3. Den efterfølgende periode præges reelt kun af sæsonudsving. Antallet af stillingsopslag blev halveret fra knap 50.000 i begyndelsen af 2008 til under 25.000 i begyndelsen af 2009. Der er generelt en tendens til, at konjunkturudsving viser sig tidligere i antallet af stillingsopslag end i ledigheden, jf. De Økonomiske Råd (2012). Derfor inkluderes både bruttoledigheden og bestanden af stillingsopslag som kontrolvariable for konjunkturforholdene. Antallet af nye stillingsopslag udela-

7. Arbejdsmarkedshistorikken er også påvirket af ændringerne i konjunkturerne. En ledig fra 2008 vil alt andet lige have haft nemmere ved at have en høj arbejdsmarkedstilknytning sammenlignet med en ledig fra 2011. Da der kun inkluderes nyledige, der påbegynder en ny dagpengeperiode og dermed har opfyldt (gen)optjeningskravet på minimum (26) 52 ugers fuldtidsbeskæftigelse inden for de seneste tre år, vurderes det dog at være et begrænset problem.

des, da det i den betragtede periode udviser høj korrelation med bestanden af stillingsopslag. Krisens påvirkning af jobmulighederne kan have været forskellig på tværs af brancher og kan have udvist regionale forskelle. Det er derfor selvsagt kun muligt at foretage en grov kontrol for de varierende muligheder for at finde job.

Figur 3. Bruttoledighed og antal stillingsopslag



Kilde: Danmarks Statistik, Statistikbanken (AUS07) og Jobindsats.dk.

3. Empirisk analysestrategi

En varighedsmodel er velegnet til at beskrive, hvad forskellige personkarakteristika samt tidsvarierende forhold fra fx konjunktursvingninger betyder for længden af et ledighedsforløb. Afgangen fra ledighed er i data registreret på ugeniveau, og der anvendes derfor en varighedsmodel i diskret tid af typen *complementary log-log hazard*.^{8,9} Hazard-raten (sandsynligheden), for at person i kommer i beskæftigelse efter t ugers ledighed, givet at vedkommende var ledig i uge $t-1$, modelleres ved funktionen

8. Modellen er en diskret repræsentation af den hyppigt anvendte proportional hazard model i kontinuert tid, jf. fx van den Berg (2001) eller Jenkins (2005).
9. Metoden er inspireret af Fujita (2011), der dog anvender en multinomial logit model fremfor en varighedsmodel.

$$h_{it} = h(t, X_{it}, m_t, R) = 1 - \exp(-\exp(\theta(t) + \delta(t)R + X_{it}\beta + \gamma m_t)),$$

hvor X_{it} er personkarakteristika og m_t er en variabel for konjunkturforholdene, det vil sige et mål for muligheden for at finde job i uge t , der her er forsøgt opfanget ved det samlede antal stillingsopslag og bruttoledigheden. R er en reformindikator, der er lig nul, hvis personen påbegyndte ledighed før dagpengereformen og dermed har ret til fire års dagpenge. For ledighedsforløb påbegyndt efter reformen er R lig én.¹⁰

Det er forventeligt, at den enkeltes sandsynlighed for at finde beskæftigelse falder, jo længere vedkommende har været ledig, jf. også figur 2. Denne generelle tidsafhængighed opfanges af baseline hazarden $\theta(t)$, der antages at være ens på tværs af personer. Baseline hazarden bestemmer formen for den samlede hazardkurve for alle individer, mens selve niveauet for hazard-kurven påvirkes af de individuelle karakteristika og de gældende makroøkonomiske forhold under individets ledighedsforløb.¹¹ Funktionen $\theta(t)$ specificeres som stykvis konstant for at tillade mest mulig fleksibilitet. I de første 26 uger af ledighedsforløbene anvendes stykker af to ugers varighed, hvorefter der grupperes i intervaller af fire ugers varighed. Da der er meget få afgang efter fire år, grupperes alle uger efter 206 ugers ledighed samlet.

Effekten af dagpengereformen opfanges af $\delta(t)$, der er interageret med reformindikatoren R . Denne funktion er af samme form som $\theta(t)$, men løber dog kun til og med uge 151 pga. censureringen ved dataperiodens udløb i uge 47, 2013 i den anvendte version af DREAM-databasen. Denne specifikation opfanger effekten af dagpengereformen i én parameter for hver uge t i ledighedsforløbet. De øvrige koefficienter, fx effekten af køn og alder på afgang fra ledighed, pålægges med denne specifikation at være identiske for personerne observeret før og efter dagpengereformen og at være konstante over hele ledighedsforløbet.¹²

Den centrale antagelse, som gør det muligt at identificere effekten af dagpengereformen, er, at afgang fra ledighed til beskæftigelse er tilstrækkelig velbeskrevet ved funktionen h_{it} . Det vil sige, at når der er kontrolleret for personkarakteristika og konjunkturforhold i form af X_{it} og m_t , har andre forhold ikke betyd-

10. Da varighedsmodellen tilhører klassen af proportionale hazard-modeller, ville det også være muligt at estimere et led for uobserveret heterogenitet. Det er dog ikke muligt også at kontrollere for forskelle i den uobserverede heterogenitet for de ledige før og efter dagpengereformen, da denne forskel ikke kan adskilles fra effekten af reformen, jf. fx Forslund mfl. (2011) for en diskussion. Uobserveret heterogenitet er derfor ikke inkluderet i varighedsmodellen.

11. Denne fortolkning ser dog bort fra tidsvarierende forklarende variable i X_{it} og m_t .

12. Varighedsmodellen er også estimeret separat for ledighedsforløb før og efter reformen for at tillade forskelle i betydningen af personkarakteristika. Resultaterne afviger dog ikke væsentligt fra den samlede estimation præsenteret i denne artikel. Sidstnævnte er foretrukket, da den bedre identificerer effekterne af konjunkturvariablene.

ning, og den tilbageværende forskel på længden af ledighedsforløbene før og efter reformen kan alene tilskrives afkortningen af dagpengeperioden. Det er en hård, men nødvendig antagelse at forudsætte, at jobmulighederne er tilstrækkeligt velbeskrevet ved bruttoledigheden og antallet af stillingsopslag. Under de givne omstændigheder vurderes den valgte identifikationsstrategi dog at være den bedst mulige at basere en evaluering af dagpengereformen på.¹³

Gennemsnitlig effekt af reformen på afgangsraten

På grundlag af den estimerede model, de individuelle karakteristika og konjunkturvariablene kan hazard-raten for hver uge i ledighedsforløbet for en given person forudsiges. For at kunne foretage en samlet vurdering beregnes der et gennemsnit for hazard-raten over de tilbageværende ledige for hver uge t i ledighed. De gennemsnitlige hazard-rater før og efter dagpengereformen er givet ved

- a. *2011-ledige med effekten af reformen (toårig dagpengeperiode)*: For hver uge i ledighedsforløbet beregnes et gennemsnit over de tilbageværende personer (N_t^{2011}) vha. de estimerede koefficienter, inklusive den estimerede effekt af dagpengereformen efter t ugers ledighed, $\hat{\delta}(t)$

$$\begin{aligned}\hat{h}_t^{2011|2 \text{ års dagp.}} &= \frac{1}{N_t^{2011}} \sum_{i=1}^{N_t^{2011}} \hat{h}(t, X_{it}^{2011}, m_t^{2011}, R = 1) \\ &= \frac{1}{N_t^{2011}} \sum_{i=1}^{N_t^{2011}} \left[1 - \exp\left(-\exp(\hat{\theta}(t) + \hat{\delta}(t) + X_{it}^{2011}\hat{\beta} + \hat{\gamma}m_t^{2011})\right) \right]\end{aligned}$$

- b. *2011-ledige uden effekten af reformen (fireårig dagpengeperiode)*: For gruppen af ledige fra 2011 konstrueres et kontrafaktisk tilfælde, der forudsiger adfærden, hvis de i stedet havde haft ret til fire års dagpenge. Derfor sættes $R = 0$, hvorved den estimerede effekt af dagpengereformen $\hat{\delta}(t)$ udelades, og afgangsraterne ved en fireårig dagpengeperiode simuleres som

13. En alternativ identifikationsstrategi med jobparate kontanthjælpsmodtagere som kontrolgruppe er også forsøgt. Under antagelse af at kontanthjælpsmodtagerne reagerede på tilsvarende vis som dagpengemodtagerne over for de varierende jobmuligheder i perioden 2008-13, kan effekten af dagpengereformen identificeres vha. et difference-in-difference setup. Nærmere undersøgelser af afgangsraterne til beskæftigelse for kontanthjælpsmodtagerne indikerede dog, at antagelsen om homogen konjunkturfølsomhed for jobparate kontanthjælpsmodtagere og dagpengemodtagere næppe er opfyldt, hvorfor denne strategi ikke er forfulgt yderligere.

