

DIGITALES ARCHIV

ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
ZBW – Leibniz Information Centre for Economics

Hermansen, Mikkel Nørlem

Book

Effekter af en toårig dagpengeperiode på beskæftigelse og ledighed :
en foreløbig evaluering af dagpengereformen = Effects of reduced
potential benefit duration

Provided in Cooperation with:

Danish Economic Councils, Copenhagen

Reference: Hermansen, Mikkel Nørlem (2014). Effekter af en toårig dagpengeperiode på beskæftigelse og ledighed : en foreløbig evaluering af dagpengereformen = Effects of reduced potential benefit duration. Copenhagen : Centre for Industrial Economics.

This Version is available at:

<http://hdl.handle.net/11159/820>

Kontakt/Contact

ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft/Leibniz Information Centre for Economics
Düsternbrooker Weg 120
24105 Kiel (Germany)
E-Mail: [rights\[at\]zbw.eu](mailto:rights[at]zbw.eu)
<https://www.zbw.eu/econis-archiv/>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Dieses Dokument darf zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen. Sofern für das Dokument eine Open-Content-Lizenz verwendet wurde, so gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

<https://zbw.eu/econis-archiv/termsfuse>

Terms of use:

This document may be saved and copied for your personal and scholarly purposes. You are not to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public. If the document is made available under a Creative Commons Licence you may exercise further usage rights as specified in the licence.

**Effekter af en toårig dagpengeperiode
på beskæftigelse og ledighed:
En foreløbig evaluering af dagpengereformen**

Mikkel Nørlem Hermansen
De Økonomiske Råds Sekretariat

Arbejdspapir 2014:3

Sekretariatet udgiver arbejdspapirer, hvori der redegøres for tekniske, metodemæssige og/eller beregningsmæssige resultater. Emnerne vil typisk være knyttet til dele af formandskabets redegørelser. Sekretariatet har ansvaret for papirerne.

John Smidt
Direktør

ISSN 0907-2977 (Arbejdspapir – De Økonomiske Råds Sekretariat)

Fås ved henvendelse til:
De Økonomiske Råds Sekretariat
Amaliegade 44
1256 København K
Tlf. nr.: 33 44 58 00
E-mail: dors@dors.dk
www.dors.dk

Effects of reduced potential benefit duration: A preliminary evaluation of a Danish labor market reform

Mikkel Nørlem Hermansen
De Økonomiske Råds Sekretariat

Working paper 2014:3

Abstract:

This paper contains a preliminary evaluation of a recent Danish labour market reform, which reduced the potential unemployment benefit duration from four to two years. The empirical strategy relies on a comparison of unemployment spells before and after the reform. A duration model is estimated to control for observable characteristics of the unemployed and business cycle variation. The latter is crucial since the applied time period contains the financial crisis and thus a dramatic change in the employment opportunities. For this reason and since the reform has not yet been fully implemented, identification may be weak and the results should be interpreted only as suggestive. Based on estimations of the duration model the paper finds that the reduction of the potential benefit duration has reduced average expected unemployment duration by 3-5 weeks. The effects on structural employment and unemployment are assessed by converting the estimated hazard rates into levels for employment and unemployment. This is done within an equilibrium model of the labour market with three states: employment, unemployment and outside the labour force. Overall the analysis finds with considerable uncertainty that total employment is improved by around 15.000 persons corresponding to an increase in the employment rate by almost ½ pct. point.

Keywords: Unemployment insurance, potential benefit duration

JEL: C41, J64, J65

Indholdsfortegnelse

1	Indledning.....	5
2	Dagpengereformen fra 2010	7
3	Ledighedsforløb før og efter reformen	9
3.1	Datagrundlag.....	9
3.2	Destination ved afgang fra ledighed	14
3.3	Afgangsrater.....	15
3.4	Ekstra hjælp ved udløb af dagpengeperioden?	20
3.5	Individuelle karakteristika	22
3.6	Makrovariable til kontrol for konjunkturforhold	26
4	Empirisk analysestrategi.....	28
4.1	Varighedsmodel	28
4.2	Gennemsnitlige afgangskurver med og uden effekten af reformen.....	30
5	Resultater.....	32
5.1	Forventet varighed af ledighed	38
5.2	Dekomponering af effekten på den forventede varighed af ledighed.....	40
5.3	Beskæftigelseseffekter	41
6	Strukturelle effekter på beskæftigelse og ledighed	44
7	Konklusion.....	49
A	Estimationsresultater fra varighedsmodellen	52
B	Ligevægtsmodel for arbejdsmarkedet	60

1 Indledning

Den maksimale periode forsikrede ledige har ret til at modtage dagpenge blev i juli 2010 afkortet fra fire til to år. Dagpengereformen blev vedtaget på baggrund af bl.a. Arbejdsmarkedskommissionens anbefalinger. Kommissionen vurderede, at en afkorting af dagpengeperioden fra fire til to år ville øge den strukturelle beskæftigelse med ca. 11.000 personer og forbedre de offentlige finanser med ca. 3 mia. kr., jf. Arbejdsmarkedskommissionen (2009). Beregningerne var baseret på dagpengeancienniteter blandt de observerede ledige under den fireårige dagpengeperiode og adfærdselasticiteter fra den fagøkonomiske litteratur.

Indeværende analyse har til formål at revurdere Arbejdsmarkedskommissionens skøn af reformens strukturelle effekter på grundlag af den faktisk observerede adfærd blandt ledige, der har haft ret til maksimalt to års dagpenge.¹

Dagpengeperiodens længde kan påvirke den lediges motivation til at søge efter job, herunder også hvor bredt den ledige søger, og hvilket lønkrav den ledige stiller. Mortensen (1977) giver den teoretiske forklaring på, at afgang fra ledighed stiger, jo nærmere den ledige kommer udløb af dagpengeperioden. Det skyldes, at værdien af fortsat ledighed falder, da der bliver færre og færre uger med ret til dagpenge tilbage, hvilket får den ledige til at øge sin jobsøgningsintensitet og sænke sit lønkrav. Denne sammenhæng er blevet bekræftet i en lang række empiriske studier, jf. Tatsiramos og Ours (2012) for en oversigt.

Implementeringen af dagpengereformen fandt sted i en periode med relativt høj arbejdsløshed, og den oprindelige indfasningsmodel medførte, at et stort antal ledige opbrugte dagpengeretten på samme tid. Siden reformens vedtagelse er indfasningen derfor blevet ændret tre gange, og en ren toårig dagpengeperiode – uden mulighed for andre ydelser end kontanthjælp efter udløb – vil først være fuldt indfaset ultimo 2016.

Resultaterne af analysen nedenfor vil derfor være påvirket af, at der i indfasningsperioden har været særlige regler for de ledige i både den aktive og passive del af arbejdsmarkedspolitikken. Mulighederne for fortsat at modtage en offentlig ydelse efter dag-

¹ Arbejdspapirets 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 oplæg til kvantificering af effekterne på makroniveau. Desuden takkes de øvrige medlemmer af De Økonomiske Råds formandskab og sekretariat for konstruktive kommentarer.

pengeudløb trækker i retning af en undervurdering af effekten af reformen. Det skyldes, at det må formodes at incitamenterne til at søge job op mod dagpengeperiodens udløb vil blive stærkere, når disse midlertidige ydelser falder bort, og kontanthjælp afhængig af formue- og familieforhold vil være eneste mulige forsørgelsesgrundlag efter udløb af dagpengeretten. Omvendt fik de betragtede ledige med risiko for at opbruge dagpengeretten ekstra opmærksomhed i jobcentre og særlige vilkår med akutpakkerne. 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 effekterne af dagpengereformen, og det er ikke klart om analysen over- eller undervurderer de langsigtede konsekvenser.

Evalueringsstrategien er baseret på en sammenligning af lediges afgang til beskæftigelse og ud af arbejdsstyrken før og efter dagpengereformen. For at tage højde for forskelle i bl.a. uddannelsesniveau og arbejdsmarkedshistorik blandt de ledige med en fireårig og en toårig dagpengeperiode estimeres en varighedsmodel med inklusion af en lang række individuelle karakteristika. Der kontrolleres også for variation i konjunkturforholdene og dermed mulighederne for at finde beskæftigelse ved at inkludere variable for de makroøkonomiske forhold undervejs i de enkelte ledighedsforløb.

Den empiriske analyse har overordnet tre trin. Først estimeres en varighedsmodel for afgang til beskæftigelse på grundlag af ledighedsforløb med en fireårig og en toårig dagpengeperiode påbegyndt henholdsvis før og efter dagpengereformen. Dernæst beregnes på grundlag af den estimerede model gennemsnitlige afgangskurver med og uden effekten af dagpengereformen; sidstnævnte er en kontrafaktisk afgangskurve for en fortsat fireårig dagpengeperiode, hvor der er kontrolleret for forskelle i personkarakteristika og konjunkturforhold. Sidste trin er at konvertere forskellene mellem den faktiske og kontrafaktiske afgangskurve til en effekt på den strukturelle beskæftigelse og ledighed. Det gøres i en simpel ligevægtsmodel for arbejdsmarkedet, hvor det samme antal personer hver uge går ind i og forlader hver af de tre tilstande beskæftigelse, ledighed og uden for arbejdsstyrken. Ud fra denne antagelse kan modellen på grundlag af de estimerede afgangsrater løses for niveauet for beskæftigelse og ledighed.

Sigtet med denne evaluering af dagpengereformen er at få en indikation af de langsigtede eller strukturelle effekter på beskæftigelse og ledighed. På nuværende tidspunkt er det dog kun muligt at foretage en grov foreløbig vurdering. Det skyldes dels, at reformen fortsat er under indfasning, og dels at variationen i jobmulighederne før og efter reformen har været betydelig. Det er derfor endnu ikke muligt at analysere, hvordan

reformen virker fuldt indfaset og under normale konjunkturforhold. I analysen er det selvsagt kun muligt at foretage en grov kontrol for konjunkturudsvingene, der desuden også har påvirket tilgangen til ledighed og dermed sammensætningen af de ledige. Samlet set er identifikationen af de estimerede effekter derfor svag og hviler på hårde antagelser. Til trods herfor er det dog et stort fremskridt at kunne foretage en vurdering af konsekvenserne af reformen baseret på faktisk observeret adfærd. Og analysen forsøger så vidt muligt at kontrollere for de vigtigste fejlkilder, der kan medføre en under- eller overvurdering af effekterne. Analysens strukturelle effekter kan dog kun fortolkes som et groft skøn og den endegyldige konklusion på konsekvenserne af dagpengereformen udestår fortsat.

Arbejdspapiret begynder med et overblik over indholdet af dagpengereformen og de forventede effekter ved reformens vedtagelse i afsnit 2, hvorefter udvælgelse af datagrundlaget og en deskriptiv analyse af dette følger i afsnit 3. Den empiriske strategi beskrives i afsnit 4 og resultaterne præsenteres i afsnit 5. Afsnit 6 redegør for beregningerne af strukturelle effekter på beskæftigelsen og ledighedsprocenten. Konklusioner fra analyserne drages i afsnit 7.

2 Dagpengereformen fra 2010

I forbindelse med genopretningsaftalen vedtaget i juni 2010 blev dagpengesystemet ændret på følgende områder

- a. Den maksimale dagpengeperiode blev forkortet fra fire til to år med virkning fra 1. juli 2010. Personer, der blev ledige efter denne dato, kunne maksimalt modtage to års dagpenge. Dem der allerede var ledige i juli 2010 fik også ret til yderligere to års dagpenge, dog maksimalt fire års dagpenge i alt. Sidenhen blev indfasning forlænget ifm. finansloven for 2012 og 2013 samt i maj 2013, jf. boks I.8 og I.9 i De Økonomiske Råd (2013).
- b. Kravet til genoptjening af retten til dagpenge blev ændret fra 26 til 52 ugers beskæftigelse inden for de seneste tre år med virkning fra 1. juli 2012.

Den oprindelige politiske aftale indeholdt også en ændring af beregningsgrundlaget for dagpengesatsen fra de seneste tre måneder til de seneste 12 måneders arbejdsindkomst, jf. Finansministeriet (2010). Da Beskæftigelsesministeren senere fremsatte de endelige

lovforslag til ændring af reglerne, var denne del af reformen dog udeladt. Beregningsgrundlaget er derfor fortsat de seneste tre måneders arbejdsindkomst.

Reformen var en implementering af Arbejdsmarkedskommissionens forslag, men uden et konjunkturafhængigt element, der skulle give mulighed for at forlænge dagpengeperioden op til tre år under en lavkonjunktur, jf. kapitel 3 i Arbejdsmarkedskommissionen (2009). Regeringens forventede effekter af reformen, der er gengivet i tabel 1, hvilede derfor på kommissionens vurderinger.

Arbejdsmarkedskommissionens rapport indeholdt ikke noget skøn for antallet af ledige, der ville opbruge dagpengeretten med en toårig dagpengeperiode. Beskæftigelsesministeriet (2010b) vurderede dog 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. Den seneste fremskrivning efter vedtagelsen af den nye indfasningsmodel forudsiger, at 3.000-5.000 personer i 2016 vil opbruge retten til dagpenge eller den midlertidige arbejdsmarkedsydelse, jf. Finansministeriet (2013).²

Tabel 1 Forventede effekter ved dagpengereformens vedtagelse

	Strukturel beskæftigelse	Offentlige finanser	
		2013	Strukturelt
Dagpengeperiode afkortet fra fire til to år	11.000	1,5 mia. kr.	3 mia. kr. ^{a)}
Genoptjeningskrav øget fra 26 til 52 uger	2.500 ^{b)}	75 mio. kr.	750 mio. kr.

a) Vurdering for et konjunkturafhængigt dagpengesystem, dvs. en toårig dagpengeperiode med mulighed for forlængelse med to gange et halvt år under lavkonjunkturer.

b) Under forudsætning af samtidig afkortning af dagpengeperioden fra fire til to år. Ved en isoleret ændring af genoptjeningskravet vurderes beskæftigelseseffekten at være ca. 1.500 personer.

Kilde: Boks 3.6 i Arbejdsmarkedskommissionen (2009), Finansministeriet (2010) samt Beskæftigelsesministeriet (2010a).

Hovedelementet i dagpengereformen er afkortningen af dagpengeperioden, og i evalueringen nedenfor analyseres konsekvenserne af det forøgede genoptjeningskrav ikke selvstændigt. Det indebærer dog, at de estimerede effekter, der nedenfor udelukkende

² Den valgte indfasningsmodel og den vedvarende svage økonomiske udvikling efter krisen medførte at ca. 33.900 personer opbrugte retten til dagpenge eller den midlertidige arbejdsmarkedsydelse i 2013, jf. AK-Samvirke (2014).

omtales som effekterne af en afkorting af dagpengeperioden, strengt taget bør fortolkes som den samlede effekt af en afkorting af dagpengeperioden og en samtidig stramning af genoptjeningskravet.

3 Ledighedsforløb før og efter reformen

3.1 Datagrundlag

Udgangspunktet for analyserne, der er beskrevet nærmere nedenfor, er en sammenligning af ledighedsforløb under en maksimal dagpengeperiode på henholdsvis fire og to år. I første omgang udvælges derfor ledighedsforløb påbegyndt før og efter dagpengereformen. Ledighed er opgjort på ugeniveau og datagrundlaget er beskrevet nærmere i boks 1. Der inkluderes kun nye dagpengeforløb, hvor den ledige har haft ret til fulde to eller fire års dagpenge. Dagpengereformen forventes primært at have haft en effekt på beskæftigelsen, ved at ledige intensiverer deres jobsøgning, når de nærmer sig udløb af dagpengeretten. Hvis man også inkluderede personer, der efter kortvarig beskæftigelse atter er blevet ledige, ville identifikationen af effekten kræve, at disse personer tilbageplaceres i dagpengeperioden efter deres tilbageværende dagpengeret. Denne tilgang er ikke forfulgt her.