$$\begin{aligned}\hat{h}_t^{2011|4 \text{ års dagp.}} &= \frac{1}{N_t^{2011}} \sum_{i=1}^{N_t^{2011}} \hat{h}(t, X_{it}^{2011}, m_t^{2011}, R = 0) \\ &= \frac{1}{N_t^{2011}} \sum_{i=1}^{N_t^{2011}} \left[1 - \exp\left(-\exp(\hat{\theta}(t) + X_{it}^{2011}\hat{\beta} + \hat{\gamma}m_t^{2011})\right) \right]\end{aligned}$$

Den gennemsnitlige effekt af dagpengereformen på hazard-raten efter t ugers ledighed er da givet ved forskellen

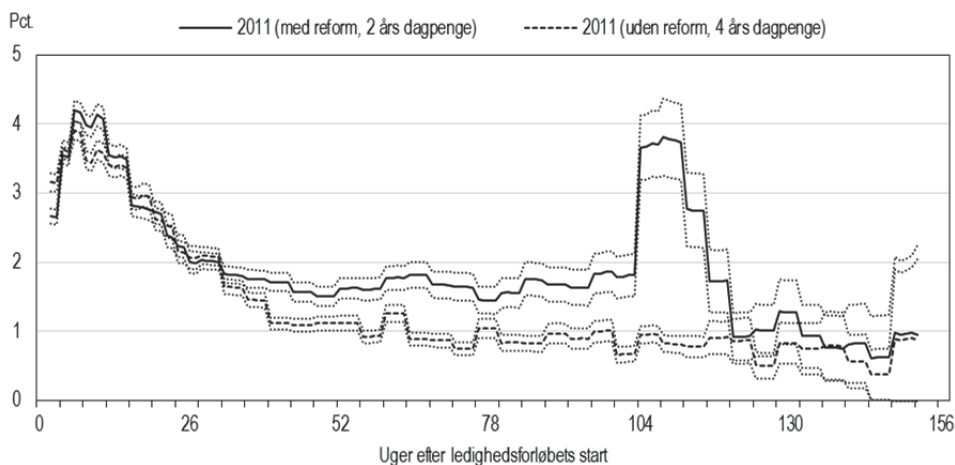
$$\hat{h}_t^{2011|2 \text{ års dagp.}} - \hat{h}_t^{2011|4 \text{ års dagp.}}$$

Denne metode gør den observerede adfærd blandt de ledige før og efter reformen sammenlignelig ved at anvende de samme observerbare karakteristika for de ledige og ved at fastholde konjunkturforholdene. Da den gennemsnitlige effekt er beregnet over de analyserede ledige fra første halvår 2011, estimeres der en *average treatment effect on the treated* (ATET).

4. Resultater

Varighedsmodellen ovenfor er først estimeret samlet for gruppen af 2008-ledige med en fireårig dagpengeperiode og gruppen af 2011-ledige med en toårig dagpengeperiode, jf. Hermansen (2014) for estimationsresultater. De gennemsnitlige afgangsrater til beskæftigelse med og uden effekten af reformen er illustreret i figur 4. Kurven for de ledige fra 2011 med en toårig dagpengeperiode kan sammenlignes med den tilsvarende rå afgangskurve i figur 2. Den fleksible specifikation af baseline hazarden samt det store antal forklarende variable medfører høj overensstemmelse, så den estimerede kurve i figur 4 reelt svarer til en udglatning af den empiriske kurve i figur 2.

Figur 4. Estimeret gennemsnitlig afgangsrate til beskæftigelse, 2008-sammenligning



Anm.: Varighedsmodellen beskrevet i afsnit 3 er estimeret samlet for 2008- og 2011-dagpengeforløb. De stiplede linjer er 95 pct. konfidensintervaller beregnet vha. delta-metoden.

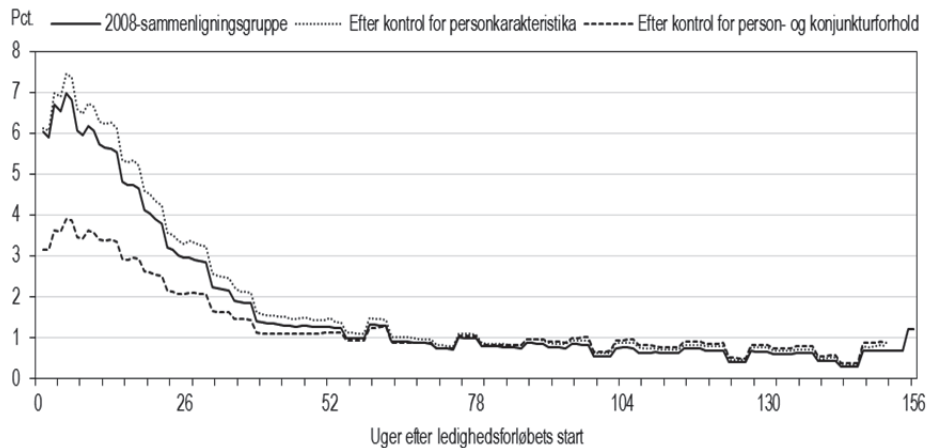
Kilde: Egne beregninger på baggrund af registerdata og forløbsdatabasen DREAM.

I de første 30 uger af ledighedsperioden er de to kurver med og uden effekten af dagpengereformen reelt sammenfaldende, hvorefter kurven med reformen ligger omkring 1½ - 2 pct. og stiger op mod udløb af den toårige dagpengeperiode til knap 4 pct. I det kontrafaktiske forløb med en fortsat fireårig dagpengeperiode falder afgangsen til beskæftigelse til omkring 1 pct. pr. uge efter 40 ugers ledighed og forbliver på dette niveau frem til dataperiodens udløb. I perioden 40 til 120 ugers ledighed finder analysen derfor en signifikant positiv effekt på afgangsen til beskæftigelse af afkortningen af dagpengeperioden. Effekten er størst omkring udløb af den toårige dagpengeperiode, men allerede fra omkring 40 ugers ledighed finder indeværende analyse altså, at de ledige reagerer på udsigten til udløb af dagpengeretten og hurtigere finder beskæftigelse, end det ville være tilfældet med en fireårig dagpengeperiode.

Niveauet for den kontrafaktiske afgangskurve uden reformen er følsom overfor, hvordan der kontrolleres for konjunkturforholdene, hvilket er illustreret i figur 5. Kontrolleres der kun for personkarakteristika fås en afgangskurve, der ligger højere end den estimerede afgangskurve for 2008-gruppen. Det skyldes, at personerne, der blev ledige i 2008, overvejende havde lavere tilknytning til arbejdsmarkedet og dårligere forudsætninger for at finde beskæftigelse sammenlignet med de ledige fra 2011, jf. tabel 2. Dernæst kontrolleres også for konjunkturforhold i figur 5, hvilket giver den endelige, kontrafaktiske afgangskurve, der

ligger markant lavere i begyndelsen af ledighedsforløbet. Det skyldes den markante ændring i bruttoledigheden og antallet af stillingsopslag fra 2008 til 2011.¹⁴

Figur 5. Kontrol for personkarakteristika og konjunkturforskelle, 2008-sammenligning



Anm.: Den gennemsnitlige afgangskurve for 2008-sammenligningsgrundlaget er givet ved $\hat{h}(t, X_{it}^{2008}, m_t^{2008}, R = 0)$. Der kontrolleres for personkarakteristika ved at anvende 2011-gruppens karakteristika, dvs. $\hat{h}(t, X_{it}^{2011}, m_t^{2008}, R = 0)$. Ved også at fastholde konjunkturf forholdene til 2011 fremkommer den kontrafaktiske kurve med kontrol for både personkarakteristika og konjunkturf forhold, $\hat{h}(t, X_{it}^{2011}, m_t^{2011}, R = 0)$, jf. afsnit 3.

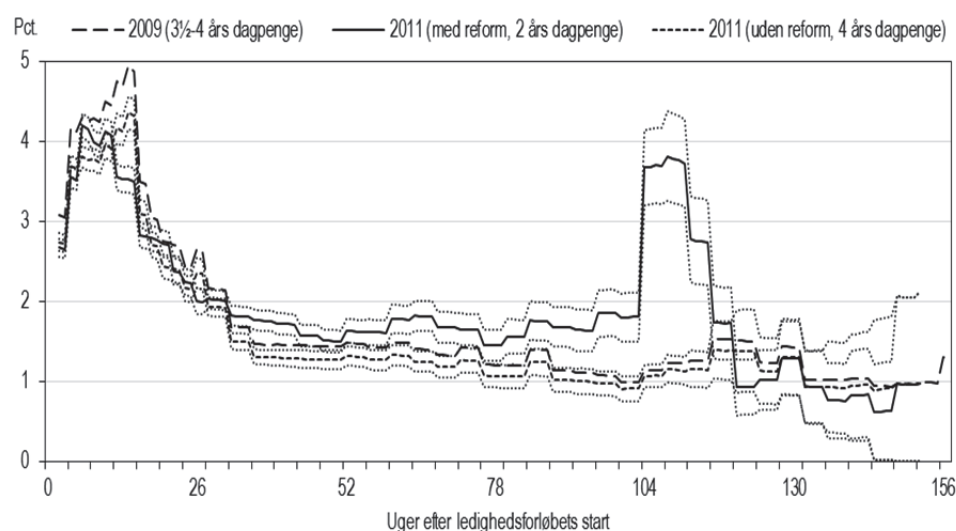
Kilde: Egne beregninger på baggrund af registerdata og forløbsdatabasen DREAM.

Det alternative sammenligningsgrundlag fra første halvår 2009 oplevede mere sammenlignelige jobmuligheder med 2011-gruppen end de ledige fra 2008 og er derfor anvendt i en tilsvarende analyse. Konjunkturvariablene udelades af varighedsmodellen, så der kun kontrolleres for forskelle i personkarakteristika mellem de ledige fra 2009 og 2011.¹⁵ Figur 6 viser, at denne analyse ligeledes finder en

14. Alternative konjunkturvariable er også afprøvet, bl.a. beskæftigelsesniveauet samt ledighed og stillingsopslag opgjort på regionale niveauer. Da bruttoledigheden og antallet af stillingsopslag er ofte anvendte indikatorer for konjunkturf forholdene og giver et troværdigt resultat for afgang i begyndelsen af ledighedsperioden, hvor man på forhånd ikke ville forvente nævneværdige effekter på afgang fra ledighed, er de anvendt her.
15. Inklusion af konjunkturvariablene giver en lidt større beskæftigelseseffekt, da bruttoledigheden var lavere i begyndelsen af 2009 sammenlignet med 2011 og omvendt for antallet af stillingsopslag. Da konjunkturvariablene kun er en grov kontrol for ændringerne i jobmu-

signifikant effekt på afgangen til beskæftigelse efter omkring 40 ugers ledighed. Forskellen mellem kurverne for 2011-gruppen med og uden effekten af reformen er dog mindre end for 2008-sammenligningen i figur 4, hvorved størrelsesordenen af den samlede effekt bliver mindre. Det er bemærkelsesværdigt, at en sammenligning med den faktiske afgangskurve for 2009-gruppen, hvilket svarer til at ignorere forskelle i personkarakteristika, først ville resultere i en signifikant effekt efter omkring 90 ugers ledighed. I modsætning til ovenfor medfører kontrollen for personkarakteristika nu, at den kontrafaktiske kurve uden reformeffekten ligger lavere end afgangskurven for sammenligningsgrundlaget fra 2009. Det afspejler, at krisen i begyndelsen af 2009 medførte en ekstraordinær tilgang af personer til ledighed, som havde en højere arbejdsmarkedstilknnytning end 2011-gruppen, jf. tabel 2.

Figur 6. Estimeret gennemsnitlig afgangsrate til beskæftigelse, 2009-sammenligning



Anm.: Varighedsmodellen beskrevet i afsnit 3 er estimeret samlet for 2009- og 2011-dagpengeforløb. De stiplede linjer er 95 pct. konfidensintervaller for 2011-gruppen med og uden reformen beregnet vha. delta-metoden.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af registerdata og forløbsdatabasen DREAM.

lighederne, og krisen for alvor ramte i begyndelsen af 2009, er de udeladt for at resultaterne ikke skal afhænge kritisk af tidspunktet for konjunkturomslaget.

Forventet varighed af ledighed

Den forventede varighed af et ledighedsforløb under henholdsvis en to- og fire-årig dagpengeperiode beregnes for at kvantificere dagpengereformens effekt på afgang til beskæftigelse for den enkelte ledige. Til det formål anvendes overlevelsesfunktionen

$$s_{it} = (1 - h_{i1})(1 - h_{i2}) \dots (1 - h_{it}),$$

der angiver sandsynligheden for, at person i fortsat er ledig t uger efter ledighedsforløbets start, og som kan beregnes ud fra hazard-raterne.¹⁶ Den forventede varighed af person i 's ledighedsforløb er givet ved integralet under overlevelseskurven, jf. Jenkins (2005). For 2011-gruppen simuleres overlevelsesfunktionen med og uden effekten af dagpengereformen. Det vil sige, at s_{it} beregnes vha. den estimerede hazard-funktion, den lediges karakteristika og konjunkturvariablene for alle ugerne 1-126 uanset om og hvornår, den ledige kom i beskæftigelse, se Lalive mfl. (2006) for flere detaljer. Herefter beregnes summen af overlevelseskurven over uge 1-126, hvilket for denne diskrete form svarer til integralet under overlevelseskurven. Dermed fås for alle, der påbegyndte ledighed i første halvår 2011, en forventet varighed under både en to- og fireårig dagpengeperiode.

Den gennemsnitlige forventede varighed af ledighedsforløbet over alle de inkluderede ledige fra 2011 er knap 37 uger, jf. tabel 3. Det er 3-5 uger kortere end den forventede varighed ved et kontrafaktisk ledighedsforløb uden reformen estimeret vha. henholdsvis 2008- og 2009-sammenligningsgrundlaget. Sættes disse effekter i forhold til reduktionen i den maksimale dagpengeperiode på 104 uger, finder analysen dermed, at den forventede varighed af ledighedsperioden falder med 0,03-0,05 uge pr. uges reduktion af dagpengeperioden.

16. Dataperioden med en toårig dagpengeperiode tillader kun estimation af afgangsraterne for de første 126-151 uger i ledighed, afhængig af hvornår personerne påbegyndte ledighed i første halvår 2011. Det er derfor kun muligt at beregne den forventede varighed inden for de første 126 uger, når hele datagrundlaget fra 2011 anvendes.

Tabel 3. Simulerede effekter på forventet varighed af et ledighedsforløb

	Treatment	Kontrol	Effekt	Effekt pr. uges ændring
	----- Uger -----			
Dagpengereformen i 2010, afkortning fra 4 til 2 år^{a)}				
2008-sammenligning	36,9	42,1	5,1	0,05
2009-sammenligning	37,0	40,0	3,0	0,03
Reform i Østrig i 1989, jf. Lalive mfl. (2006)^{b)}				
Forlængelse fra 30 til 39 uger	17,5	17,1	0,5	0,05
Forlængelse fra 30 til 52 uger	20,6	18,4	2,3	0,10
Reform i Norge i 2003-04, jf. Falch mfl. (2012)^{c)}				
Afkortning fra 18 til 12 måneder	46	48	2	0,07
Afkortning fra 36 til 24 måneder	52	39	13	0,23

a) Inden for de første 126 uger.

b) Inden for de første 104 uger.

c) Inden for de første 208 uger.

Anm.: Se tekst for en forklaring af beregningen.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af registerdata og forløbsdatabasen DREAM.

Den estimerede marginaleffekt er lidt mindre, end hvad de fleste empiriske studier fra andre lande normalt finder. I en oversigtsartikel over nyere empiriske studier rapporterer Tatsiramos og van Ours (2012) estimerer, der hovedsageligt ligger omkring 0,1 uges kortere ledighed ved en reduktion i den maksimale understøttelsesperiode på én uge. Det må dog understreges, at en fireårig dagpengeperiode i en international sammenligning var usædvanlig lang, jf. fx Bjørn og Høj (2014). Dagpengereformens afkortning med to år overstiger dermed i sig selv dagpengeperiodens længde i mange lande, som Danmark ellers normalt sammenlignes med, hvilket gør det vanskeligt at holde resultaterne op mod lignende reformer i andre lande.