Den tidligst mulige dato for et påbegyndt ledighedsforløb med ret til maksimalt to års dagpenge er 1. januar 2011. Tidligere ledighedsforløb påbegyndt i andet halvår af 2010 blev omfattet af den midlertidige forlængelse og disse personer fik mulighed for op til to et halvt års dagpenge. Der anvendes derfor ledighedsforløb påbegyndt i første halvår 2011 som analysegrundlag efter dagpengereformen.

Det er dog ikke uden problemer at anvende ledighedsforløb påbegyndt i første halvår 2011, 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 vil først opbruge retten til arbejdsmarkedsydelsen i begyndelsen af 2015. Denne række af tiltag vil påvirke resultaterne i den empiriske analyse, jf. ovenfor.

Datagrundlaget for analysen er Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, der indeholder oplysninger på ugeniveau om udbetaling af type af overførselsindkomst for hele befolkningen i Danmark. Den anvendte udgave af databasen løber frem til og med uge 47 i 2013. DREAM indeholder også oplysninger om beskæftigelse på månedsniveau fra januar 2008 og frem.³ Beskæftigelsesoplysningerne stammer fra arbejdsgivernes indberetninger til eIndkomst (BFL-registret).

Ledighed: Defineres som uger med udbetalte dagpenge, der dog ikke nødvendigvis omfatter alle dage i den pågældende uge. Hvis dagpengeretten udløber og den ledige overgår til kontanthjælp i matchgruppe 1 (jobparat) eller den særlige uddannelsesydelse, anses personen fortsat for at være ledig.

Selvforsørgelse: Blanke uger i DREAM, hvor der ikke er registreret nogen form for overførselsindkomst i ugen eller beskæftigelse i indeværende måned.

Beskæftigelse: Oplysninger om beskæftigelse findes kun som indikatorvariabel på månedsniveau og forudsætter intet minimumstimental, men blot at der er betalt AM-bidrag af lønindtægten. Alle uger med selvforsørgelse i en given måned med registreret beskæftigelse antages her at dække over beskæftigelse.

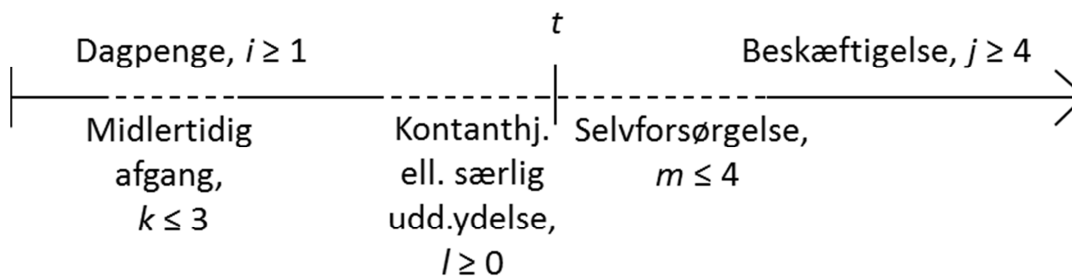
Uden for arbejdsstyrken: Defineres her som uddannelse, sygdom og overførselsindkomster, hvor der ikke er umiddelbar udsigt til at vende tilbage til arbejdsmarkedet. Omfatter specifikt uddannelse med og uden SU, voksenuddannelse, voksenlærlinge, sygedagpenge, kontanthjælp i matchgruppe 2 og 3, (for)revalidering og fleksydelse.

Censurering: Ledighedsforløb, der ikke afsluttes med afgang til beskæftigelse eller forladelse af arbejdsstyrken, som defineret ovenfor, censureres. Det vil sige, at ledighedsforløbet indgår i datagrundlaget frem til den ledige overgår til en censureret tilstand eller dataperioden udløber, men der registreres ikke nogen afgang fra ledighed. Ledighedsforløb påbegyndt i 2008 eller 2009 censureres efter 220 uger, da meget få personer har længere forløb. Fortsat ledighed ved dataperiodens udløb i uge 47, 2013 medfører censurering efter 126-151 uger for ledighedsforløb påbegyndt i 2011. Endvidere censureres afgang til alle øvrige ydelser/tilstande, bl.a. selvforsørgelse, barselsdagpenge, fleksjob, jobrotation, udvandring og død.

De anvendte definitioner er illustreret i figur A for et ledighedsforløb med afgang til beskæftigelse efter t uger i ledighed. Fuldt optrukne linjer repræsenterer påkrævede tilstande med varighed af hhv. i og j uger, mens stiplede linjer repræsenterer tilstande, der tillades at forekomme, med varighed af hhv. k , l og m uger. Et ledighedsforløb begynder her altid med minimum én uge på dagpenge, og den ledige betragtes først som overgået til (varig) beskæftigelse, hvis der observeres minimum fire ugers sammenhængende beskæftigelse. Dette krav er dog ikke særlig restriktivt og kan dække over et begrænset antal arbejdede timer, jf. definitionen af beskæftigelse ovenfor.

³ Beskæftigelsesoplysninger fra MIA-registret (månedlig indberetning af A-indkomst) er tilgængelig for perioden 2004-07, men overgangen til eIndkomst fra 2008 medfører et strukturelt brud, jf. bilag 2 i <http://www.dst.dk/extranet/varedekl/242.pdf>.

Figur A Ledighedsforløb med afgang til beskæftigelse efter t uger

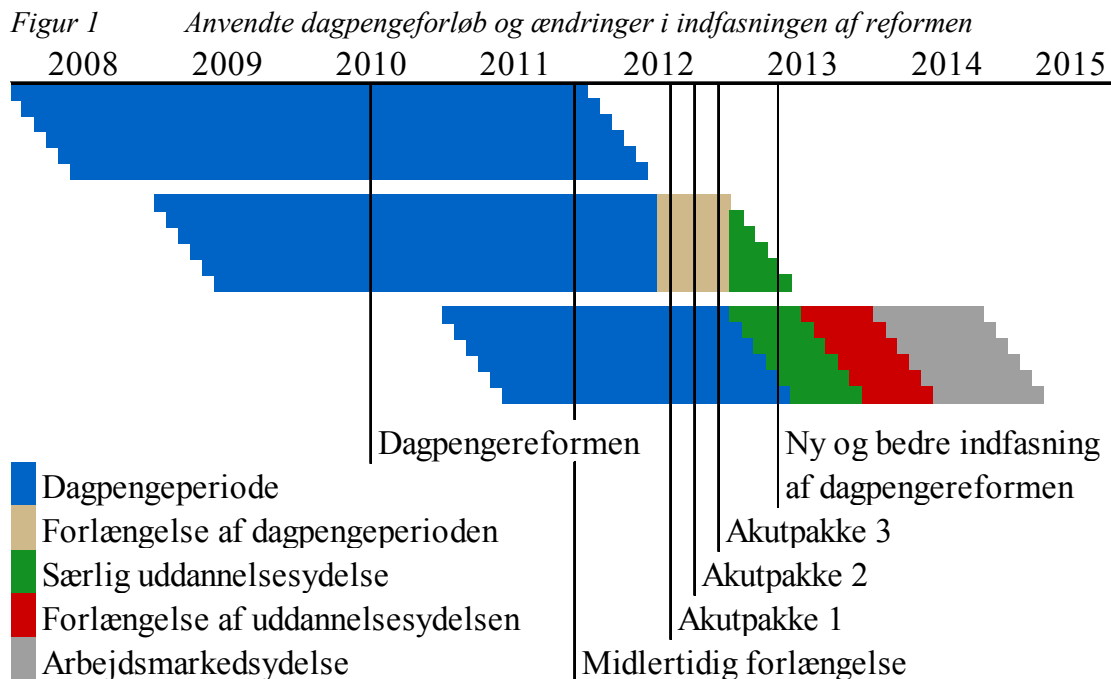


Da mange ledighedsforløb ikke kun er sammensat af en uafbrudt periode med dagpenge og derefter direkte overgang til beskæftigelse, tillades her forekomsten af en række kortvarige tilstande. Midlertidige afgange fra dagpenge på tre uger eller mindre overskrives til uger med dagpenge, hvorved ledighedsperioden betragtes som uafbrudt. Hvis dagpengeretten opbruges, fortsættes ledighedsforløbet, hvis den ledige overgår til kontanthjælp (matchgruppe 1) eller den særlige uddannelsesydelse. I overgangen fra ledighed til beskæftigelse tillades en periode på op til fire uger med selvforsørgelse, men afgang fra ledighed regnes fra ophør af ydelsen.

Et ledighedsforløb med afgang ud af arbejdsstyrken defineres analogt til forløbet i figur A, men erstatter minimum fire ugers sammenhængende beskæftigelse med minimum fire uger med f.eks. uddannelse eller sygedagpenge, jf. definitionen af uden for arbejdsstyrken ovenfor.

Alle øvrige afgange fra ledighed, der ikke falder under forløbet i figur A og ud af arbejdsstyrken, censureres. Det omfatter bl.a. afgang til selvforsørgelse af længere varighed end fire uger, samt de nævnte tilfælde under censurering ovenfor.

Når denne gruppe alligevel vælges som analysegrundlag, er det for at kunne følge de ledige så længe som muligt, hvilket med det nuværende datagrundlag er næsten tre år for ledighedsforløb påbegyndt i januar 2011. Desuden er det vigtigt at pointere, at selv om de ledige fortsat var sikret en ydelse efter to års dagpenge, udgjorde denne ydelse kun 60 pct. af dagpengesatsen (80 pct. for forsørgere), hvilket omtrent svarer til kontanthjælp. Den reelle forskel ved udløbet af en fireårig dagpengeperiode og de anvendte toårige dagpengeforløb er derfor, at sidstnævnte var garanteret en ydelse på kontanthjælpsniveau, hvorimod førstnævnte afhængig af formue- og familieforhold muligvis var berettiget til kontanthjælp. Bemærk desuden at den særlige uddannelsesydelse i første omgang også forudsatte krav om deltagelse i uddannelse.



Anm.: De udvalgte ledighedsforløb påbegyndes i uge 1-26 i 2008, 2009 eller 2011, men er her af hensyn til overskueligheden illustreret efter begyndelsesmåned. 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 uddannelsesyddelse, der i maj 2013 blev forlænget og fulgt op med den midlertidige arbejdsmarkedsyddelse. Alle de 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 anvendes for det første ledighedsforløb påbegyndt i første halvår 2008. Da dagpengereformen trådte i kraft fra 1. juli 2010 fik de daværende ledige ret til yderligere to års dagpenge, men dog maksimalt fire år i alt. Ledighedsforløb påbegyndt efter 1. juli 2008 havde derfor ret til mindre end fire års dagpenge. I begyndelsen af 2008 var ledigheden historisk lav, og der var reelt mangel på arbejdskraft. I 2011 havde krisen ramt og forholdene på arbejdsmarkedet var vendt til en situation med høj ledighed. Mulighederne for at finde job var derfor forskellige, og de ledige fra 2008 er derfor ikke nogen ideel kontrolgruppe.

Som et alternativt sammenligningsgrundlag anvendes derfor også ledighedsforløb påbegyndt i første halvår 2009, hvor konjunkturforsørgere og jobmulighederne var mere på linje med 2011. Disse ledige havde fra begyndelsen en forventning om, at de havde ret til fire års dagpenge. De tilbageværende ledige ved dagpengereformens vedtagelse i juli 2010 fik dog deres dagpengeperiode reduceret til 3-3½ år afhængigt af, hvornår i halv-

året 2009 de påbegyndte ledighedsforløbet. Det blev dog ændret igen med vedtagelsen af finansloven i november 2011, hvor der blev indført en midlertidig forlængelse af dagpengeperioden på 26 uger for ledige, der stod til at opbruge dagpengeretten i andet halvår 2012. Dermed endte de ledige fra første halvår 2009 med at have ret til en dagpengeperiode på 3½-4 år. På det grundlag vurderes denne gruppe også at kunne anvendes som sammenligningsgrundlag. Men da de i en periode på ca. 1½ år havde en forventning om at deres dagpengeperiode kun var 3-3½ år, må man alt andet lige påregne en undervurdering af dagpengereformens effekt.

I første halvår 2008, 2009 og 2011 var der henholdsvis 144.121, 211.929 og 259.286 personer, der i minimum én uge fik udbetalt dagpenge, jf. tabel 2. Den markante forskel skyldes, at krisen endnu ikke havde ramt i begyndelsen af 2008, og ledigheden først for alvor steg fra efteråret 2008.

Tabel 2 Datagrundlag for ledighedsforløb på dagpenge

	1. halvår 2008	1. halvår 2009	1. halvår 2011
Minimum én uge med dagpenge udbetalt	144.121	211.929	259.286
<i>Fratrækkes</i>			
Dagpengeforløb påbegyndt før uge 1	75.998	75.802	141.266
Modtog kontanthjælp forud for dagpenge i halvåret	464	749	1.027
Ingen nulstillingsdato i halvåret	26.934	32.925	48.954
Overgår til kontanthjælp/uddannelsesyndelse inden 2/4 år	347	871	637
Antal ledighedsforløb	40.378	101.582	67.402
<i>Heraf</i>			
Under 25 år ved påbegyndelse af ledighedsforløb	3.378	8.830	8.553
Over 50 år ved påbegyndelse af ledighedsforløb	9.280	25.374	14.220
Anvendte antal ledighedsforløb, 25-50 årige	27.720	67.378	44.629

Anm.: Samme person kan have ledighedsforløb begyndende i mere end ét af de udvalgte halvår.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af forløbsdatabasen DREAM.

For kun at medtage “friske” ledighedsforløb frasorteres personer, der fortsætter et uafbrudt dagpengeforløb ind i 2008 eller 2011, samt ledige, der ikke har en nulstillingsdato for deres dagpengeanciennitet inden for det givne halvår.⁴ Sidstnævnte tager højde for at den maksimale dagpengeperiode gælder inden for en referenceperiode på seks år før dagpengereformen og tre år efter reformen. En person, der bliver ledig i første halvår

⁴ En alternativ udvælgelse, hvor der betinges på ingen uger med dagpenge det seneste år forud for ledighed, giver næsten samme population. Nulstillingsdatoen er derfor anvendt til udvælgelsen her, men dagpengeperiodens begyndelse regnes fra første uge, der observeres udbetaling i DREAM.

2008, men befinder sig inden for en tidligere påbegyndt referenceperiode, og dermed tidligere har modtaget dagpenge i fx ét år, vil kun have ret til fx yderligere tre års dagpenge, før dagpengeretten vil løbe ud. Ved at betinge på nulstillingsdatoen ekskluderes personer, der ikke har ret til en fuld dagpengeperiode.

Da der gælder særlige omstændigheder for unge og ældre ledige, udelades personer der er under 25 år eller over 50 år ved ledighedsforløbets begyndelse. De unge under 25 år er omfattet af særlige regler i beskæftigelsessystemet og vil være mere tilbøjelige til at forlade ledighed til fordel for uddannelse. Desuden må forskellene i konjunkturforholdene forventes at have større betydning for unge uden uddannelse eller med lav arbejds erfaring. Ledige seniorer over 55 år, der er medlem af efterlønsordningen og har opbrugt dagpengeretten, har ret til et seniorjob. DREAM-databasen giver (endnu) ikke mulighed for at adskille seniorjob fra reel beskæftigelse. Afgangsraterne til beskæftigelse for personer over 50 år stiger til et niveau op mod 10 pct. ved udløb af den toårige dagpengeperiode (figur ikke vist). Da tilgangen til seniorjob steg markant i dataperioden, må en stor del af den observerede afgang formodes at være til seniorjob, og i analysen udelades personer over 50 år ved ledighedsforløbets begyndelse derfor.

Efter frasorteringen består det endelige datagrundlag før dagpengereformen af 27.720 ledighedsforløb påbegyndt i 2008 og 67.378 forløb påbegyndt i 2009 samt 44.629 ledighedsforløb påbegyndt efter reformen i 2011.