En reform, der med rimelighed kan sammenlignes med den danske, fandt sted i Norge i 2003-04. For ledige med en høj tidligere indkomst blev understøttelsesperioden afkortet fra tre til to år, mens ledige med en lavere tidligere indkomst fik afkortet perioden fra 1½ til et år. Falch mfl. (2012) finder, at reduktionen fra tre til to år resulterede i en lavere forventet varighed på tre måneder, mens effekten var markant mindre og mere usikker for afkortningen fra 1½ til et år. Identifikationsstrategien hviler dog også på en sammenligning af ledighedsforløb før og efter reformen og er derfor relativt svag. Det er derfor også værd at fremhæve en reform fra Østrig, der tillader en relativt stærk identifikation af effekten, selvom

understøttelsesperioden i udgangspunktet var markant kortere end den danske. I 1989 blev understøttelsesperioden i Østrig forlænget fra 30 til 39 uger for 40-49-årige og fra 30 til 52 uger for 50+ årige. Lalive mfl. (2006) finder, at reformen forlængede den forventede varighed af ledighed med henholdsvis 0,5 og 2,3 uger.¹⁷ Samlet set indikerer de fundne effekter fra Norge og Østrig, at større ændringer i periodelængden slår tidligere igennem og giver større effekter på den forventede varighed af ledighed. I en international sammenhæng fremstår den estimerede margineffekt på 0,03-0,05 i indeværende analyse og signifikante effekter på afgang fra ledighed efter ca. 40 ugers ledighed dermed plausible, selvom identifikationsstrategien er relativt svag pga. variationen i konjunkturerne før og efter den danske dagpengereform.

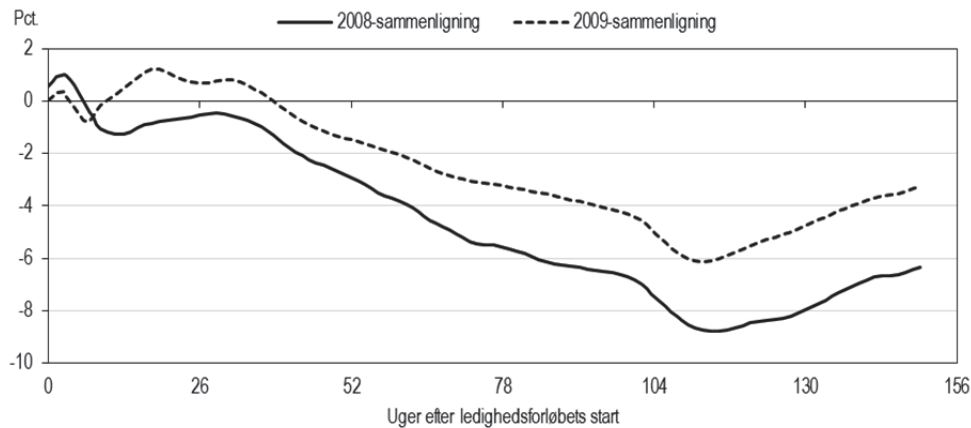
5. Beskæftigelseseffekter inden for den analyserede gruppe af ledige

Hovedformålet med denne artikel er at vurdere dagpengereformens samlede effekt på beskæftigelsesniveauet. I første omgang kvantificeres de fundne adfærdseffekter for de ledige anvendt til selve analysen, hvorefter de samlede strukturelle effekter for hele befolkningen vurderes i det efterfølgende afsnit.

Varighedsanalysen finder, at andelen, der fortsat er ledige to år efter ledighedsforløbets start, er reduceret med 6-8 pct.point i forhold til under en fireårig dagpengeperiode, jf. figur 7. Effekten er beregnet vha. de simulerede overlevelseskurver for 2011-gruppen anvendt ovenfor. For hver ledig og hver uge i ledighedsforløbet beregnes overlevelseskurven under den toårige dagpengeperiode og fratrækkes den tilsvarende overlevelseskurve under den kontrafaktiske fireårige dagpengeperiode. Den gennemsnitlige forskel over alle de ledige giver ændringen i den samlede overlevelseskurve, jf. Lalive mfl. (2006). Inden for de første 30 uger i ledighed er der ingen væsentlig forskel mellem overlevelseskurverne for en to- og fireårig dagpengeperiode. Herefter falder andelen i fortsat ledighed med en toårig dagpengeperiode mere end ved en fireårig periode, og forskellen toppe omkring 8 pct.point ved 2008-sammenligningen og omkring 6 pct.point ved 2009-sammenligningen. Denne effekt er på niveau med, hvad Lalive mfl. (2006) finder for tilfældet med en forlængelse af understøttelsesperioden fra 30-52 uger i Østrig.

17. Card mfl. (2007) analyserer også det østrigske system, men udnytter at ledige med høj forudgående beskæftigelse får forlænget understøttelsesperioden med 50 pct. fra 20 til 30 uger. De finder, at det reducerer afgangsraterne de første 20 uger med 6-9 pct., hvilket dermed svarer til en effekt pr. uges ændring på 0,12-0,18.

Figur 7. Forskel i overlevelseskurven mellem to- og fireårig dagpengeperiode



Anm.: For hvert individ og ledighedsuge er overlevelseskurverne beregnet ud fra de estimerede afgangsrater for henholdsvis den faktiske toårige og kontrafaktiske fireårige dagpengeperiode. Herefter er den gennemsnitlige forskel mellem for den to og fireårige dagpengeperiode beregnet over alle ledighedsforløb fra 2011.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af registerdata og forløbsdatabasen DREAM.

Beskæftigelseeffekten inden for 2011-gruppen af ledige kvantificeres ved at transformere afgangsraterne i figur 4 og 6 til afgang i antal personer. Afgangsraten udtrykker antal afgang til beskæftigelse i en given uge i forhold til det tilbageværende antal ledige. Antallet af personer, der finder beskæftigelse i en given uge, kan derfor simuleres vha. den estimerede afgangskurve og kendskab til det tilbageværende antal ledige fra begyndelsen.¹⁸ Populationen af ledige fra 2011 består af 44.629 ledighedsforløb, men da der ikke blev fundet nogen signifikant effekt inden for de første 30 uger, tages der udgangspunkt i de 12.485 personer, som fortsat var ledige efter 30 uger. Den rekursive beregning viser, at 1.198 eller 808 flere personer kom i beskæftigelse med den toårige dagpengeperiode, end det ville have været tilfældet under en fortsat fireårig dagpengeperiode for henholdsvis 2008- og 2009-sammenligningen, jf. tabel 4.

18. Konkret anvendes følgende omskrivning af afgangsraten t uger efter ledighedsforløbs start

$$\hat{B}_t^{2011|2 \text{ års dagp.}} = \hat{h}_t^{2011|2 \text{ års dagp.}} (L_{30} - \sum_{s=30}^{t-1} \hat{B}_s^{2011|2 \text{ års dagp.}} - \sum_{s=30}^{t-1} C_s) \text{ for } t = 31, 32, \dots, 151$$

Hvor $\hat{B}_t^{2011|2 \text{ års dagp.}}$ er det estimerede antal, der finder beskæftigelse i uge t

$L_{30}=12.485$ er det faktisk tilbageværende antal ledige 30 uger efter ledighedsforløbets start og C_t er det faktiske antal, der censureres i uge t , dvs. afgår til selvforsørgelse, uddannelse osv.

Tabel 4. Antal afgange til beskæftigelse efter 30-151 uger for anvendte 2011-forløb

	Observeret	Estimeret	
		2008-sammenligning	2009-sammenligning
	----- Personer -----		
2-årig dagpengeperiode	7.387	7.388	7.389
4-årig dagpengeperiode		6.190	6.581
Beskæftigelseseffekt		1.198	808

Anm.: Se fodnote 18 for detaljer for beregningen. Det estimerede antal afgange under den toårige dagpengeperiode matcher det observerede antal meget præcist pga. den fleksible specifikation af baseline hazarden, og fordi det faktiske antal censureringer anvendes i beregningen.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af registerdata og forløbsdatabasen DREAM.

Indfasningen af dagpengereformen medførte som nævnt i afsnit 2, at 2009-gruppen også blev påvirket af reformen og gennem en periode på 1½ år havde en forventning om, at deres maksimale dagpengeperiode kun var 3-3½ år, jf. figur 1. Det vil alt andet lige have øget deres afgang til beskæftigelse, hvorfor det er forventeligt at finde en lavere beskæftigelseseffekt ved sammenligningen med 2009-gruppen i forhold til sammenligningen med 2008-gruppen, der havde en ren fire-årig dagpengeperiode. To andre faktorer kan ligeledes have bidraget til at analysen finder forskellige beskæftigelses effekter. For det første er de estimerede effekter følsomme over for korrektionen for konjunkturforholdene. I begge tilfælde tilstræbes det at gøre jobmulighederne sammenlignelige med 2011-gruppen, men det er selvsagt muligt, at der over- eller underkorrigeres, hvilket kan give en forskel. For det andet kan forskelle i uobserveret heterogenitet mellem ledighedsgrupperne, som det ikke er muligt at kontrollere for, have påvirket resultaterne. Personkarakteristikaene indikerede, at 2009-gruppen i forhold til 2011-gruppen havde stærkere tilknytning til arbejdsmarkedet og dermed bedre forudsætninger for at finde job, jf. tabel 2. Hvis denne forskel også er til stede i de uobserverbare karakteristika, fx i form af højere motivation blandt de ledige fra 2009, vil det medføre en undervurdering af beskæftigelses effekten ved 2009-sammenligningen. Alt i alt er forskellen på de to fundne beskæftigelses effekter derfor plausibel, og en lavere effekt ved 2009-sammenligning er forventelig.

Samlet set finder analysen, at uden dagpengereformen ville i omegnen af 1.000 personer ud af de knap 45.000 ledige fra første halvår 2011, som reelt kom i beskæftigelse, ikke have fundet beskæftigelse, men ville være forblevet ledige. Hvordan fortolkes denne effekt? Er der tale om en mindre eller større effekt på beskæftigelsen?

Det er oplagt, at relatere beskæftigelseeffekten til det grundlæggende trade-off mellem incitament og forsikring, jf. fx De Økonomiske Råd (2014) for en diskussion. Forkortelsen af dagpengeperioden har styrket incitamenterne til at søge job, så omtrent 1.000 flere personer inden for den analyserede population er kommet i beskæftigelse. Forsikringsfunktionen er dog tilsvarende forringet, så knap 1.500 personer inden for den analyserede population opbrugte deres toårige dagpengeret og oplevede en nedgang i deres indkomst, hvilket ikke ville være sket, hvis dagpengeperioden fortsat havde været fire år.¹⁹ Analysen giver dog ikke grundlag for at konkludere, at forholdet mellem incitament og forsikring generelt er i samme størrelsesorden. Det skyldes, at antallet, der opbrugte dagpengeretten, i høj grad er påvirket af, at gruppen af ledige fra 2011 har stået over for begrænsede jobmuligheder som følge af den økonomiske krise. Den estimerede beskæftigelseeffekt afhænger derimod ikke direkte af selve niveauet for afgangskurverne, da den er beregnet som en differens, hvorved betydningen af de svage jobmuligheder så at sige »går ud«.

En anden måde at forsøge at fortolke beskæftigelseeffekten på er at sætte den i forhold til størrelsen på den analyserede population. De 1.000 personer ud af knap 45.000 ledige i datagrundlaget svarer til, at omtrent 2 pct. af de ledige fra første halvår 2011 har ændret adfærd som følge af reformen. Det er imidlertid en misvisende fortolkning, da den forudsætter, at alle de 45.000 ledige har haft mulighed for at reagere på reformen. Langt de fleste, som begynder et dagpengeforløb, er kun ledige i kort tid inden de finder job, og for dem er det derfor irrelevant om dagpengeperioden er to eller fire år. Alt i alt er der derfor behov for at kvantificere beskæftigelseeffekten på makroniveau og for en neutral konjunktursituation, så konsekvenserne for den strukturelle beskæftigelsesfrekvens og ledighedsprocent for alle i den arbejdsdygtige alder kan vurderes.

6. Beskæftigelseeffekter på makroniveau

Dagpengereformens effekter på den strukturelle beskæftigelse og ledighed kvantificeres ved at antage, at den gennemsnitlige adfærdsændring for alle dagpengemodtagere er den samme som i det anvendte datagrundlag. Under den antagelse kan de estimerede forskelle i afgangsraterne med og uden effekten af reformen omsættes til en effekt på beskæftigelsesniveauet. Det strukturelle beskæftigelsesniveau afspejler beskæftigelsen under stabile og normale konjunkturf forhold. For at replikere denne ligevægtssituation opstilles en simpel model for arbejdsmarkedet med tilstandene beskæftigelse, ledighed og uden for arbejdsstyrken. Bevægelserne mellem tilstandene antages at være givet ved de estimerede

19. De ledige fra første halvår 2011 var dog berettiget til den særlige uddannelsesyndelse efter opbrug af dagpengeretten, jf. figur 1.

afgangsrate ovenfor samt det gennemsnitlige antal overgange for de resterende bevægelser. Derved kan modellens ligevægt findes, dvs. fordelingen af befolkningen i den arbejdsdygtige alder mellem de tre tilstande der opfylder, at tilgangen er lig afgang af personer i hver tilstand. Fordelingen beregnes først på grundlag af den estimerede afgangskurve for den toårige dagpengeperiode, og dernæst beregnes en ny fordeling på grundlag af den estimerede afgangskurve uden effekten af reformen. Forskellen mellem andelen i beskæftigelse i de to tilfælde fortolkes som den strukturelle effekt af dagpengereformen på beskæftigelsen.

En simpel ligevægtsmodel for bevægelser på arbejdsmarkedet

Befolkningen i den arbejdsdygtige alder (i analysegrundlaget ses kun på forsikrede 25-50-årige) normaliseres til én.²⁰ I en hvilken som helst uge befinder alle personer i denne aldersgruppe sig i en af tre mulige tilstande, beskæftigelse (E), ledighed (U) eller uden for arbejdsstyrken (M). Inden for ledighed skelnes mellem ledig på første uge (U_1), ledig på j 'te uge (U_j) samt ledig på T 'te uge (U_T), hvor T er dataperiodens længde. Ovenfor er afgangsraterne estimeret til og med $T = 151$ ugers ledighed. I modellen overgår personer, der efter T ugers ledighed fortsat er ledige, til tilstanden \bar{U} . Denne konstruktion indføres alene, fordi afgangsraterne efter T ugers ledighed ikke kan estimeres, og må ikke forveksles med dagpengeperiodens udløb. Andelene i hver tilstand benævnes henholdsvis e , u og n . Dermed gælder

$$e + u + n = 1$$

Andelen af ledige, der har været ledige i op til T uger, benævnes \tilde{u} , mens andelen i residualtilstanden \bar{U} benævnes \bar{u} . Summen af de to giver den samlede andel i ledighed, $\tilde{u} + \bar{u} = u$. Det er endvidere nyttigt at betragte fordelingen af de \tilde{u} ledige på tilstandene U_1, \dots, U_T . Lad andelen af de \tilde{u} ledige, som er ledig på j 'te uge, være givet ved u_j . Den samlede andel i denne tilstand er da givet ved $u_j \tilde{u}$, og der gælder at

$$\sum_{j=1}^T u_j = 1$$

Bevægelserne mellem tilstandene er beskrevet ved eksogene overgangssandsynligheder, hvilket er illustreret i figur 8. Afgangsraterne h_1, \dots, h_T , som er estimeret ovenfor for henholdsvis en to- og fireårig dagpengeperiode, beskriver sandsyn-

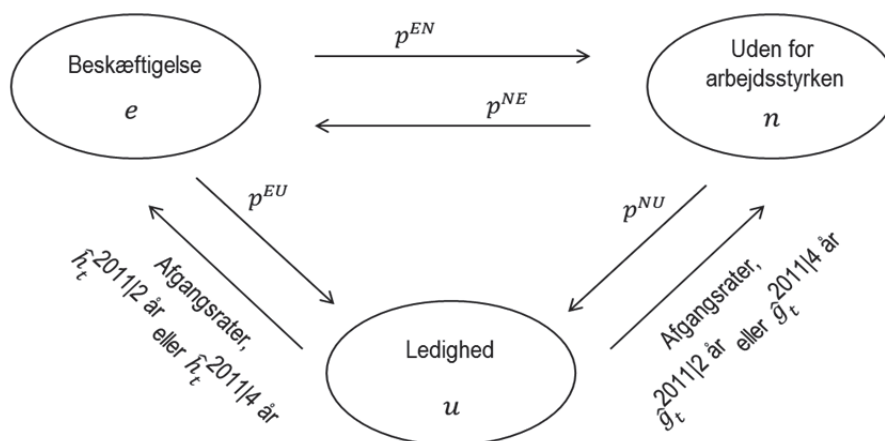
20. Modellen er kraftigt inspireret af et notat af Hans Jørgen Whitta-Jacobsen samt en lignende tilgang i Fujita (2011).