3.2 Destination ved afgang fra ledighed

I tabel 3 er fordelingen på destinationer ved afslutningen af ledighedsforløbene opgjort, mens der er set bort fra varigheden af ledighedsforløbene. Overordnet afsluttes knap 70 pct. af ledighedsforløbene påbegyndt i 1. halvår 2008 med afgang til beskæftigelse, mens ca. 9 pct. forlader arbejdsstyrken, jf. boks 1 for definitioner. For 2009- og 2011-forløbene er fordelingen mellem afgang til beskæftigelse og ud af arbejdsstyrken næsten uændret i forhold til 2008. Afgange ud af arbejdsstyrken skyldes hovedsagelig overgang til sygedagpenge i mindst fire uger eller uddannelse, herunder voksenuddannelse og voksenlærlinge. Andelen, der overgår til sygedagpenge og uddannelse, ligger i begge tilfælde ca. 1 pct.point højere for de ledige med en toårig dagpengeperiode i forhold til de ledige med en fireårig dagpengeperiode.

Tabel 3 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 i minimum 4 uger	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.: Jævnfør boks 1 for definitioner af tilstandene.

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.⁵ Den relativt høje andel der censureres pga. afgang til selvforsørgelse, hvilket reelt dækker over manglende information om årsagen til ophør af ledighed, jf. boks 1, svækker analysen. Da andelen er næsten uændret før og efter reformen, vurderes det dog ikke at påvirke analysens resultater.

3.3 Afgangsrater

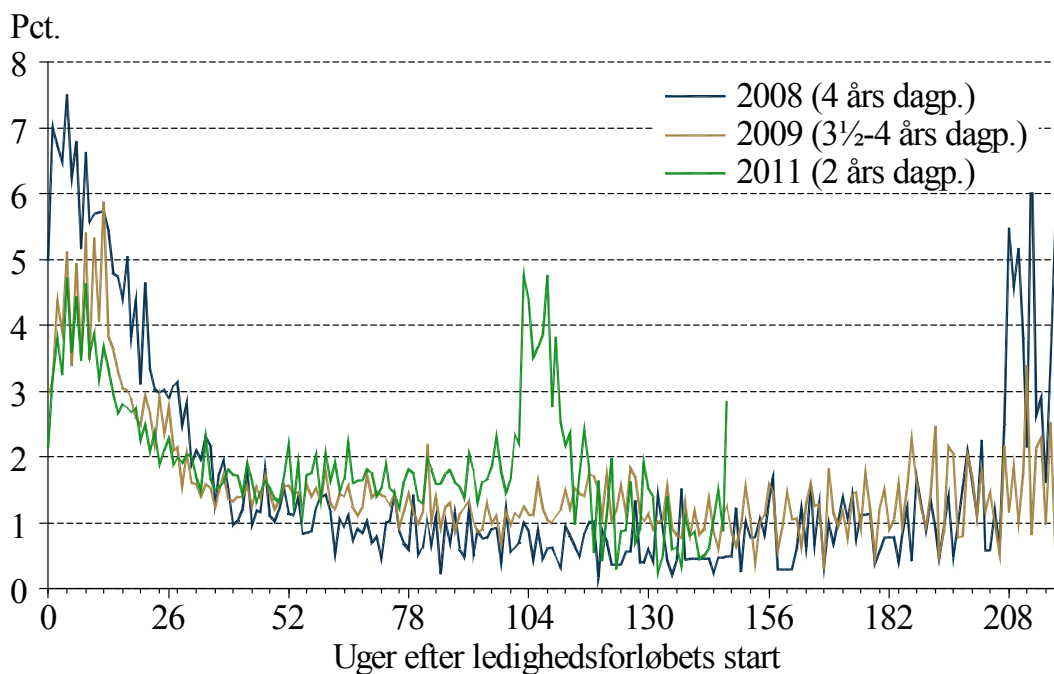
Dagpengeperiodens betydning for hvornår, ledige finder beskæftigelse, ses tydeligst ved at betragte afgangsraterne til beskæftigelse på ugeniveau. Afgangsraten til beskæftigelse efter t ugers ledighed opgøres som antallet, der i uge $t+1$ er i beskæftigelse, men i uge t

⁵ Hvis en person efter beskæftigelse i en til tre uger vender tilbage på dagpenge, overskrives ugerne med beskæftigelse, så ledighedsforløbet betragtes som uafbrudt, jf. boks 1.

var ledige, set i forhold til det samlede antal personer, der fortsat var ledige i uge t .⁶ Afgangsraten er dermed udtryk for den betingede sandsynlighed for at komme i beskæftigelse, givet at man fortsat er ledig.

For de udvalgte ledighedsforløb fra første halvår 2008 og 2011 viser de tilhørende afgangsrater to klare tendenser. For det første ses en klar forskel i afgangen fra ledighed i begyndelsen af ledighedsforløbene, jf. figur 2. Samlet set kom op mod 6-7 pct. af de tilbageværende personer pr. uge atter i beskæftigelse i de første uger af ledighedsforløbene fra 2008, mens det tilsvarende niveau fra 2011 kun lå omkring 4 pct. Denne forskel må altovervejende tilskrives det overophedede arbejdsmarked i begyndelsen af 2008, hvor bruttoledigheden nåede det laveste niveau i årevis. 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 to-årig dagpengeperiode ikke forvente nogen nævneværdig forskel i afgangsraterne i begyndelsen af ledighedsperioden. En hovedudfordring i analysen er derfor at kontrollere for de tydelige konjunkturforskelle i begyndelsen af ledighedsforløbene.

Figur 2 *Afgangsrater til beskæftigelse*



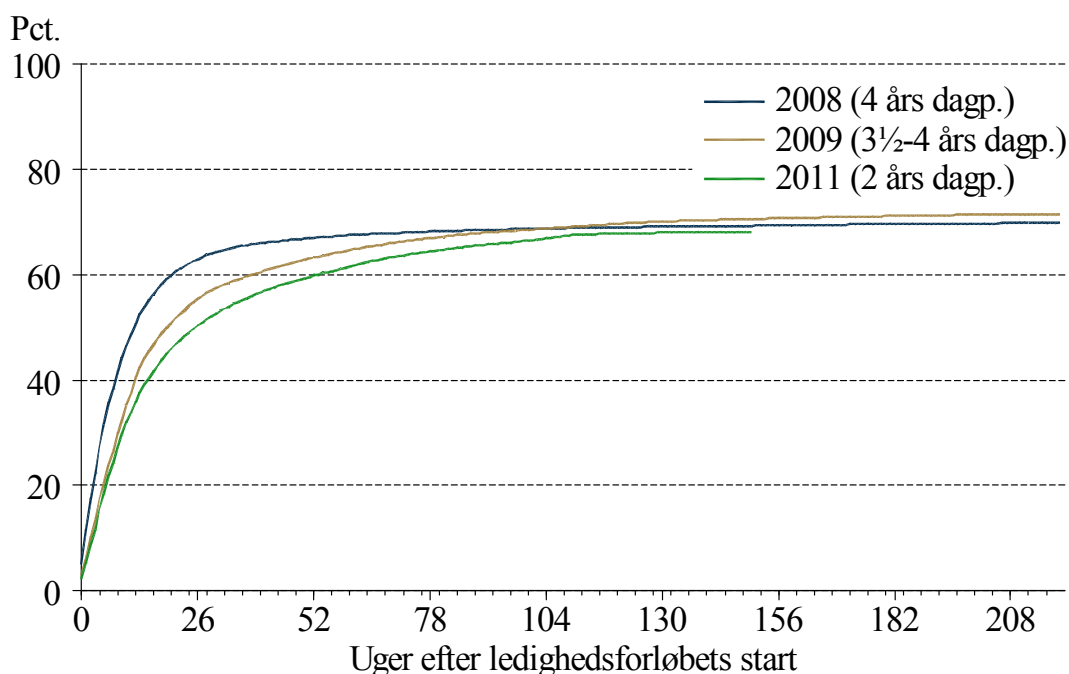
Anm.: Afgang forudsætter min. fire ugers beskæftigelse, jf. boks 1. Datagrundlaget fremgår af tabel 2.
Kilde: Egne beregninger på baggrund af forløbsdatabasen DREAM.

⁶ Afgang til beskæftigelse forudsætter dog minimum fire ugers sammenhængende beskæftigelse, jf. boks 1.

Den anden tendens i figur 2 er en klar stigning i afgangsraterne op mod udløbet 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, og formålet med analysen er at kvantificere den og omsætte den til en ændring i den strukturelle beskæftigelse og ledighedsprocent.

Afgangsraterne belyser andelen, der afgår til beskæftigelse betinget på antallet af tilbageværende ledige. Sidstnævnte påvirkes også af afgange ud af arbejdsstyrken og censureringer. Derfor betragtes også den kumulerede andel af samtlige personer, der påbegyndte ledighed i hvert af de tre udvalgte halvår, som har fundet beskæftigelse. Efter 13 uger var mere end halvdelen af de ledige fra første halvår 2008 i beskæftigelse, hvorimod det tog 21 og 27 uger før mere end halvdelen var i beskæftigelse for gruppen af ledige fra henholdsvis 2009 og 2011, jf. figur 3. Fra omkring 40 ugers ledighed steg afgang til beskæftigelse for de ledige med kun en toårig dagpengeperiode dog så kraftigt, at den kumulerede andel i beskæftigelse efter to års ledighed for alle tre år ligger tæt ved 70 pct.

Figur 3 Kumuleret andel i beskæftigelse



Kilde: Egne beregninger på baggrund af forløbsdatabasen DREAM.

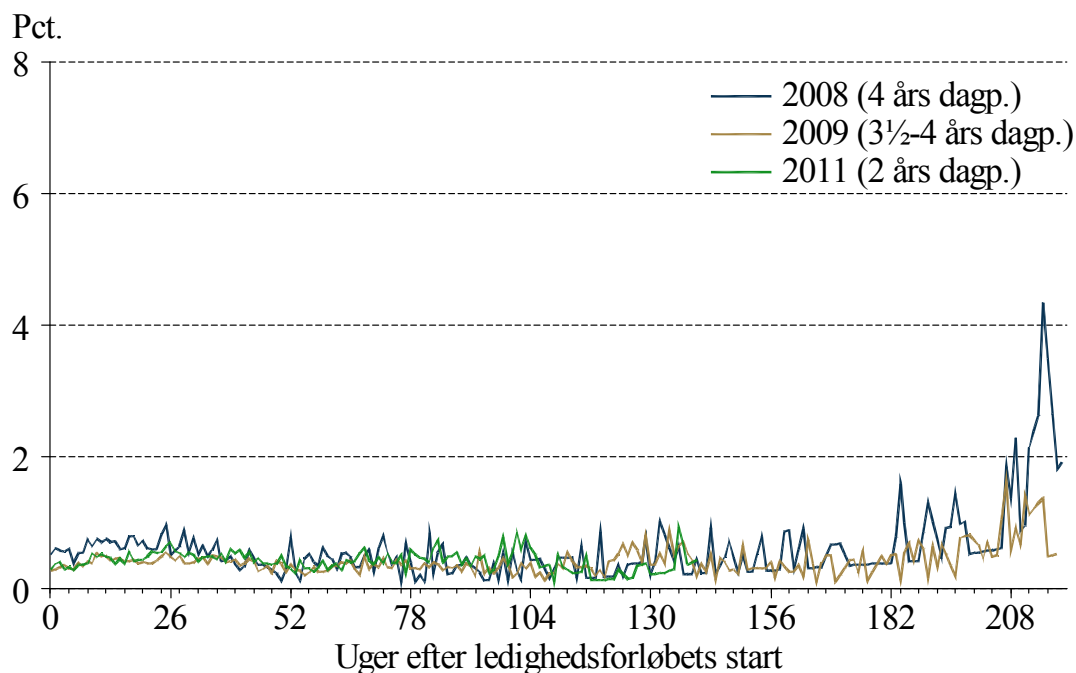
Det bør dog bemærkes, at den samlede andel, der har fundet beskæftigelse inden for 150 uger, under den toårige dagpengeperiode ikke overstiger den tilsvarende andel i de to sammenligningsgrupper fra 2008 og 2009. Isoleret set har dagpengereformen derfor ikke fået flere i beskæftigelse i en sammenligning af de rå tal, dvs. når der ses bort fra forskelle i personkarakteristika og jobmulighederne før og efter reformen. Afgangsraterne viser dog klare tegn på ændret adfærd blandt de ledige, hvilket kan have reduceret den gennemsnitlige tid i ledighed og dermed forøget den strukturelle beskæftigelse. Der er derfor behov for en økonometrisk analyse, der kontrollerer for konjunkturforskelle og personkarakteristika, så effekten af dagpengereformen kan isoleres.

Når dagpengeperioden afkortes svækkes forsikringsdelen af dagpengesystemet, da der bliver større risiko for at opbruge dagpengeretten og dermed få et lavere indkomstgrundlag. Der kan derfor være en risiko for at ledige presses ud af arbejdsmarkedet, hvis deres indkomstgrundlag forsvinder, og de frem for at bruge tid på relevant jobsøgning, optages af at sikre sig et eksistensgrundlag. Det kan føre til, at ledige søger over på andre typer af overførselsindkomster eller påbegynder en uddannelse for at blive berettiget til SU. Det er derfor også relevant at undersøge, om dagpengereformen har påvirket afgangens ud af arbejdsstyrken, hovedsageligt til sygedagpenge. Her må det dog understreges, at tilstedeværelsen af den særlige uddannelsesyndelse og arbejdsmarkedsydelsen efter dagpengeperiodens udløb trækker i retning af en undervurdering af effekten. Når disse midlertidige tiltag udfases, vil mange af dem, der måtte opbruge dagpengeretten, formentlig ikke være berettiget til nogen form for offentlig overførselsindkomst, hvorved risikoen for, at de søger over på andre ydelser, må formodes at stige.

Afgangsraten ud af arbejdsstyrken efter t ugers ledighed kan på tilsvarende vis opgøres som antallet, der i uge $t+1$ er i en tilstand uden for arbejdsstyrken, men i uge t var ledige, set i forhold til det samlede antal personer, der fortsat var ledige i uge t . Da et markant lavere antal ledige forlader arbejdsstyrken i forhold til antallet, der kommer i beskæftigelse, ligger afgangsraterne markant lavere og er mere usikre. Der ser dog også i figur 4 ud til at være to tendenser. I begyndelsen af ledighedsperioden ligger afgangens ud af arbejdsstyrken for 2008-forløbene over de to øvrige kurver. Personer, der påbegyndte et ledighedsforløb midt under højkonjunkturen, må i højere grad formodes at tilhøre en gruppe af svagere ledige, hvorfor dette er forventeligt. Bemærk også at det samlede antal ledighedsforløb er markant lavere for 2008-serien, jf. tabel 2, hvilket betyder, at det absolute antal, der forlader arbejdsstyrken ikke er højere end for 2009- og 2011-kurverne. Den anden tendens i figur 4 er igen en stigning i afgangens op mod udløb

af dagpengeperioden. For de ledige med en toårig dagpengeperiode er stigningen efter ca. 100 ugers ledighed dog ret beskeden.