ligheden for at overgå fra ledighed til beskæftigelse i en given uge, mens fx p^{EU} angiver andelen i beskæftigelse, der hver uge overgår fra beskæftigelse til ledighed. Afgangsrater fra ledighed til ud af arbejdsstyrken, g_1, \dots, g_T , er estimeret på tilsvarende vis vha. en varighedsmodel, jf. Hermansen (2014) for resultaterne. Overgange fra den sidste ledighedstilstand \bar{u} til henholdsvis beskæftigelse og uden for arbejdsstyrken er givet ved \bar{h} og \bar{g} som sættes til de gennemsnitlige afgangsrater over de sidste 30 uger.²¹

Overgangssandsynlighederne p^{EN}, p^{NE}, p^{EU} og p^{NU} fastlægges ved at beregne det gennemsnitlige antal overgange mellem tilstandene pr. uge i dataperioden 2008-13 for alle ledighedsforsikrede 25-50-årige.²² Dermed antages overgangssandsynlighederne forsimplet at være upåvirket af dagpengereformen. Det vurderes, at være den mest rimelige antagelse, da de varierende konjunkturforhold ellers ville påvirke resultaterne ved anvendelse af gennemsnit før og efter reformen i 2010. Den kortere dagpengeperiode forringer alt andet lige værdien af at være i ledighedstilstanden, hvorfor tilgangen til arbejdsstyrken må forventes at blive lavere (entitlement-effekten, jf. Mortensen, 1977), dvs. lavere p^{NE} og p^{NU} . Tilsvarende må tilgangen til ledighed fra beskæftigelse forventes at blive lavere, dvs. et fald i p^{EU} . Sidstnævnte trækker i retning af en højere beskæftigelseseffekt, hvorimod effekten på arbejdsstyrken trækker i retning af en lavere effekt. Samlet set er det derfor uklart, hvorvidt antagelsen om konstante overgangssandsynligheder medfører en over- eller undervurdering af beskæftigelseseffekten. Disse effekter er dog givetvis af langt mindre betydning i forhold til den kvantitativt vigtigste effekt af reformen på afgangene fra ledighed.

21. Alternativt kunne den sidste ledighedstilstand \bar{u} udelades fra modellen ved at antage, at man efter T uger i ledighed med sikkerhed overgår til beskæftigelse eller forlader arbejdsstyrken, dvs. $h_T + g_T = 1$. Når blot T er tilstrækkeligt stort, er fejlen ved denne approksimation begrænset. I tilfældet ovenfor er værdien for T på omtrent $2\frac{1}{2}$ år dog næppe tilstrækkeligt. Under denne alternative tilgang ville det derfor være nødvendigt at fremskrive afgangsraterne efter dataperiodens udløb. Hvis afgangsraterne efter dataperiodens udløb sættes til henholdsvis \bar{h} og \bar{g} i et meget højt antal uger, vil det dog give præcis samme resultat som tilgangen her med tilstanden \bar{u} .
22. Der anvendes følgende gennemsnitlige overgangssandsynligheder angivet på årsniveau (med tilhørende ugeniveau angivet i parentes): 7,1 pct. ($p^{EU} = 0,0014$) fra beskæftigelse til ledighed, 7 pct. ($p^{EN} = 0,0013$) fra beskæftigelse til uden for arbejdsstyrken, 31,5 pct. ($p^{NE} = 0,0061$) fra uden for arbejdsstyrken til beskæftigelse og 10,9 pct. ($p^{NU} = 0,0021$) fra uden for arbejdsstyrken til ledighed.

Figur 8. Ligevægtsmodellens struktur



En person kan over tid forblive i tilstandene E , N og \bar{U} , mens en ledig person kun kan forblive i tilstandene U_1, \dots, U_T i én periode (uge), hvorefter vedkommende overgår til en ny tilstand. Bevægelserne mellem de første T ledighedstilstande er beskrevet ved T ligninger

$$\begin{aligned} p^{EU}e + p^{NU}n &= u_1\tilde{u} \\ (1 - h_1 - g_1)u_1 &= u_2 \\ (1 - h_j - g_j)u_j &= u_{j+1} \\ (1 - h_{T-1} - g_{T-1})u_{T-1} &= u_T \end{aligned}$$

hvor venstresiden er tilgangen, og højresiden er afgang fra tilstanden.

For uændrede sandsynligheder vil systemet over tid konvergere mod en ligevægt, hvor tilgangen til en tilstand er lig afgang fra tilstanden. For beskæftigelsestilstanden bliver ligevægtsbetingelsen

$$p^{NE}n + \sum_{j=1}^T h_j u_j \tilde{u} + \bar{h}\bar{u} = (p^{EU} + p^{EN})e,$$

hvor venstresiden udtrykker tilgangen fra uden for arbejdsstyrken og de $T+1$ ledighedstilstande, og højresiden udtrykker afgang fra beskæftigelse. Tilsvarende for tilstanden uden for arbejdsstyrken fås ligevægtsbetingelsen

$$p^{EN}e + \sum_{j=1}^T g_j u_j \tilde{u} + \bar{g}\bar{u} = (p^{NU} + p^{NE})n$$

For ledighedsstilstanden udestår kun til- og afgangen fra den sidste tilstand \bar{u} , der balancerer, når følgende betingelse er opfyldt

$$(1 - h_T - g_T)u_T\bar{u} = (\bar{h} + \bar{g})\bar{u}$$

Hele ligningssystemet består af $T+5$ ubekendte, $e, n, u, \tilde{u}, \bar{u}, u_1, \dots, u_T$, og $T+5$ ligninger. Løsningen af ligningssystemet i praksis er nærmere beskrevet i Hermansen (2014).

Modellens løsning og overensstemmelse med den empiriske fordeling

Ligevægtsmodellen løses på grundlag af de estimerede afgangsrater til beskæftigelse og ud af arbejdsstyrken for de ledige fra 2011 med og uden effekten af dagpengeperioden.²³ Beskæftigelsesandelen bestemmes under den toårige dagpengeperiode til 79,4 pct. af alle ledighedsforsikrede 25-50-årige, mens andelen i ledighed og uden for arbejdsstyrken ligger på henholdsvis 5,1 pct. og 15,5 pct., jf. tabel 5. Den faktiske fordeling for hele befolkningen mellem 25 og 50 år på beskæftigelse, ledighed og uden for arbejdsstyrken var i 2013 henholdsvis 78,3 pct., 4,5 pct. og 17,2 pct., jf. Danmarks Statistik.²⁴ Det er forventeligt, at modellen har en lavere andel uden for arbejdsstyrken, da de estimerede afgangsrater og beregnede overgangssandsynligheder kun dækker forsikrede ledige, der alt andet lige har en højere tilknytning til arbejdsmarkedet. På den overordnede fordeling mellem tilstandene vurderes modellen derfor at have en tilstrækkelig god overensstemmelse med den empiriske fordeling.

23. For at undgå at resultaterne drives af insignifikante forskelle, anvendes den kontrafaktiske kurve uden effekten af reformen kun i de uger, hvor den er signifikant forskellig fra den faktiske kurve med en toårig dagpengeperiode, dvs. hvor 95-pct. konfidensintervallerne ikke overlapper, jf. figur 4 og 6.

24. Bemærk, at de anvendte definitioner på tilstandene i denne artikel tager udgangspunkt i ydelsestyperne i DREAM-databasen og dermed ikke svarer fuldstændigt til definitionerne bag tallene fra Danmarks Statistik (Registerbaseret arbejdsstyrkestatistik, RASU33).

Tabel 5. Løsning af ligevægtsmodellen med og uden reformeffekten

	Forskel					
	(A)	(B)	(C)	(D)	(A)-(B)	(C)-(D)
Sammenligningsgrundlag	2008		2009		2008	2009
Dagpengeperiode	2 år	4 år	2 år	4 år		
	----- Pct. -----				--- Pct.point ---	
Beskæftigelse (e)	79,40	78,19	79,40	78,71	1,21	0,69
Uden for arbejdsstyrken (n)	15,54	15,43	15,54	15,58	0,11	-0,04
Ledighed (u)	5,06	6,38	5,06	5,71	-1,32	-0,65
heraf i tilstand \bar{u}	0,38	0,95	0,39	0,72	-0,57	-0,33
I alt	100,00	100,00	100,00	100,00		

Anm.: Dagpengeperiode på 2 år angiver løsningen vha. afgangsraterne med reformeffekten, mens en periode på 4 år angiver løsningen vha. afgangsraterne uden reformeffekten.

Kilde: Egne beregninger på grundlag af registerdata og forløbsdatabasen DREAM.