Figur 4 *Afgangsrater ud af arbejdsstyrken*

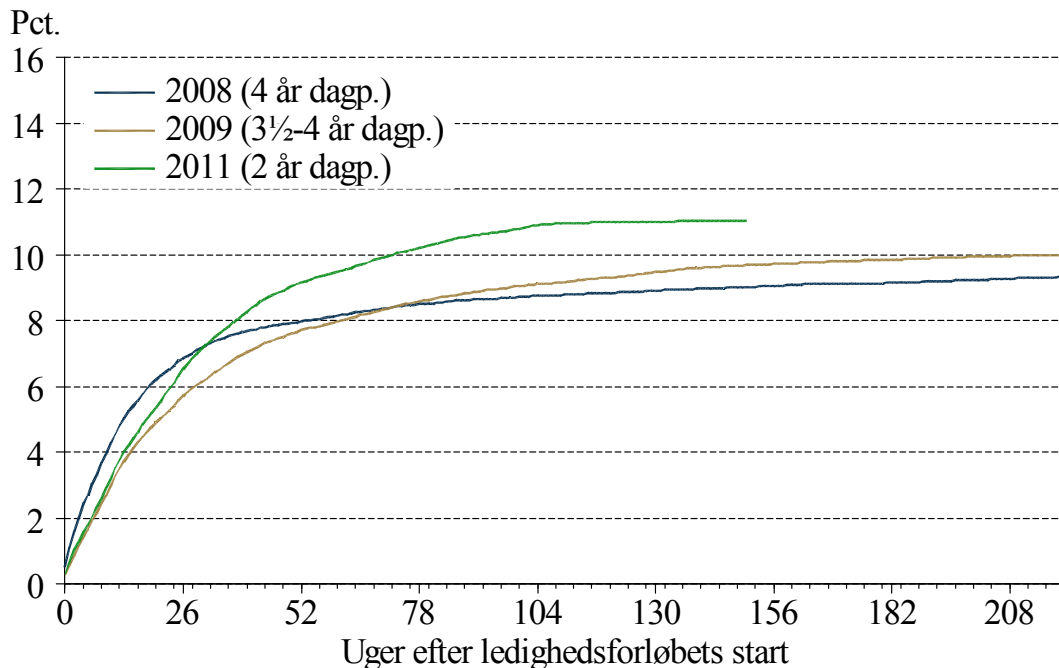


Anm.: Uden for arbejdsstyrken dækker hovedsageligt uddannelse og sygedagpenge i min. fire uger, jf. boks 1 og tabel 3. Afgange til selvforsørgelse er censureret og indgår ikke i opgørelsen.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af forløbsdatabasen DREAM.

Af tabel 3 fremgik det, at der samlet set var 11 pct. af de ledige med to års dagpengeret, der forlod arbejdsstyrken, hvorimod andelen var 9,3 og 10 pct. for ledige fra henholdsvis 2008 og 2009 med op til fire års dagpengeret. Betragtes udviklingen i den kumulerede andel, ses det, at også her stiger andelen for 2011 efter omkring 40 ugers ledighed, jf. figur 5. På trods af at afgangsraterne ud af arbejdsstyrken ikke indikerer, at der var større forskelle før og efter dagpengereformen, viser den kumulerede udvikling en forskel på 1-2 pct.point allerede efter omkring et års ledighed. Det understreger, at det også er vigtigt at være opmærksom på ændringer i denne margin i evalueringer af dagpengereformen.

Figur 5 Kumuleret andel der forlader arbejdsstyrken



Kilde: Egne beregninger på baggrund af forløbsdatabasen DREAM.

3.4 Ekstra hjælp ved udløb af dagpengeperioden?

Som illustreret i figur 1 fik de ledige, der var tæt på at opbruge dagpengeretten i slutningen af 2012 og begyndelsen af 2013, særlig opmærksomhed i form af akutpakke 1-3. En del af den høje afgang til beskæftigelse omkring dagpengeperiodens udløb, der ses i figur 2, kan derfor skyldes en ekstraordinær indsats fra jobcentrenes side. Akutpakke 1 indeholdt øget fokus på jobrotation, hvilket indebærer, at en virksomhed kan sende medarbejdere på efteruddannelse, og ansætte ledige som vikarer med tilskud i uddannelsesperioden. Afgange fra ledighed til jobrotation er i indeværende analyse censureret og tæller derfor hverken som beskæftigelse eller fortsat ledighed. Det skyldes, at jobrotation er kraftigt subsidieret (194,84 kr. pr. time i februar 2013-niveau). Censureringen betyder, at denne form for ekstra hjælp ved udløb af dagpengeperioden ikke driver den høje afgang ved den toårige dagpengeperiodes udløb.

Andre former for aktivering kan dog have været bragt i anvendelse for de ledige fra 2011, der sidenhen fandt beskæftigelse. Ud af de 44.629 ledighedsforløb, der blev påbegyndt i første halvår 2011, fandt i alt 413 personer beskæftigelse efter 100-108 ugers ledighed, jf. tabel 4. Heraf var 44 pct. registreret som dagpengemodtagere, uden nogen form for aktivering i ugen før de overgik til beskæftigelse. Knap 16 pct. og 12 pct. var i henholdsvis et privat og offentligt løntilskudsjob i ugen inden de fandt udstøttet beskæf-

tigelse. Derudover var lidt mere end 4 pct. i privat virksomhedspraktik. Beskæftigelsesoplysningerne indikerer, at mere end 80 pct. af disse ledige, der overgik fra støttet til ustøttet beskæftigelse, fandt ansættelse i den samme private eller offentlige virksomhed, som de havde været i løntilskuds- eller praktikforløb i. Mere end en fjerdedel fortsatte altså i den virksomhed, hvor de havde været i støttet beskæftigelse.

Tabel 4 Ledighedstilstand ugen før afgang til beskæftigelse

	Uger efter ledighedsforløbet start				
	9-17	22-30	48-56	74-82	100-108
Afgange til beskæftigelse i alt	7.737	2.754	944	480	413
Ledighedstilstand ugen før afgang	----- Pct. -----				
Dagpenge, ingen aktivering	86,0	76,9	54,8	45,4	44,1
Ferieledighed fra ledighed	2,2	3,3	5,0	13,1	8,0
Dagpenge, aktivering					
Vejledning	5,6	7,0	8,8	9,0	8,5
Ordinær uddannelse	0,6	0,7	2,8	3,1	3,1
Løntilskud, privat	0,1	0,6	10,8	13,5	15,5
Løntilskud, offentlig	0,5	3,1	13,6	13,1	11,6
Virksomhedspraktik, privat	2,0	4,0	2,9	1,9	4,4
Virksomhedspraktik, offentlig	0,5	1,3	1,4	0,8	0,7
6-ugers selvvalgt uddannelse	2,7	3,0	0,1	0,0	1,0
Særlig uddannelsesydelse	0,0	0,0	0,0	0,0	3,1
I alt	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Anm.: Opgjort for ledighedsforløb påbegyndt i første halvår 2011, jf. tabel 2.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af forløbsdatabasen DREAM.

Dermed kan man dog ikke konkludere, at de ledige har fået særbehandling, og at afkortningen af dagpengeperioden ikke har tilskyndet ledige til at søge mere intensivt efter beskæftigelse. Først og fremmest har de berørte virksomheder ansat de ledige i stillinger uden tilskud. Afgangene til beskæftigelse er dermed reelle, selvom de er kommet i stand ved hjælp af aktiv arbejdsmarkedspolitik. For det andet er det nødvendigt at have et sammenligningsgrundlag for at konkludere, at jobcentrenes brug af støttet beskæftigelse skiller sig ud omkring dagpengeperiodens udløb. Knap 11 pct. af de ledige, der fandt beskæftigelse efter 48-56 ugers ledighed, var i privat løntilskud ugen inden, der er registreret ustøttet beskæftigelse, mens andelen var 14 pct. efter halvandet års ledighed. Dermed kom en næsten tilsvarende andel af de ledige, der fandt beskæftigelse, også fra løntilskud eller virksomhedspraktik efter både ét år og halvandet års ledighed. Afgangsraterne var dog 1½-2 pct.point højere ved udløb af dagpengeperioden sammenlignet med efter ét og halvandet års ledighed, jf. figur 2. Det betyder, at anvendelsen af løntil-

skud og virksomhedspraktik, der sidenhen har ledt til ustøttet beskæftigelse, har været lidt højere omkring udløb af dagpengeperioden sammenlignet med tidligere, selvom andelen i tabel 4 er næsten uændrede. Da løntilskud ofte anvendes efter længere tids ledighed og i dataperioden kunne have en varighed på op til 52 uger i private virksomheder og 26 uger i offentlige virksomheder, betyder det derfor ikke nødvendigvis, at ledige tæt på at opbruge dagpengeretten har fået særbehandling.

Alt i alt ser det derfor ikke ud til, at afgangene til beskæftigelse omkring dagpengeperiodens udløb skiller sig markant ud. Tidligere undersøgelser har vist, at løntilskud og virksomhedspraktik er de mest effektive former for aktivering til at hjælpe ledige i beskæftigelse, jf. fx litteraturgennemgangen i Ekspertgruppen om udredningen af den aktive beskæftigelsesindsats (2014). Opgørelsen i tabel 4 bekræfter dermed blot, at disse værktøjer ofte kan være vejen tilbage til beskæftigelse, særligt efter ledighedsforløb på mere end ét år.

3.5 Individuelle karakteristika

Foruden forskelle i virksomhedernes efterspørgsel efter arbejdskraft kan der også være forskelle i karakteristikaene for de personer, der blev ledige under 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 fejlvurdering af dagpengereformens effekter. For at kontrollere for denne selektion inkluderes en række personkarakteristika i den empiriske analyse nedenfor. Karakteristikaene opgøres som udgangspunkt året før ledighedsperioden påbegyndes. Desuden inkluderes den lediges arbejdsmarkedshistorie for de forudgående tre år opgjort ved ledighedsforløbets begyndelse.

En sammenligning af karakteristika for de ledige fra 2008 og 2011 viser bl.a., at 2008-forløbene har en højere andel af kvinder, enlige, ikke-vestlige indvandrere og efterkommere, ufaglærte, personer med laveste stillingsniveau og 3F-medlemmer, jf. tabel 5. Det bekræfter forventningen om, at personerne, der blev ledige i 2008 sammenlignet med i 2011, overordnet havde ringere forudsætninger for at klare sig godt på arbejdsmarkedet, og dermed hurtigt forlade ledighed til fordel for beskæftigelse.

Tabel 5 Karakteristika for dagpengemodtagere

	2008	2009	2011
	Pct. -----		
Alder 25-30 år	22,6	19,3	25,4
Alder 30-40 år	42,2	40,6	39,7
Alder 40-50 år	35,2	40,0	34,9
Kvinder	48,0	60,5	46,3
Vestlige indv./efterkom.	3,6	3,4	4,4
Ikke-vestlige indv./efterkom.	10,7	8,4	8,5
Gift	41,7	45,0	43,3
Samboende	24,4	23,6	24,7
Enlige forsørgere	5,9	4,8	6,0
Børn i alderen 0-6 år	30,4	29,6	31,4
Børn i alderen 7-14 år	26,3	28,3	26,9
Børn i alderen 15-17 år	9,3	10,8	9,9
Boligejer	50,2	58,0	50,7
<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>Branche ved beskæftigelse i året forud for ledighed</i>			
Landbrug, fiskeri mv.	1,7	0,9	1,1
Industrien	18,3	33,9	12,1
Bygge og anlæg	11,0	13,1	9,0
Handel og transport	20,3	22,3	21,4
Øvrig privat service	8,8	9,3	11,1
Offentlig sektor	22,9	11,9	44,5
Uoplyst branche	16,9	8,6	0,9
<i>Stillingsniveau (disco kode)</i>			
Ledelse/højt niveau (1-2)	10,3	7,7	21,3
Kontorarbejde/mellem niveau (3-4)	21,6	18,4	15,9
Salg, service, omsorg (5)	11,4	7,5	17,6
Håndværk, landbrug mv. (6-7)	14,3	21,6	12,4
Proces- og maskinoperatører (8)	8,5	14,7	5,8
Andet arbejde/laveste niveau (9)	32,9	29,1	26,1
<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
Kristelig	10,7	10,7	11,5

	2008		2009		2011	
			Pct.			
Akademikernes	7,1		5,1		8,5	
Magistre	5,0		2,4		3,6	
Øvrige A-kasser	33,0		29,8		40,8	
Medlem af efterlønsordning	42,0		49,3		37,1	
<i>Bopæl, andel i</i>						
Yderkommune	8,7		10,0		8,0	
Landkommune	15,8		16,9		15,7	
Mellemkommune	26,6		33,1		26,7	
Bykommune	49,7		40,8		50,3	
<i>Arbejdsmarkedshistorik,</i>						
<i>pct. af år forud for ledighed med</i>	Gns.	Std.afv.	Gns.	Std.afv.	Gns.	Std.afv.
Beskæftigelse året før ledighed	63,0	38,3	77,6	34,2	63,3	40,8
Beskæftigelse 2. år før ledighed	59,2	39,4	71,7	35,4	62,3	40,9
Beskæftigelse 3. år før ledighed	53,3	41,0	67,4	38,6	62,6	41,8
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
Sygedagpenge mv. året før ledighed	7,7	18,8	5,4	15,5	7,8	19,9
Sygedagpenge mv. 2. år før ledighed	4,0	12,3	3,4	11,3	3,7	12,6
Sygedagpenge mv. 3. år før ledighed	3,3	10,8	3,2	10,7	3,1	11,2
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
Erhvervserfaring, antal år	10,3	7,7	12,8	8,3	9,5	7,8
<i>Årlig indkomst og formue året forud for påbegyndelse af ledighed, 1.000 kr., 2010-priser</i>						
Lønindkomst	249,2	156,8	286,4	145,3	246,0	162,3
Kapitalindkomst	-23,3	54,3	-29,8	43,5	-20,6	27,9
Indestående i pengeinstitutter	66,4	279,8	61,6	305,0	61,9	167,7
Boligstøtte til husholdningen	1,9	6,4	1,3	5,2	1,7	5,7
Familie- og børneydelser til hush.	11,8	14,1	12,0	13,8	12,1	14,6
 Andel uden personoplysninger	 1,0		 1,0		 0,9	
 Observationer	 27.720		 67.378		 44.629	

Anm.: Personkarakteristika er opgjort året forud for påbegyndelse af ledighedsperioden, mens arbejdsmarkedshistorik er opgjort første uge i ledighedsforløbet. Indkomster og ydelser er deflateret med forbrugerprisindekset til 2010-kr.

Kilde: Egne beregninger på registerdata og forløbsdatasen DREAM.

Arbejdsmarkedshistorikken viser, at de ledige fra både 2008 og 2011 gennemsnitligt 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. Det totale antal af påbegyndte dagpengeforløb de seneste tre år forud for det betragtede ledighedsforløb var i gennemsnit 1 mod 0,6. Samlet set ser de ledige fra 2008 derfor ud til i større grad at have været i dagpengesystemet end de ledige fra 2011, hvilket bidrager til billedet af førstnævnte som en gruppe af svagere ledige med lavere tilknytning til arbejdsmarkedet.

Ledighedsforløbene påbegyndt i 2009, der er inkluderet som en alternativ kontrolgruppe fordi de oplevede mere sammenlignelige jobmuligheder med de ledige fra 2011, skiller sig ud fra de to andre grupper i tabel 5. En stor andel kommer fra beskæftigelse i industrien eller bygge/anlæg, er faglærte eller ufaglærte, 3F-medlemmer, bor i en yder- eller mellemkommune og har en høj andel af beskæftigelse de forudgående tre år. Det afspejler den ekstraordinære tilgang til ledighed som følge af finanskrisen, der markant reducerede beskæftigelsen i 2009. De klare forskelle i de observerbare karakteristika for 2009-forløbene sammenlignet med de ledige fra 2011 forringer anvendeligheden af disse ledige som kontrolgruppe.

Endelig kan karakteristikaene for partneren til de gifte og samboende ledige også inkluderes som kontrolvariable. Tabel 6 viser dog ikke umiddelbart tegn på markante forskelle på tværs af de tre grupper af ledige.

Tabel 6 Karakteristika for partneren til gifte og samboende ledige

	2008	2009	2011
	Pct.		
<i>Andel med højeste uddannelse</i>			
Folkeskole, ungdomsudd. mv.	27,7	27,9	23,5
Faglært	35,4	39,5	36,6
Kort videregående	6,1	5,6	6,3
Mellemlang videregående	14,7	14,2	16,8
Lang videregående	8,3	5,9	8,9
Uoplyst uddannelse	7,8	7,0	7,9
<i>Stillingsniveau (disco kode)</i>			
Ledelse/højt niveau (1-2)	15,2	11,6	25,0
Kontorarbejde/mellem niveau (3-4)	22,4	25,5	16,0
Salg, service, omsorg (5)	11,7	13,9	14,1
Håndværk, landbrug mv. (6-7)	11,2	9,5	10,0
Proces- og maskinoperatører (8)	6,1	7,3	5,1
Andet arbejde/laveste niveau (9)	28,5	27,8	25,2
<i>Arbejdsmarkedstilknytning</i>			
	Gns.	Std.afv.	Gns.
Erhvervserfaring, antal år	11,3	9,0	12,1
Ledighedsgrad, pct. af forrige år	3,5	11,5	2,0
<i>Årlig indkomst og formue året forud for påbegyndelse af ledighed, 1.000 kr., 2010-priser</i>			
Lønindkomst	274,9	218,1	269,1
Kapitalindkomst	-27,2	70,3	-32,0
Indestående i pengeinstitutter	80,5	435,4	63,6
Ingen oplysninger om partner	5,0	4,4	4,6
Observationer	18.329	46.239	30.361

Anm.: Partnerens karakteristika er opgjort året forud for påbegyndelse af ledighedsperioden.

Kilde: Egne beregninger på registerdata og forløbsdatasen DREAM.

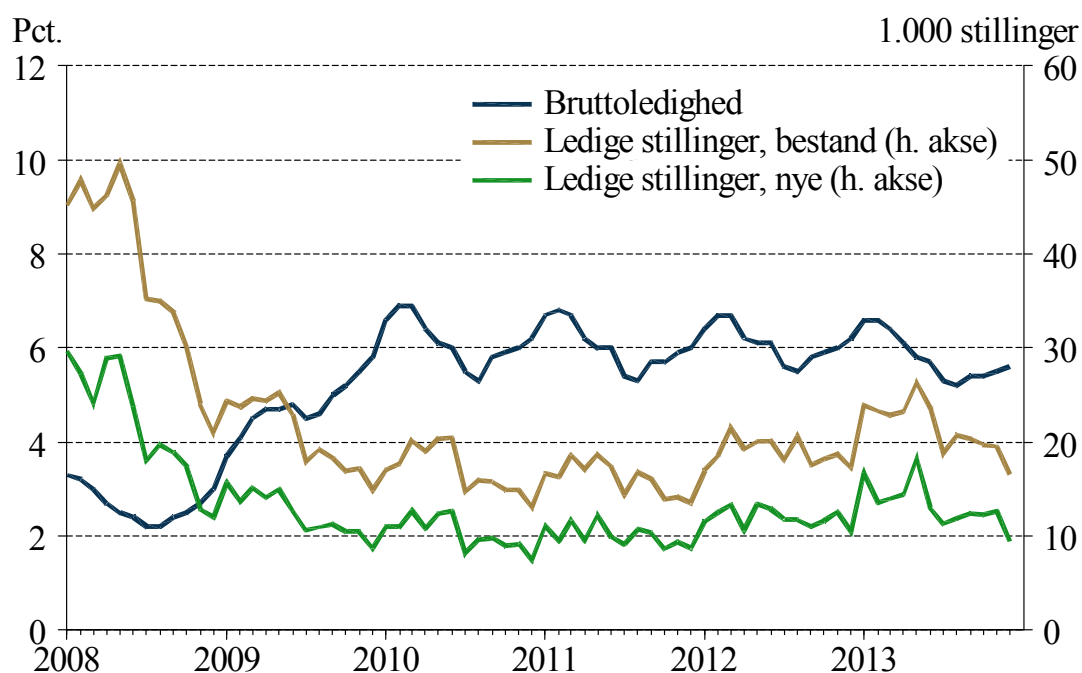
3.6 Makrovariable til kontrol for konjunkturforhold

Som makrovariable til at kontrollere for forskelle i konjunkturforholdene før og efter dagpengereformen anvendes bruttoledigheden samt bestanden af stillingsopslag og nye stillingsopslag, alle opgjort på månedsniveau, jf. figur 6.

Konjunkturtilbageslaget ses tydeligt i bruttoledigheden, der fra slutningen af 2008 til slutningen af 2009 steg fra under 3 pct. til omkring 6 pct. I den efterfølgende periode ses kun sæsonudsving. Den anvendte opgørelse for bruttoledigheden er ikke sæsonkorrigeret, da afgangene på individniveau heller ikke er sæsonkorrigeret, og en del af denne variation derfor kan være til stede. 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). Af denne grund inkluderes både bruttoledigheden og bestanden af stillingsopslag i estimationerne nedenfor. Antallet af nye stillingsopslag udelades, da den i den betragtede periode udviser høj korrelation med bestanden af stillingsopslag.

Figur 6 Bruttoledigheden og antallet af stillingsopslag



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

Krisens påvirkning af jobmulighederne kan have været forskellig på tværs af brancher og have udvist regionale forskelle. Det er derfor kun muligt, at foretage en grov kontrol for de varierende muligheder for at finde job. Bruttoledigheden og antallet af stillingsopslag er inkluderet som makrovariable, da de ofte anvendes som konjunkturindikatorer og på klart vis opfanger den evidente niveauforskel inden for den betragtede periode 2008-13.

4 Empirisk analysestrategi

Databeskrivelsen ovenfor viser, at det er nødvendigt at kontrollere for forskelle i observerbare karakteristika og konjunkturforhold for at kunne vurdere effekterne af dagpengereformen. Til det formål estimeres en varighedsmodel separat for afgang fra ledighed til beskæftigelse og for afgang fra ledighed og ud af arbejdsstyrken.⁷ Modellen beskrives nedenfor med henblik på afgange til beskæftigelse, men kan helt analogt anvendes i en tilsvarende estimation af afgange fra ledighed ud af arbejdsstyrken, hvor afgange til beskæftigelse er censurerede. Efter estimation af modellen beregnes gennemsnitlige afgangskurver med og uden effekten af reformen for de ledige fra 2011. Metoden er inspireret af Fujita (2011), der dog anvender en multinomial logit model fremfor en varighedsmodel.

4.1 Varighedsmodel

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 Hazard raten (sandsynligheden) hvormed person i kommer i beskæftigelse efter t ugers ledighed, givet at vedkommende var ledig i uge $t-1$ modelleres ved funktionen

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

hvor $\theta(t)$ er baseline hazarden, jf. nedenfor, $\delta(t)$ er en funktion af samme form som baseline hazarden, men interageret med en indikatorvariabel R for ledighedsforløb påbegyndt efter dagpengereformen, X_{it} er observerbare individuelle karakteristika og m_t er en makrovariabel for konjunkturforholdene i uge t .

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 hazard kurve for alle individer, hvorefter selve niveauet for hazard kurven påvirkes af de individuelle karakteristika og

⁷ Det er også muligt at inkludere afgang til både beskæftigelse og ud af arbejdsstyrken i samme analyse vha. en *competing risk model*. Denne tilgang er dog mere kompleks og er ikke forfulgt her.

⁸ Modellen er en diskret repræsentation af den hyppigt anvendte *proportional hazard* model i kontinuert tid, jf. fx van den Berg (2001) og Jenkins (2005).

de gældende makroøkonomiske forhold under individets ledighedsforløb.⁹ 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 uger samlet. Ved hjælp af indikatorfunktionen $I(\cdot)$ kan baseline hazarden opskrives som

$$\begin{aligned}\theta(t) = & \sum_{j=0}^{12} \theta_{1+2 \cdot j} I(1 + 2 \cdot j \leq t < 1 + 2(j + 1)) \\ & + \sum_{j=0}^{44} \theta_{27+4 \cdot j} I(27 + 4 \cdot j \leq t < 27 + 4(j + 1)) + \theta_{207} I(t \geq 207)\end{aligned}$$

Effekten af dagpengereformen opfanges af $\delta(t)$, der er af samme form som $\theta(t)$, men dog kun løber til og med uge 151 pga. censureringen ved dataperiodens udløb. $\delta(t)$ er interageret med R , der antager værdien én for ledige fra 2011 med ret til to års dagpenge og nul for ledige fra 2008 (eller 2009) med ret til fire (3½-4) års dagpenge. 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 konstante over hele ledighedsforløbet.

Alternativt kunne modellen for afgang til beskæftigelse estimeres separat for ledighedsforløb med ret til fire års dagpenge og to års dagpenge, hvorved effekten af dagpengereformen ville afspejles i forskelle i baseline hazarden mellem de to separate estimationer. Det ville tillade forskelle i alle koefficienterne i modellen før og efter reformen og kunne bidrage til at opfange, at der i højere grad var tale om svagere ledige i 2008-gruppen. Begge tilgange er forsøgt, og den foretrukne tilgang er en samlet estimation. Valget skyldes hovedsageligt, at en samlet estimation giver den mest troværdige identifikation af effekten af konjunkturforholdene. I separate estimationer fås generelt en stor effekt af niveauet for bruttoledigheden og antallet af stillingsopslag for ledighedsforløbene påbegyndt i 2008, mens effekterne er betydeligt mindre og ofte insignifikante for ledighedsforløb påbegyndt i 2011. Det skyldes, at der ved de separate estimationer er en betydelig variation i konjunkturvariablene for 2008-forløbene fra krisen, hvorimod der kun er sæsonvariation for 2011-forløbene, jf. figur 6.

⁹ Denne fortolkning ser dog bort fra tidsvarierende forklarende variable i X_{it} og m_t .

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. Det skyldes, at selektionen ind i ledighed samt de lediges afgang til beskæftigelse da kan være påvirket af fire faktorer: konjunkturforholdene, dagpengeperiodens længde samt de lediges observerbare og uobserverbare karakteristika. Da der generelt kun observeres ét ledighedsforløb pr. person enten før eller efter dagpengereformen, er det ikke muligt at adskille evt. forskelle i den uobserverede heterogenitet fra effekten af dagpengereformen og de øvrige faktorer, jf. fx Forslund mfl. (2011) for en diskussion. Uobserveret heterogenitet er derfor udeladt af modellen ovenfor.

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 betydning, og den tilbageværende forskel på længden af ledighedsforløbene før og efter reformen kan tilskrives afkortningen af dagpengeperioden. Det er en hård antagelse, og sammenlignet med andre studier, der fx baserer identifikationen af lignende reformer på naturlige eksperimenter, er evidensgrundlaget i indeværende analyse derfor relativt svagt.¹⁰ Under de givne omstændigheder vurderes den valgte identifikationsstrategi dog at være den bedst mulige at basere en evaluering af dagpengereformen på.

4.2 Gennemsnitlige afgangskurver med og uden effekten af reformen

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

¹⁰ En alternativ identifikationsstrategi med jobparate kontanthjælpsmodtagere som kontrolgruppe er også forsøgt. Under antagelse om at kontanthjælpsmodtagerne reagerede på tilsvarende vis som dagpenge- modtagerne 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 indikerer dog, at antagelsen om homogen konjunkturfølsomhed for jobparate kontanthjælpsmodtagere og dagpengemodtagere næppe er opfyldt, hvorfor denne strategi ikke er forfulgt yderligere i dette arbejdsrapport.

1. *Faktisk 2008-forløb (fireårig dagpengeperiode)*. Her anvendes gruppen af ledige, der påbegyndte et ledighedsforløb i 1. halvår 2008, og dermed havde ret til fire års dagpenge. For hver uge i ledighedsforløbet beregnes et gennemsnit over de tilbageværende personer (N_t^{2008}) vha. de estimerede koefficienter

$$\begin{aligned}\hat{h}_t^{2008|4 \text{ års dagp.}} &= \frac{1}{N_t^{2008}} \sum_{i=1}^{N_t^{2008}} \hat{h}(t, X_{it}^{2008}, m_t^{2008}, R = 0) \\ &= \frac{1}{N_t^{2008}} \sum_{i=1}^{N_t^{2008}} \left[1 - \exp \left(-\exp(\hat{\theta}(t) + X_{it}^{2008} \hat{\beta} + \hat{\gamma} m_t^{2008}) \right) \right]\end{aligned}$$

2. *Faktisk 2011-forløb (toårig dagpengeperiode)*: På tilsvarende vis anvendes her gruppen af ledige, der påbegyndte et ledighedsforløb i 1. halvår 2011, og dermed havde ret til to års dagpenge. For hver uge i ledighedsforløbet beregnes et gennemsnit over de tilbageværende personer (N_t^{2011}) vha. de estimerede koefficienter; her inklusive leddet $\hat{\delta}(t)$, da $R = 1$ i hazard funktionen

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

For at vurdere effekten af dagpengereformen er vi interesseret i at konstruere et kontrafaktisk tilfælde, der forudsiger adfærden for de ledige fra 2011 med ret til to års dagpenge, hvis de i stedet havde haft ret til fire års dagpenge.

3. *Kontrafaktisk 2011-forløb (fireårig dagpengeperiode)*: Derfor betragtes igen gruppen, der påbegyndte et ledighedsforløb i 1. halvår 2011, men nu sættes $R = 0$, hvorved den estimerede effekt af dagpengereformen $\hat{\delta}(t)$ udelades og afgangsraterne ved en fireårig dagpengeperiode simuleres som

$$\hat{h}_t^{2011|4 \text{ års dagp.}} = \frac{1}{N_t^{2011}} \sum_{i=1}^{N_t^{2011}} \hat{h}(t, X_{it}^{2011}, m_t^{2011}, R = 0)$$

$$= \frac{1}{N_t^{2011}} \sum_{i=1}^{N_t^{2011}} \left[1 - \exp \left(-\exp(\hat{\theta}(t) + X_{it}^{2011} \hat{\beta} + \hat{\gamma} m_t^{2011}) \right) \right]$$

Effekten af dagpengereformen på den gennemsnitlige hazard rate efter t ugers ledighed er da givet ved forskellen mellem det faktiske tilfælde (toårig dagpengeperiode) og det kontrafaktiske tilfælde (fireårig dagpengeperiode)

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

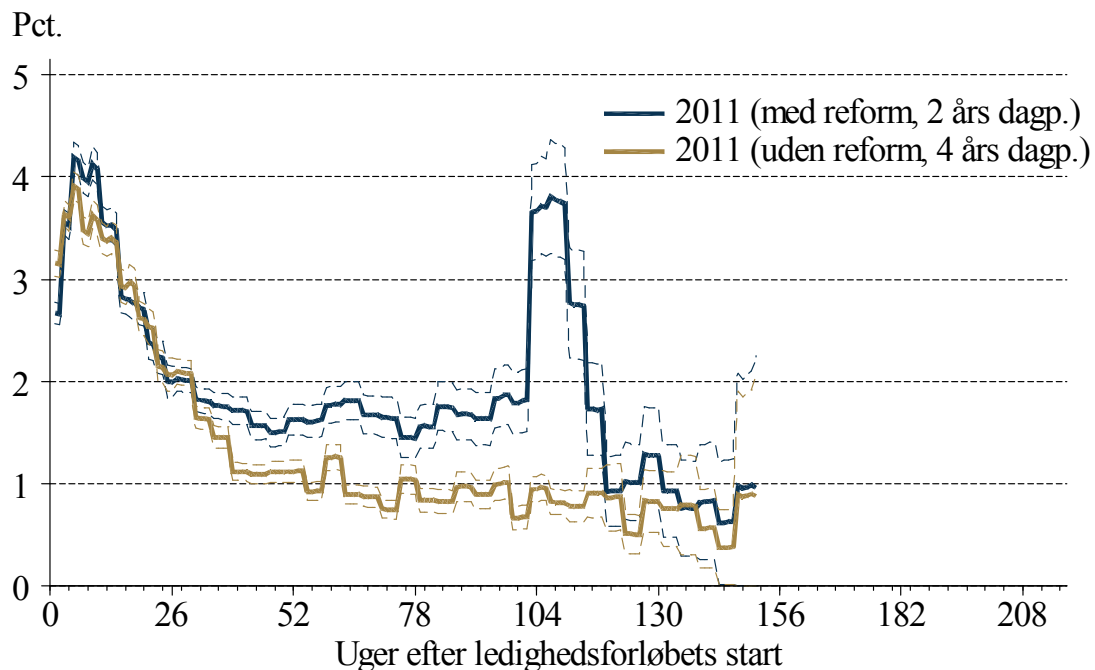
Denne metode gør den observerede adfærd blandt de ledige før og efter reformen sammenlignelig ved at anvende de samme observerbare karakteristika for de ledige, samt fastholde konjunkturforholdene ved at benytte samme værdi for makrovariablen m_t . Forskellen mellem $\hat{h}_t^{2011|2 \text{ års dagp.}}$ og $\hat{h}_t^{2011|4 \text{ års dagp.}}$ er dermed udtryk for den gennemsnitlige effekt af dagpengereformen på afgang fra ledighed til beskæftigelse efter t ugers ledighed, efter der er kontrolleret for forskelle i konjunkturforhold og sammensætningen af de ledige.