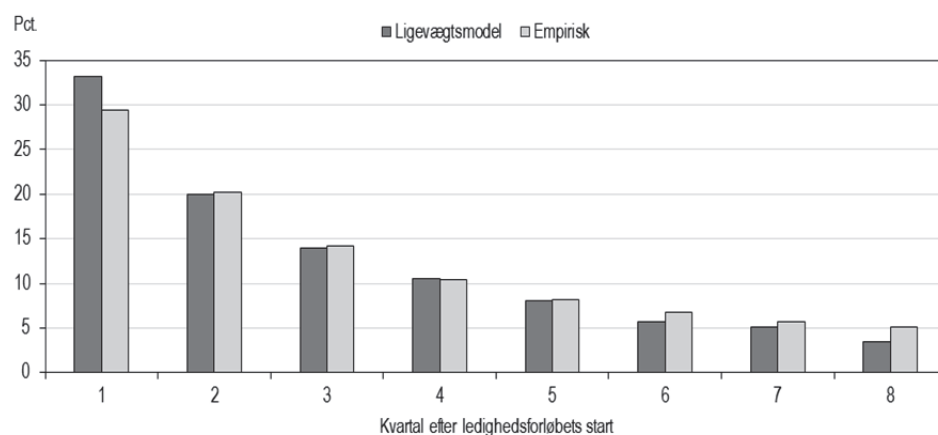
Dernæst løses modellen endnu engang, men nu uden reformeffekterne, dvs. for de kontrafaktiske afgangsrater fra ledighed til beskæftigelse og ud af arbejdsstyrken. For estimationen med 2008-sammenligningsgrundlaget finder modellen en andel på 78,2 pct. i beskæftigelse, 6,4 pct. i ledighed og 15,4 pct. uden for arbejdsstyrken ved en fortsat fireårig dagpengeperiode. Ifølge modellen har dagpengereformen derfor medført et fald i andelen i ledighed på 1,3 pct.point inden for gruppen af ledighedsforsikrede 25-50-årige, der modsvares af en stigning i beskæftigelsen på 1,2 pct.point og en marginal stigning i andelen uden for arbejdsstyrken. Anvendes i stedet afgangsraterne fra 2009-sammenligningen reduceres beskæftigelseseffekten til 0,7 pct.point og faldet i ledighed til 0,7 pct.point.

I den anvendte ligevægtsmodel begynder alle ledige på en ny dagpengeperiode. Dermed tillades kun uafbrudte dagpengeforløb, mens genindplacering ikke modelleres, dvs. hvis en person har flere dagpengeforløb inden for samme referenceperiode.²⁵ Konsekvenserne af denne nødvendige simplificering undersøges ved at betragte fordelingen inden for ledighed efter dagpengeanciennitet, jf. figur 9. Modellen har en lidt højere andel med korte dagpengeancienniteter og færre med lange dagpengeancienniteter sammenlignet med den empiriske fordeling. Det skyldes, at den empiriske fordeling inkluderer alle uger med dagpenge, også for personer som atter er blevet ledige og fortsætter en tidligere påbegyndt dagpengeperiode. Hvorvidt denne forskel bidrager til en under- eller overvurdering

25. Modellens struktur er i overensstemmelse med de udvalgte ledighedsforløb til analysen. Daggrundlaget indeholder kun forløb for ledige, der påbegynder en ny dagpengeperiode, og der ses kun på første afgang til (varig) beskæftigelse, jf. afsnit 2.

af dagpengereformens samlede effekt er ikke entydig. Det skyldes, at den tilsvarende fordeling fra ligevægtsmodellen under en fireårig dagpengeperiode ligeledes vil indeholde for mange personer med korte og for få med lange ancienniteter sammenlignet med den empiriske fordeling under en fireårig dagpengeperiode. Sidstnævnte vil alt andet lige bidrage til en undervurdering af effekten, hvorimod forskellen i figur 9 alt andet lige vil bidrage til en overvurdering af effekten. Samlet set reproducerer den simple ligevægtsmodel dog de empiriske fordelinger både mellem de tre tilstande og inden for ledighed i tilstrækkelig grad til, at den må vurderes at være et brugbart værktøj til at kvantificere de makroøkonomiske effekter.

Figur 9. Ledighedsfordeling ved en toårig dagpengeperiode



Anm.: Fordeling af dagpengeancienniteter på kvartaler. Ligevægtsmodellens fordeling inden for ledighed for de første otte kvartaler under en toårig dagpengeperiode er reskaleret, så den summer til 100 pct., for at opnå sammenlignelighed med den empiriske fordeling. Den empiriske fordeling viser ledighedsancienniteter for år 2012, jf. figur II.7 i De Økonomiske Råd (2014).

Kilde: Egne beregninger på grundlag af registerdata og forløbsdatabasen DREAM.

Strukturelle effekter på beskæftigelse og ledighed

Populationen, som i modellen er normaliseret til én, må fastsættes for at omsætte de fundne effekter fra ligevægtsmodellen til strukturelle niveaueffekter målt i antal personer. Det maksimale antal personer, som kan ændre adfærd som følge af afkortningen af dagpengeperioden, er alle a-kassemedlemmer i den arbejdsdygtige alder. Imidlertid har analysen kun belyst effekten for 25-50-årige. Da personer under 25 år og over alder 50 år formentlig reagerer anderledes på reformen, jf.

ovenfor, antages det af forsigtighedshensyn, at effekten er nul for disse grupper. Det medfører formentlig en undervurdering af den samlede effekt. Dermed kan den strukturelle beskæftigelseseffekt i antal personer beregnes som²⁶

$$\#25\text{-}50\text{-}\text{årige} \times \text{a-kasse medlemsandel for } 25\text{-}50\text{-}\text{årige} \times (e^{2 \text{ års dagp.}} - e^{4 \text{ års dagp.}})$$

For 2008-sammenligningen bliver beskæftigelseseffekten 16.800 personer, mens 2009-sammenligningen giver en effekt på 9.600 personer, jf. tabel 6. Det svarer til, at beskæftigelsesfrekvensen for alle i den arbejdsdygtige alder strukturelt er forbedret med 0,5 (0,3) pct.point for 2008 (2009) -sammenligningen.²⁷

Tabel 6. Strukturelle effekter af dagpengereformen

Sammenligningsgrundlag	2008		2009	
	Personer		Pct.point	
Beskæftigelse	16.800	9.600	0,5	0,3
Uden for arbejdsstyrken	1.500	-500	0,1	0,0
Ledighed	-18.400	-9.000	-0,7	-0,3

Anm.: Det antages, at alle a-kasemedlemmer i alderen 25-50 år udviser adfærdssændringer som estimeret for gruppen af ledige fra første halvår 2011. A-kasemedlemmer under 25 år eller over 50 år antages at udvise uændret adfærd. Effekterne i fjerde og femte kolonne er beregnet ved at skalere effekterne i antal personer med hele befolkningen i alderen 16-66 år for beskæftigelsen og antallet uden for arbejdsstyrken, mens ledigheden er skaleret med arbejdsstyrken i alderen 16-66 år.

Kilde: Egne beregninger på grundlag af registerdata og forløbsdatabasen DREAM.

På tilsvarende vis kan den strukturelle effekt på andelen uden for arbejdsstyrken beregnes. For 2008-sammenligningen findes en mindre stigning på 1.500 personer, mens 2009-sammenligningen finder et marginalt fald på 500 personer. Da der er betydelig usikkerhed på effekterne, må det overordnet konkluderes, at analysen på dette foreløbige grundlag ikke finder nogen effekt af dagpengereformen på andelen uden for arbejdsstyrken.

26. I 2013 var 1.916.241 personer i alderen 25-50 år, heraf var knap 73 pct. medlemmer af en a-kasse, jf. Danmarks Statistik.

27. Effekten bestemmes ved at skalere de rapporterede beskæftigelseseffekter i antal personer med befolkningen i alderen 16-66 år, der i 2013 var på 3.705.834 personer, jf. Danmarks Statistik.

Den strukturelle effekt på ledighedsprocenten, dvs. antallet af ledige i forhold til arbejdsstyrken, er også af interesse. Den beregnes ved at tage udgangspunkt i ledighedsprocenten på 5,7 pct. i 2013 og konstruere en kontrafaktisk ledighedsprocent uden reformen, dvs.:

$$\frac{\#ledige}{\#arbejdsstyrken} - \frac{\#ledige - \text{reformeffekt for } \#ledige}{\#arbejdsstyrken - \text{reformeffekt for } \#uden \text{ for arbejdsstyrken}}$$

Korrigeret for de fundne reformeffekter ville ledighedsprocenten i 2013 have været 6,4 (6,0) pct. ved 2008 (2009) -sammenligningen.²⁸ Dermed finder analysen, at ledigheden strukturelt er reduceret med 0,7 (0,3) pct.point. Igen er effekten vurderet i forhold til hele arbejdsstyrken, men kun adfærdsændringer for 25-50-årige a-kasemedlemmer er inkluderet, hvilket igen trækker i retning af, at effekten undervurderes.