De beregnede gennemsnitlige hazard rater er ikke udtryk for “strukturelle” hazard rater, da niveauet og formen afhænger af de givne karakteristika for personerne, der blev ledige i første halvår 2011, samt af de givne konjunkturforhold i hele perioden 2008-13. Mere præcist estimeres der en *average treatment effect on the treated (ATET)*. Resultaterne nedenfor kan derfor kun fortolkes som en foreløbig indikation af dagpengereformens langsigtede effekter.

5 Resultater

Varighedsmodellen ovenfor er estimeret samlet for ledige med ret til en fireårig dagpengeperiode og en toårig dagpengeperiode, jf. tabel 12 i bilag A. De gennemsnitlige afgangsrater til beskæftigelse med og uden effekten af reformen er illustreret i figur 7. Kurven for de ledige fra 2011 med effekten af reformen og dermed 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 7 reelt svarer til en udglatning af den empiriske kurve i figur 2.

Figur 7 *Estimeret gennemsnitlig afgangsrate til beskæftigelse, 2008-sammenligning*



Anm.: Varighedsmodellen i afsnit 4.1 er estimeret samlet for 2008- og 2011-dagpengeforløb. De stiplede linjer er 95 pct. konfidensintervaller beregnet vha. delta metoden.

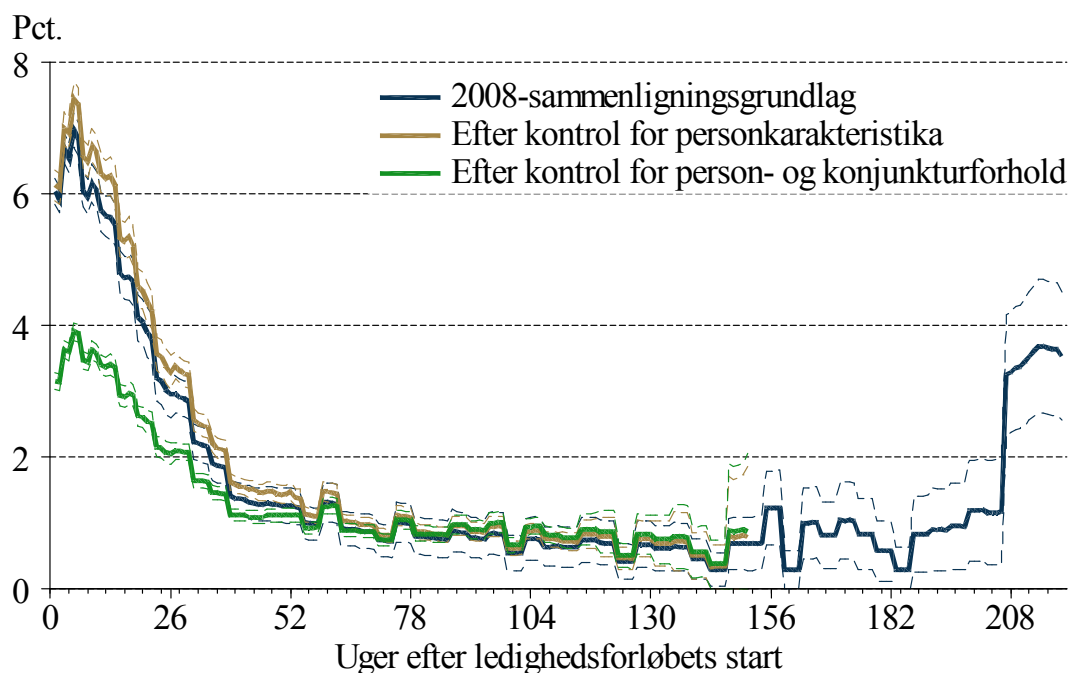
Kilde: Egne beregninger på baggrund af registerdata og forløbsdatabasen DREAM.

Den kontrafaktiske kurve for de ledige fra 2011 uden effekten af dagpengereformen, dvs. hvis de i stedet for den toårige dagpengeperiode havde haft ret til fire års dagpenge, er også illustreret i figur 7. I de første 30 uger af ledighedsperioden er de to kurver reelt sammenfaldende, hvorefter den faktiske afgangskurve ligger omkring 1½-2 pct. og stiger op mod udløb af den toårige dagpengeperiode til 4 pct. I det kontrafaktiske forløb falder afgangsen til beskæftigelse til omkring 1 pct. efter 40 ugers ledighed og forbliver på dette niveau frem til dataperiodens udløb efter 151 uger. 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 et års ledighed viser analysen her, at de ledige reagerer på udsigten til udløb af dagpengeretten og i højere grad finder beskæftigelse, end det ville være tilfældet med en fireårig dagpengeperiode.

Der sammenlignes med den kontrafaktiske kurve uden effekten af reformen for at kontrollere for personkarakteristika og konjunkturforhold. I figur 8 er den kontrafaktiske kurve gengivet (grøn linje) sammen med den estimerede afgangskurve for sammenligningsgrundlaget fra 2008, dvs. $\hat{h}_t^{2008|4 \text{ år dagp.}}$ som defineret ovenfor, samt yderligere en afgangskurve hvor der kun kontrolleres for personkarakteristika. Sidstnævnte kurve

udtrykker afgangen fra ledighed til beskæftigelse for personer fra 2011 uden effekten af dagpengereformen og med konjunkturvariablene evalueret i perioden 2008 og frem, dvs. $\hat{h}(t, X_{it}^{2011}, m_t^{2008}, R = 0)$. Den viser dermed afgangen for de ledige fra 2011, hvis de havde været ledige under de givne forhold i 2008.

Figur 8 Kontrol for personkarakteristika og konjunkturforskelle, 2008-sammenligning



Anm.: Se tekst for forklaring.

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

De tre kurver viser betydningen af at kontrollere for personkarakteristika og konjunkturforskel. Udgangspunktet er kurven for sammenligningsgrundlaget fra 2008. Først kontrolleres der for personkarakteristika, hvilket giver en afgangskurve, der ligger højere end 2008-sammenligningsgrundlaget. 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 5. Dernæst kontrolleres der også for konjunkturforskel, hvilket giver en afgangskurve, der ligger markant lavere i begyndelsen af ledighedsforløbet. Det skyldes, den markante ændring i bruttoledigheden og antallet af stillingsopslag fra 2008 til 2011 vist i figur 6.

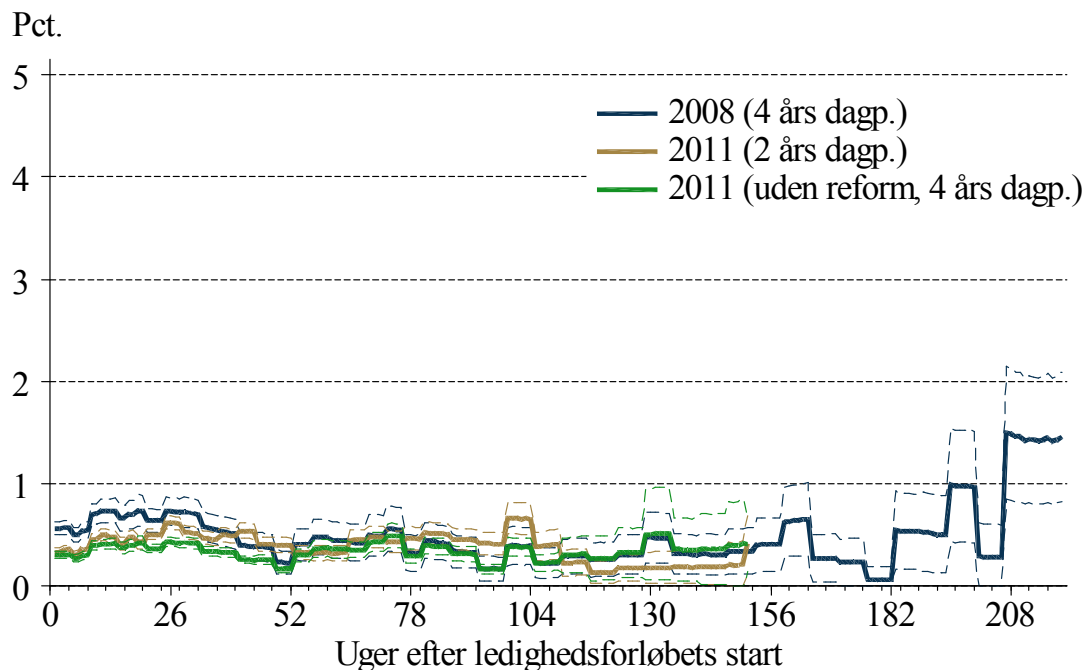
Niveauet for den kontrafaktiske afgangskurve er derfor følsomt over for valget af makrovariable, særligt i begyndelsen af ledighedsforløbet.¹¹ På forhånd ville man næppe forvente, at en afkortning af dagpengeperioden fra fire til to år ville have nævneværdige effekter på afgang fra ledigheden i det første halve år af ledighedsperioden. Da bruttoledigheden og antallet af stillingsopslag er ofte anvendte indikatorer for konjunkturforholdene og giver et troværdigt resultat for afgang i begyndelsen af ledighedsperioden, er de anvendt her. Men det er selvsagt kun muligt, at foretage en grov kontrol af forskellene i jobmulighederne.

Dernæst er modellen estimeret på det samme datagrundlag og med de samme forklarende variable, men for afgang ud af arbejdsstyrken og med censurering af afgang til beskæftigelse, jf. tabel 13 i bilag A. Da der er betydeligt færre afgang ud af arbejdsstyrken, og niveauet for afgangsraterne derfor kun ligger omkring 0,5 pct., er der større usikkerhed på parameterestimererne. De gennemsnitlige afgangsrater, der er beregnet på tilsvarende vis som ovenfor, er illustreret i figur 9. Analysen indikerer en mindre stigning i afgang ud af arbejdsstyrken fra 80 ugers ledighed og frem til udløb af dagpengeperioden, men forskellene på de faktiske og kontrafaktiske afgangsrater er ikke signifikante. Omkring udløb af dagpengeperioden ved 104 uger bliver forskellen signifikant, hvilket indikerer en forøget tilgang til sygedagpenge, uddannelse mv., når ledige står til at opbruge dagpengereetten.

Resultaterne baseret på sammenligningen med ledighedsforløbene påbegyndt i første halvår 2008 er som nævnt følsomme over for valg af konjunkturvariable. Derfor testes robustheden af resultaterne ved også at sammenligne med ledighedsforløb fra første halvår 2009, hvor konjunkturerne var mere sammenlignelige med 2011. Disse ledige havde dog fra juni 2010 til november 2011 en forventning om, at de maksimalt kunne modtage dagpenge i op til 3-3½ år. På forhånd må man derfor forvente, at resultaterne fra denne sammenligning vil være et underkantsskøn. Da konjunkturforholdene har været relativt uændrede fra 2009 og frem, jf. figur 6, udelades makrovariablene i denne estimation, hvorved der alene kontrolleres for forskelle i karakteristika for de ledige. Tabel 5 ovenfor indikerede, at gruppen, der påbegyndte et ledighedsforløb i 2009, afveg mere fra de ledige fra 2011 end 2008-gruppen af ledige. Det stiller derfor større krav til, at modellen opfanger alle relevante forskelle i sammensætningen af de ledige, og at eventuelle forskelle i uobserverbare karakteristika ikke har betydning.

¹¹ Alternative konjunkturvariable er også afprøvet, bl.a. beskæftigelsesniveauet samt ledighed og stillingsopslag opgjort på regionale niveauer.

Figur 9 Estimeret gennemsnitlig afgangsrate ud af arbejdsstyrken, 2008-sammenligning



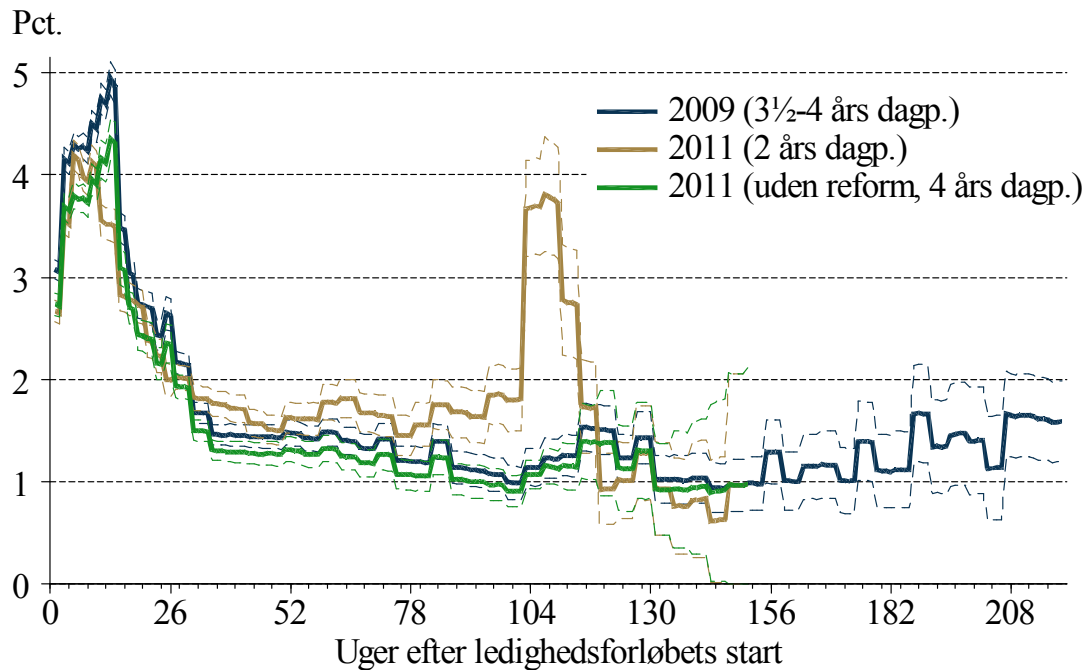
Anm.: Jævnfør anmærkning til figur 7.

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

Analysen på grundlag af 2009-sammenligningen finder også en signifikant effekt på afgang til beskæftigelse efter omkring 35 ugers ledighed, jf. figur 10. Forskellen mellem den faktiske og kontrafaktiske kurve er dog mindre end i figur 7, hvorved størrelsesordenen af effekten bliver mindre. Det er bemærkelsesværdigt, at en sammenligning med den faktiske afgangskurve for 2009, hvilket svarer til at ignorere forskelle i personkarakteristika, først ville resultere i en signifikant effekt efter omkring 90 ugers ledighed. Estimationer, hvor de forskellige kategorier af personkarakteristikaene inkluderes én af gangen, viser, at de grundlæggende karakteristika, arbejdsmarkedshistorik, uddannelse samt indkomst- og formueforhold er drivende for, at den kontrafaktiske kurve uden reformen (grønne linje) ligger lavere end den faktiske kurve for den fireårige dagpengeperiode (blå linje).

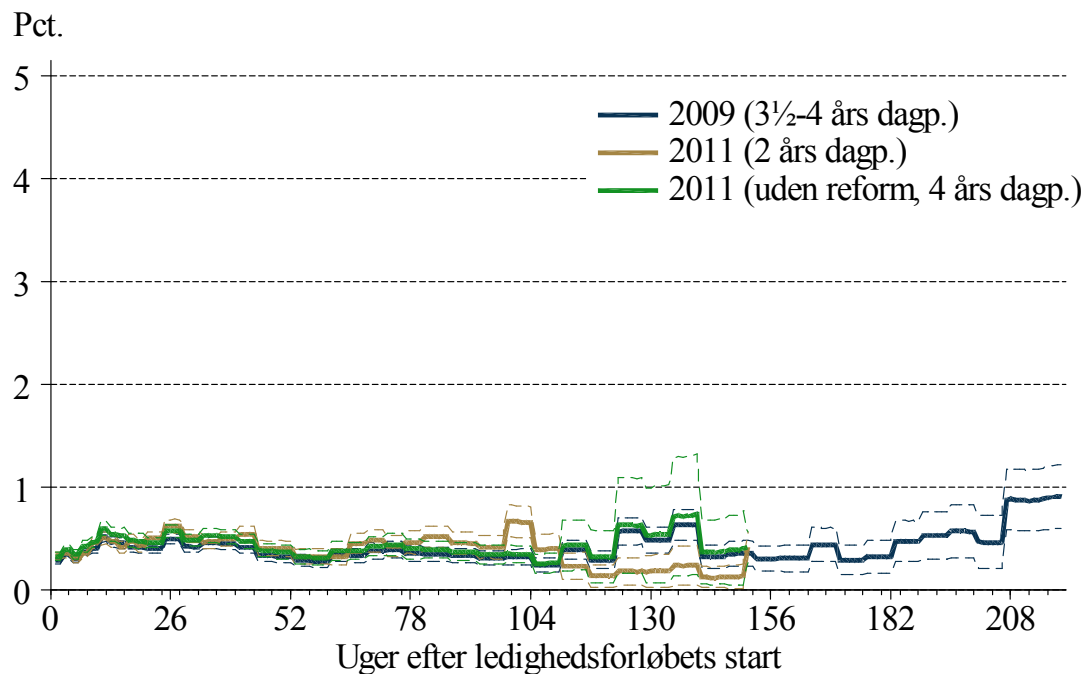
Afgange ud af arbejdsstyrken er også estimeret på grundlag af 2009-ledighedsforløbene, jf. figur 11. Inden for de første to års ledighed svarer den estimerede effekt til den fundne på grundlag af 2008-sammenligningen. Fra omkring 120 ugers ledighed findes en signifikant lavere afgang ud af arbejdsstyrken som følge af dagpengereformen, men effekten er dog estimeret med stor usikkerhed.

Figur 10 *Estimeret gennemsnitlig afgangsrate til beskæftigelse, 2009-sammenligning*



Anm.: Varighedsmodellen er estimeret for 2009- og 2011-forløbene, jf. i øvrigt anmærkning til figur 7.
Kilde: Egne beregninger på baggrund af registerdata og forløbsdatabasen DREAM.

Figur 11 *Estimeret gennemsnitlig afgangsrate ud af arbejdsstyrken, 2009-sammenligning*



Anm.: Jævnfør anmærkning til figur 7.
Kilde: Egne beregninger på baggrund af registerdata og forløbsdatabasen DREAM.

5.1 Forventet varighed af ledighed

For at kvantificere effekten på afgangen til beskæftigelse beregnes den forventede varighed af et ledighedsforløb under henholdsvis en to- og fireårig dagpengeperiode. 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 efter t uger. Den forventede varighed af person i 's ledighedsforløb er givet ved integralet under overlevelseskurven, jf. Jenkins (2005). Dataperioden for situationen med en toårig dagpengeperiode tillader kun estimation af afgangsraterne for de første 126-151 uger i ledighed, afhængig af hvornår personerne påbegyndte ledighed inden for 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.

For alle de udvalgte ledige fra 2011 simuleres overlevelsesfunktionen tilhørende den estimerede hazard funktion med og uden effekten af reformen, se Lalive mfl. (2006) for flere detaljer. Det vil sige s_{it} beregnes vha. den estimerede hazard funktion, den lediges karakteristika og makrovariablene for alle ugerne 1-126 uanset om og hvornår den ledige kom i beskæftigelse. 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 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 7. Ved 2008-sammenligningen ville den forventede varighed have været 42 uger under det kontrafaktiske tilfælde uden reformen, hvor dagpengeperioden fortsat havde været fire år. Dermed finder analysen, at dagpengeperioden har afkortet den forventede ledighedsperiode med 5,1 uger. For 2009-sammenligning bliver effekten en afkortning på 3,0 uger. Sættes disse effekter i forhold til reduktionen i dagpengeperioden på 104 uger, finder analysen dermed, at den forventede varighed af ledighedsperioden falder med 0,03-0,05 uge pr. uges reduktion af dagpengeperioden.

Tabel 7 Simulerede effekter på forventet varighed af 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.

I en international sammenligning var en fireårig dagpengeperiode 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. Det betyder, at det er vanskeligt at sammenligne de estimerede effekter med studier fra lignende reformer i andre lande. I Østrig blev forsikringsperioden forlænget i 1989 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. Forfatterne finder også, at effekten slår igennem tidligere i ledighedsforløbet ved den største forlængelse. Det kunne indikere, at større ændringer i periodelængden slår tidligere igennem og giver større effekter på den forventede varighed.

Lignende tendenser er fundet i forbindelse med en afkortning af dagpengeperioden i Norge. For ledige med en høj tidligere indkomst blev perioden 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 hele tre måneder, mens effekten var markant mindre og mere usikker for afkortningen fra 1½ til et år.

5.2 Dekomponering af effekten på den forventede varighed af ledighed

$$\begin{aligned} & \hat{h}_{it}^{2011|2 \text{ år dagp.}} - \hat{h}_{it}^{2011|4 \text{ år dagp.}} \\ &= \hat{h}(t, X_{it}^{2011}, m_t^{2011}, R = 1) - \hat{h}(t, X_{it}^{2011}, m_t^{2011}, R = 0) && [\text{def., jf. afsnit 4.2}] \\ &= \hat{h}(t, X_{it}^{2011}, m_t^{2011}, R = 1) - \hat{h}(t, X_{it}^{2008}, m_t^{2008}, R = 0) && [\text{rå forskel}] \\ &\quad - [\hat{h}(t, X_{it}^{2011}, m_t^{2011}, R = 0) - \hat{h}(t, X_{it}^{2008}, m_t^{2008}, R = 0)] && [\text{personkarakteristika} \\ &\quad \text{og konjunktur}] \\ &= \hat{h}(t, X_{it}^{2011}, m_t^{2011}, R = 1) - \hat{h}(t, X_{it}^{2008}, m_t^{2008}, R = 0) && [\text{rå forskel}] \\ &\quad - [\hat{h}(t, X_{it}^{2011}, m_t^{2008}, R = 0) - \hat{h}(t, X_{it}^{2008}, m_t^{2008}, R = 0)] && [\text{personkarakteristika}] \\ &\quad - [\hat{h}(t, X_{it}^{2011}, m_t^{2011}, R = 0) - \hat{h}(t, X_{it}^{2011}, m_t^{2008}, R = 0)] && [\text{konjunktur}] \end{aligned}$$

Den rå forskel i den forventede varighed af ledighed er 10,3 og 0,7 uger mellem de ledige fra 2011 og henholdsvis 2008- og 2009-sammenligningen, jf. tabel 8. For 2008-sammenligningen medfører kontrollen for personkarakteristika en forøgelse af forskel-

- 40 -

len med 1,5 uge, hvorefter kontrollen for konjunkturforskelle reducerer forskellen med knap 17 uger, hvilket giver nettoeffekten på -5,1 uge. For 2009-sammenligningen betyder forskellene i personkarakteristika som forventet mere, og ændrer den rå forskel fra 0,7 til -3 uger i den forventede varighed af ledighed.

Tabel 8 Dekomponering af effekt på forventet varighed af ledighed

	2008	2009
	----- uger -----	
Sammenligningsgruppe	26,6	36,3
Ledige fra 2011	36,9	37,0
Rå forskel	10,3	0,7
– kontrol for personkarakteristika	-1,5	3,7
– kontrol for konjunkturforhold	16,9	-
Effekt af dagpengereformen	-5,1	-3,0

Anm.: Forventet varighed inden for de første 126 ugers ledighed. Se tekst for forklaring.

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

5.3 Beskæftigelseseffekter

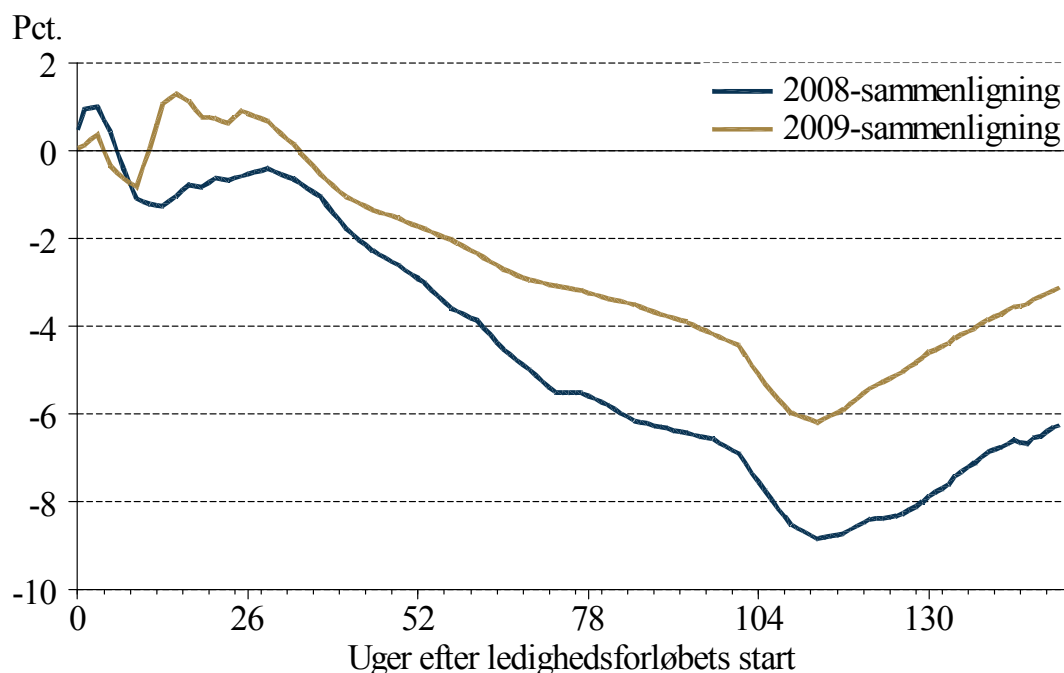
Et af hovedformålene med indeværende analyse er at vurdere dagpengereformens samlede effekt på beskæftigelsesniveauet. I første omgang kvantificeres de fundne adfærdseffekter for de ledige anvendt til selve analysen, hvorefter de samlede strukturelle effekter for hele befolkningen vurderes i det efterfølgende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

De simulerede overlevelseshfunktioner ovenfor kan anvendes til at beregne ændringen i overlevelseshfunktionen for den samlede gruppe af ledige fra 2011. For hver ledig og hver uge i ledighedsforløbet beregnes forskellen mellem overlevelseshkurven under den toårige dagpengeperiode og overlevelseshkurven under den kontrafaktiske fireårige dagpengeperiode. Den gennemsnitlige forskel over alle de ledige giver ændringen i den samlede overlevelseshkurve, jf. Lalive mfl. (2006), og er illustreret i figur 12.

Inden for de første 30 uger i ledighed er der ingen væsentlig forskel, hvorefter andelen i fortsat ledighed bliver lavere under en toårig dagpengeperiode. Bidraget stiger jævnt fra omkring 30 ugers ledighed og toppe omkring udløb af den toårige dagpengeperiode, hvor forskellen er omkring 8 pct.point ved 2008-sammenligningen og omkring 6 pct.point ved 2009-sammenligningen. Dermed finder analysen, at dagpengereformen har reduceret andelen, der fortsat er ledige efter to år, med 6-8 pct.point i forhold til

hvor mange, der fortsat ville have været ledige under en fireårig dagpengeperiode. Denne effekt er på niveau med, hvad Lalive mfl. (2006) finder for tilfældet med en forlængelse af understøttelsesperioden fra 30-52 uger.

Figur 12 Forskel i overlevelseskurven mellem to- og fireårig dagpengeperiode



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

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

Beskæftigelseseffekten kan også kvantificeres ved at simulere afgang i antal personer vha. de estimerede gennemsnitlige afgangsrater. 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. Antallet af afgang til beskæftigelse efter t ugers ledighed under den toårige dagpengeperiode beregnes ved en omskrivning af definitionen på en afgangsrate, dvs.

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

hvor $\hat{B}_t^{2011|2\text{ år}}$ er det beregnede antal, der finder beskæftigelse i uge t , $L_{30} = 12.485$ er det faktisk tilbageværende antal ledige efter 30 ugers ledighed og C_t er det faktiske an-

tal, der censureres i uge t , dvs. afgår til selvforsørgelse, uddannelse osv. På tilsvarende vis simuleres antallet af afgange under en fireårig dagpengeperiode vha. de kontrafaktiske afgangsrater $\hat{h}_t^{2011|4 \text{ år}}$

$$\hat{B}_t^{2011|4 \text{ år}} = \hat{h}_t^{2011|4 \text{ år}} \left(L_{30} - \sum_{s=30}^{t-1} \hat{B}_s^{2011|4 \text{ år}} - \sum_{s=30}^{t-1} C_s \right) \quad \text{for } t = 31, 32, \dots, 151$$

Ud af de tilbageværende 12.485 ledige efter 30 uger observeres der i alt 7.387 afgange til beskæftigelse inden for 30-151 ugers ledighed. Da de estimerede afgangsrater under en toårig dagpengeperiode matcher de rå afgangsrater meget præcist, bliver det beregnede antal afgange på 7.388 vha. de estimerede afgangsrater reelt lig det faktiske, jf. tabel 9. Anvendes i stedet de kontrafaktiske afgangsrater for en fireårig dagpengeperiode fås et lavere antal afgange til beskæftigelse på 6.190 og 6.581 for sammenligningen med henholdsvis 2008 og 2009.

Tabel 9 Antal afgange til beskæftigelse efter 30-151 uger for anvendte 2011-forløb

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

Anm.: Se tekst for detaljer for beregningen.

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

Beskæftigelseseffekten inden for den anvendte population af ledige kan dermed beregnes til 1.198 eller 808 afhængig af sammenligningsgrundlaget. Analysen finder dermed at i fravær af dagpengereformen, ville i omegnen af 1.000 personer – som reelt kom i beskæftigelse – ud af de knap 45.000 ledige fra første halvår 2011 ikke have fundet beskæftigelse. Det kan sammenholdes med, at knap 1.500 personer i samme datagrundlag opnåede to års ledighed og dermed opbrugte dagpengereetten. I forhold til balancen mellem indkomstforsikring ved ledighed og incitamenter til jobsøgning er påvirkningen i antal personer dermed af nogenlunde samme størrelsesorden. Forringelsen af indkomstforsikringen med afkortningen af dagpengeperioden fra fire til to år påvirkede således knap 1.500 personer, mens styrkelsen af incitamenterne til at søge job hjalp omkring 1.000 flere personer i beskæftigelse.

Beskæftigelseseffekten kan ikke fortolkes som et bud på den samlede effekt på beskæftigelsesniveauet. Det skyldes, at beskæftigelsesændringen er beregnet over et længere tidsinterval og for en udvalgt gruppe af ledige. Konkret er kun nyledige med ret til en fuld toårig dagpengereperiode fra første halvår 2011 inkluderet, og for disse personer er beskæftigelseseffekten beregnet over en årrække på op til knap tre år. Der er altså tale om en effekt i et dynamisk perspektiv. Effekten på den strukturelle beskæftigelse anlægger et statisk perspektiv, hvor ændringen i beskæftigelsesniveauet på et givet tidspunkt er af interesse. For at vurdere den strukturelle effekt er det derfor nødvendigt at sammenveje konsekvenserne af adfærdsændringer for alle ledige på beskæftigelsesniveauet, hvilket gøres i det efterfølgende afsnit.