Usikkerheden på de præsenterede effekter på makroniveau er betydelig. Det skyldes, at beregningerne forløber i en serie skridt, der alle medfører forøget usikkerhed. For det første er der usikkerhed på de estimerede gennemsnitlige afgangsrater, særligt for afgang efter lange ledighedsforløb samt generelt for afgang ud af arbejdsstyrken. Dernæst er der usikkerhed forbundet med at konvertere effekterne til makroniveau vha. den simple ligevægtsmodel.

7. Konklusion

Denne artikel præsenterer en foreløbig evaluering af dagpengereformen fra 2010, der reducerede dagpengeperioden fra fire til to år. Den overordnede konklusion på analyserne er, at ledige reagerer på ændrede økonomiske incitamenter. Afkortningen af dagpengeperioden har således resulteret i at ledige kommer hurtigere i beskæftigelse, og tendensen til at flere finder job op mod udløb af dagpengetten er fremrykket fra fire til to år i ledighed.

28. Ledighedsprocenten på 5,7 pct. dækker over 153.000 fuldtidsledige i forhold til en arbejdsstyrke på knap 2,7 mio. personer i alderen 16-66 år, jf. Danmarks Statistik. For den kontrafaktiske ledighedsprocent korrigeres tælleren og nævneren med effekterne i antal personer angivet i tabel 6. Beregningen ser bort fra, at antallet af ledige er opgjort i fuldtidsledige, mens den beregnede reformeffekt for antallet af ledige fra indeværende analyse pr. konstruktion er opgjort i antal personer.

Evalueringen består af to dele og hviler på en sammenligning af ledighedsforløb påbegyndt i 2008 og 2009 før reformen med ledighedsforløb påbegyndt i 2011 efter reformen. Først estimeres en varighedsmodel for afgang fra ledighed til beskæftigelse for at tage højde for forskelle i personkarakteristika og de varierende jobmuligheder i perioden. Dernæst forsøges de strukturelle effekter på makroniveau kvantificeret vha. en simpel ligevægtsmodel for arbejdsmarkedet, der konverterer forskelle i afgangsrater ud af ledighed til forskelle i niveauer for beskæftigelse og ledighed.

Analysen finder, at ledige allerede efter ca. 40 uger i ledighed signifikant øger deres afgang til beskæftigelse som følge af halveringen af dagpengeperioden. På individniveau svarer effekten til, at den gennemsnitlige forventede varighed af et ledighedsforløb er afkortet med 3-5 uger. Reformens effekter på beskæftigelsen estimeres til 800-1.200 personer inden for det analyserede datagrundlag på ca. 45.000 ledige fra 2011 afhængig af, hvilket sammenligningsgrundlag fra før reformen der anvendes.

På længere sigt vil gennemsnitligt kortere tid i ledighed reducere det samlede antal ledige og forøge beskæftigelsen. Dagpengereformens strukturelle effekt på beskæftigelsen vurderes til at være i størrelsesordenen 9.600-16.800 personer afhængigt af om ledighedsforløb fra 2009 eller 2008 anvendes som sammenligningsgrundlag i den empiriske analyse. Omsat til en effekt på beskæftigelsesfrekvensen for alle i den arbejdsdygtige alder svarer det til en forbedring på 0,3-0,5 pct.point. Evalueringen finder, at størstedelen af faldet i ledigheden modsvares af en stigning i beskæftigelsen, og kun en mindre andel forlader arbejdsstyrken. Effekten på den strukturelle ledighedsprocent, dvs. antallet af ledige i forhold til arbejdsstyrken, vurderes derfor at være i størrelsesordenen -0,3 til -0,7 pct.point.

Usikkerheden på de estimerede effekter er betydelig, og grundlaget for at vurdere de strukturelle effekter er begrænset til en periode med en svag aktivitetsudvikling. Artiklens resultater må derfor fortolkes med forsigtighed, da det kun er muligt at foretage en foreløbig vurdering af dagpengereformens effekter. Reformen er endnu ikke fuldt indfaset, og de ledige med en toårig dagpengeperiode i datagrundlaget har været omgivet af særlige forhold, bl.a. i form af aktive tiltag i forbindelse med akutupakkerne. De identificerede usikkerhedskilder er oplyst i tabel 7 sammen med retningen for deres påvirkning af de fundne effekter. Hovedparten af årsagerne trækker i retning af en undervurdering af dagpengereformens strukturelle effekter på beskæftigelsen og ledigheden.

Tabel 7. Årsager til under- eller overvurdering af dagpengereformens effekter

	Undervurdering	Overvurdering
<i>Effekten på beskæftigelsen</i>		
Afkortning og midlertidig forlængelse for 2009-sammenligningsgruppe	x	
Ekstraordinære aktive tiltage (akutpakke 1+2)		x
Særlig uddannelsesydelse (akutpakke 3) og arbejdsmarkedsydelse	x	
Adfærdseffekter for personer under 25 og over 50 år ikke inkluderet	x	
Lavere lønkrav når midlertidige ydelser er udfaset	x	
Reform evalueret under varierende konjunkturforskel		?
Eksternaliteter ved øget jobsøgning (rationering af job vs. flere jobopslag af virksomhederne)		?
Forskelle i uobserveret heterogenitet blandt ledige før og efter reformen		?
<i>Effekten på ledigheden^{a)}</i>		
Flere vil forlade arbejdsstyrken når midlertidige ydelser er udfaset		x
Mindre tilgang til ledighed når midlertidige ydelser er udfaset	x	

a). Foruden den modsatte effekt af årsagerne nævnt under »Effekt på beskæftigelsen«.

Litteratur

- AK-Samvirke (2015): Opbrugt ret til dagpenge og midlertidig arbejdsmarkedsydelse: Status for 2013 og 2014.
- Beskæftigelsesministeriet (2010): Svar til Arbejdsmarkedsudvalget på spørgsmål 27 vedr. L222.
- Bjørn, N.H. og A.K. Høj (2014): Understøttelse ved ledighed i syv lande. Arbejdspapir 2014:2. De Økonomiske Råds Sekretariat.
- Card, D., R. Chetty og A. Weber (2007): Cash-on-Hand and Competing Models of Intertemporal Behavior: New Evidence from the Labor Market. *Quarterly Journal of Economics*, 122 (4), s. 1511-1560.
- De Økonomiske Råd (2012): *Dansk Økonomi, efterår 2012*.
- De Økonomiske Råd (2013): *Dansk Økonomi, efterår 2013*.
- De Økonomiske Råd (2014): *Dansk Økonomi, efterår 2014*.
- Falch, N.S., I. Hardoy og K. Røed (2012): Analyse av en dagpengereform: Virkninger av forkortet dagpengeperiode. *Søkelys på Arbeidslivet*, 29 (3), s. 181-197.
- Finansministeriet (2010): Aftale mellem regeringen og Dansk Folkeparti om genopretning af dansk økonomi.
- Finansministeriet (2013): Ny og bedre indfasning af dagpengereformen.
- Forsslund, A., P. Frederiksson og J. Vikström (2011): What Active Labor Market Policy Works in a Recession? *Nordic Economic Policy Review*, s. 171-201.
- Fujita, S. (2011): Effects of Extended Unemployment Insurance Benefits: Evidence from the Monthly CPS. Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper 10-35.
- Hermansen, M. (2014): Effekter af en toårig dagpengeperiode på beskæftigelse og ledighed: En foreløbig evaluering af dagpengereformen. Arbejdspapir 2013:3. De Økonomiske Råds Sekretariat.
- Jenkins, S. (2005): Survival Analysis. Mimeo, University of Essex.
- Lalive, R., J.v. Ours og J. Zweimüller (2006): How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment. *Review of Economic Studies*, 73 (4), s. 1009-1038.
- Mortensen, D.T. (1977): Unemployment Insurance and Job Search Decisions. *Industrial and Labor Relations Review*, 30 (4), s. 505-517.
- Tatsiramos, K. og J. van Ours (2012): Labor Market Effects of Unemployment Insurance Design. *Journal of Economic Surveys*, 28(2), s. 284-311.
- van den Berg, G.J. (2001): Duration Models: Specification, Identification and Multiple Durations. I: Heckman, J.J. og E.E. Leamer. *Handbook of Econometrics*, vol. 5, s.3381-3460. Elsevier.