6 Strukturelle effekter på beskæftigelse og ledighed

Dagpengereformens effekter på den strukturelle beskæftigelse og ledighed kan beregnes ud fra forskellene i de estimerede afgangsrater med og uden effekten af reformen. Til det formål betragtes en ligevægtstilstand for arbejdsmarkedet, hvor det samme antal personer hver uge tilgår og afgår hver af de tre tilstande beskæftigelse, ledighed og uden for arbejdsstyrken. Ud fra denne antagelse kan der udledes en sammenhæng mellem de estimerede bevægelser mellem tilstandene og den ukendte fordeling mellem tilstandene. Forskellen mellem andelen i beskæftigelse i de to tilfælde fortolkes som den strukturelle effekt af dagpengereformen på beskæftigelsen og tilsvarende for de to øvrige tilstande. Modellen er nærmere beskrevet i bilag B.

Som diskuteret ovenfor er det på nuværende tidspunkt kun muligt at analysere dagpengereformens effekter under en svag økonomisk udvikling, ligesom senere indgreb som akutpakkerne kan have påvirket de lediges adfærd. For at kunne fortolke effekterne som strukturelle antages det derfor implicit, at effekterne af en kortere dagpengeperiode er homogene over forskellige konjunktursituationer, og at den endelige indfasning af reformen ikke vil medføre adfærdsændringer, der afviger væsentligt fra de observerede blandt de ledige fra 2011. Det er åbenlyst strenge antagelser, hvilket understreger, at indeværende analyse kun er en grov foreløbig vurdering af de strukturelle effekter.

Ligevægtsmodellen løses på grundlag af de gennemsnitlige estimerede afgangsrater til beskæftigelse og ud af arbejdsstyrken for de ledige fra 2011 med henholdsvis en toårig og en fireårig dagpengeperiode (faktiske og kontrafaktiske afgangskurve i figur 7 til figur 11). For at undgå at resultaterne drives af insignifikante forskelle, anvendes den

kontrafaktiske kurve uden reformen kun i de uger, hvor den er signifikant forskellig fra den faktiske kurve, dvs. hvor 95-pct. konfidensbåndene ikke overlapper.

Beskæftigelsesandelen bestemmes under en fireårig dagpengeperiode til 78,2 pct. af alle forsikrede 25-50 årige, og ligger noget højere på 79,4 pct. under en toårig dagpengeperiode ved 2008-sammenligningen, jf. tabel 10. Andelen uden for arbejdsstyrken ligger i begge tilfælde i omegnen af 15,5 pct.

Tabel 10 Løsning af ligevægtsmodel for forsikrede 25-50 årige

	Forskel					
	(A)	(B)	(C)	(D)	(A)-(B)	(C)-(D)
	2008		2009		2008	2009
Sammenligningsgrundlag						
Dagpengeperiode	2 år	4 år	2 år	4 år		
	-----	Pct.	-----		----	Pct.point
Beskæftigelse (<i>e</i>)	79,40	78,19	79,40	78,71	1,21	0,69
Uden for arbejdsstyrken (<i>n</i>)	15,54	15,43	15,54	15,58	0,11	-0,04
Ledighed (<i>u</i>)	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.: De estimerede gennemsnitlige afgangsrater til beskæftigelse og ud af arbejdsstyrken i figur 7-10 er konverteret vha. modellen i bilag B. I tilfælde af insignifikante forskelle mellem afgangsraterne, anvendes raten for den faktiske kurve i løsningen af det kontrafaktiske tilfælde.

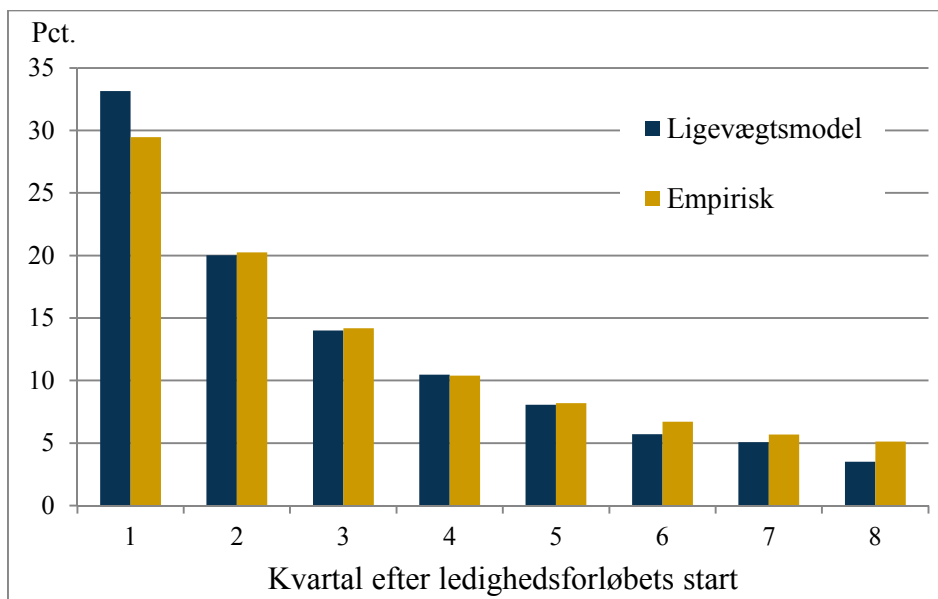
Kilde: Egne beregninger på grundlag af registerdata og forløbsdatabasen DREAM.

Den faktiske fordeling af befolkningen mellem 25 og 50 år på beskæftigelse, ledighed og uden for arbejdsstyrken er i 2013 henholdsvis 78,3 pct., 4,5 pct. og 17,2 pct., jf. Danmarks Statistik (RASU33). Modellen ovenfor kunne kalibreres til at matche denne fordeling fuldstændigt, men da analysen kun inkluderer forsikrede ledige, og definitionen på tilstanden uden for arbejdsstyrken anvendt her er forskellig fra definitionen i RAS, ville det ikke nødvendigvis være mere korrekt.

Fra løsningen af ligevægtsmodellen følger også en fordeling inden for ledighed efter dagpengeanciennitet, jf. bilag B. Denne fordeling fra ligevægtsmodellen kan sammenlignes med den empiriske fordeling af ledighedsancienniteter, som kan beregnes udelukkende på grundlag af DREAM databasen. Fordelingen af ledighedsancienniteter inden for de første to års ledighed er i De Økonomiske Råd (2014) opgjort for alle, der inden for år 2012 var i ledighed med dagpenge. En sammenligning af de to fordelinger viser en relativ høj grad af overensstemmelse mellem fordelingen fra ligevægtsmodellen og den empiriske fordeling, jf. figur 13. Modellen har en lidt højere andel med korte

dagpengeancienniteter og færre med lange dagpengeancienniteter sammenlignet med den empiriske. Det er et resultat af ligevægtsmodellens simple struktur, der kun tillader uafbrudte dagpengeforløb og ikke modeller genindplacering ved flere dagpengeforløb inden for samme referenceperiode, jf. bilag B.¹³

Figur 13 Ledighedsfordeling ved en toårig dagpengeperiode



Anm.: Fordeling af dagpengeancienniteter på kvartaler. Ligevægtsmodellens fordeling inden for ledighed, jf. bilag B, 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.

I den empiriske fordeling er alle uger med dagpenge inkluderet, også for personer som atter er blevet ledige og fortsætter en tidligere påbegyndt dagpengeperiode. Forskellen mellem de to fordelinger er derfor forventelig. Hvorvidt denne forskel bidrager til en under- eller overvurdering af den samlede effekt kan ikke a priori afgøres. Det skyldes, at den tilsvarende fordeling fra ligevægtsmodellen under en fireårig dagpengeperiode ligeledes vil have for mange 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 den illustrerede forskel i figur 13 alt andet lige vil bidrage til en overvurdering af effekten. Samlet set reproducerer den simple ligevægtsmodel dog de empiriske fordelinger både mellem de tre tilstan-

¹³ Modellens struktur er i overensstemmelse med de udvalgte ledighedsforløb til analysen. Datagrundlaget indeholder kun forløb for ledige, der påbegynder en ny dagpengeperiode, og der ses kun på første afgang til (varig) beskæftigelse, jf. afsnit 3.

de og inden for ledighed i tilstrækkelig grad til, at den må vurderes at være et brugbart værktøj til at kvantificere de makroøkonomiske effekter.

For at vurdere den samlede effekt af dagpengereformen på den strukturelle beskæftigelse skaleres den fundne effekt fra ligevægtsmodellen for de forsikrede 25-50 årige i forhold til den samlede befolkning i den arbejdsdygtige alder 16-66 år. Det antages dermed implicit, at a-kassemedlemmer under 25 år og over 50 år ikke har reageret på reformen, hvilket formentlig medfører en undervurdering af den samlede effekt. For 2008-sammenligningen finder analysen følgende effekt på den strukturelle beskæftigelse¹⁴

$$\frac{\text{\#25-50 årige}}{\text{\#16-66 årige}} \frac{\text{a-kassemedlemmer}}{\text{a-kassemedlemmer}} (e^{2 \text{ år dagp.}} - e^{4 \text{ år dagp.}}) = 0,38(79,4 - 78,2) = 0,45$$

For 2009-sammenligningen bliver effekten en stigning på 0,26 pct.point. Dagpengereformens effekt på den strukturelle beskæftigelse vurderes dermed, at være i størrelsesordenen 0,3-0,5 pct.point.

Blandt de forsikrede 25-50 årige finder løsningen af ligevægtsmodellen en mindre stigning i andelen uden for arbejdsstyrken på 0,11 pct.point som følge af den kortere dagpengeperiode ved 2008-sammenligningen, jf. tabel 10. Når 2009-forløbene anvendes som sammenligningsgrundlag er andelen uden for arbejdsstyrken reelt uændret. Opgøres den strukturelle effekt på den samlede andel uden for arbejdsstyrken, dvs. som ovenfor i forhold til alle i alderen 16-66 år, bliver effekten i begge tilfælde mindre end 0,0 pct.point.

Omsat i antal personer svarer de fundne effekter til en forøgelse af beskæftigelsen med 16.800 og 9.600 personer baseret på henholdsvis 2008- og 2009-sammenligningen, jf. tabel 11. Da det må forventes, at afkortningen af dagpengeperioden også har haft positive effekter på personer under 25 år og over 50 års beskæftigelsesgrad, er der dog tale om en forsigtig vurdering. En indikation af en samlet effekt kan fås ved at illustrere konsekvenserne, hvis disse personer har udvist tilsvarende adfærdsændringer. Hvis det har været tilfældet, kan beskæftigelsen være forbedret med op til 25.800 personer. Det er dog formentlig en for optimistisk vurdering, jf. diskussionen i afsnit 3.

¹⁴ I 2013 var 1.916.241 personer i alderen 25-50 år, heraf var knap 73 pct. medlemmer af en a-kasse, mens 3.705.834 personer var i alderen 16-66 år, jf. Danmarks Statistik (FOLK2, AUA01).

Den strukturelle effekt på ledighedsprocenten, dvs. antallet af ledige i forhold til arbejdsstyrken, er også af interesse. For at beregne denne anvendes de fundne effekter omsat i personer. I 2013 var ledigheden på 5,7 pct., svarende til 153.000 fuldtidsledige i forhold til en arbejdsstyrke på knap 2,7 mio. personer i alderen 16-66 år. Da dagpenge-reformen var gældende i 2013 svarer det til tilfældet med en toårig dagpengereform. Ledighedsprocenten uden reformen og med en fortsat fireårig dagpengeperiode kan fås ved at korrigere med de fundne effekter i tabel 11, dvs.

$$\frac{U_{2013}}{E_{2013}+U_{2013}} - \frac{U_{2013} - \Delta U_{\text{reform}}^{25-50 \text{ år}}}{E_{2013}+U_{2013} - \Delta N_{\text{reform}}^{25-50 \text{ år}}} = 5,7 - 6,4 = -0,7$$

Hvor U_{2013} er antallet af ledige i 2013, E_{2013} er antallet af beskæftigede i 2013, $\Delta U_{\text{reform}}^{25-50 \text{ år}}$ er ændringen i ledigheden som følge af reformen, hvilket for 2008-sammenligningen er et fald på 18.400 personer, og $\Delta N_{\text{reform}}^{25-50 \text{ år}}$ er ændringen i arbejdsstyrken som følge af reformen, der for 2008-sammenligningen er en stigning på 1.500 personer.¹⁵

Tabel 11 Strukturelle effekter opgjort i antal personer

Sammenligning	25-50 årige		16-66 årige ved homogen effekt	
	2008	2009	2008	2009
	----- Antal personer -----			
Beskæftigelse	16.800	9.600	25.800	14.700
Uden for arbejdsstyrken	1.500	-500	2.400	-800
Ledige	-18.400	-9.000	-28.200	-13.900

Anm.: Effekterne i tabel 10 er omsat til personer ved at gange ændringen i andelene på antallet af forsikrede personer i de to aldersgrupper. I 2013 var 1,39 mio. og 2,1 mio. medlem af en a-kasse i henholdsvis alderen 25-50 år og 16-66 år. I tabellen antages det, at personer under 25 og over 50 har reageret på dagpengereformen på tilsvarende vis som den analyserede gruppe i alderen 25-50 år.

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

Adfærdsændringerne blandt de forsikrede 25-50 årige, der reducerer den gennemsnitlige tid i ledighed, svarer dermed til et fald i den samlede strukturelle ledighedsprocent på 0,7 pct.point. Effekten vurderes i forhold til hele arbejdsstyrken, men det antages, at de øvrige i arbejdsstyrken ikke har ændret adfærd. Dermed er der tale om en betragtelig

¹⁵ Beregningen ser bort fra at U_{2013} er opgjort i fuldtidsledige, mens den beregnede ændring $\Delta U_{\text{reform}}^{25-50 \text{ år}}$ fra indeværende analyse pr. konstruktion er opgjort i antal personer. Dermed er de ikke fuldt sammenlignelige.

effekt. For 2009-sammenligningen finder en analog beregning et fald i den strukturelle ledighed på 0,3 pct.point.

Det må understreges, at de præsenterede effekter skal fortolkes med stor varsomhed, da der er usikkerhed på de estimerede gennemsnitlige afgangsrater, særligt for afgang efter lange ledighedsforløb samt generelt for afgang ud af arbejdsstyrken. Derudover har de anvendte parameterverdier i ligevægtsmodellen også signifikant betydning for resultaterne. Arbejdsmarkedskommissionen og regeringens oprindelige forventning om en strukturel effekt på 11.000 flere i beskæftigelse kan derfor ikke afvises på grundlag af indeværende analyse.

7 Konklusion

Dette arbejdsrapport præsenterer en foreløbig evaluering af dagpengereformen, 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 dagpengeretten er fremrykket fra fire til to år.

Evalueringen finder en signifikant positiv effekt allerede efter omkring 40 ugers ledighed, hvilket indikerer, at de ledige er fremadsynede og tilpasser deres jobsøgning efter dagpengeperiodens længde. Den reducerede tid i ledighed svarer til, at den gennemsnitlige forventede varighed af et ledighedsforløb er faldet med 3-5 uger som følge af dagpengereformen. Set i forhold til den markante ændring af dagpengeperiodens længde på hele to år er effekten på niveau med tilsvarende effekter i internationale studier.

Analyserne finder kun små tegn på, at dagpengereformen har presset flere ud af arbejdsstyrken i form af flere personer på længerevarende forløb med sygedagpenge mv. eller overgang til uddannelse. Det må dog understreges, at tilstedeværelsen af den særlige uddannelsesyldelse og den midlertidige arbejdsmarkedsyldelse kan have modvirket en større søgning til f.eks. sygedagpenge. Når de midlertidige ydelser er udfaset, kan der være en risiko for, at den kortere dagpengeperiode i højere grad fører til, at ledige forlader arbejdsstyrken, når de nærmer sig udløb af dagpengeretten.

Dagpengereformen reducerer således det gennemsnitlige antal ledige over tid og forøger beskæftigelsen. Beregningerne i indeværende arbejdsrapport peger på, at dagpengereformens samlede effekt på den strukturelle beskæftigelse er i størrelsesordenen 0,3-0,5

pct.point. Omsat i antal personer svarer det til en fremgang i beskæftigelsen på 9.600-16.800 personer. Ud fra en samlet afvejning af de mulige årsager til en under- eller overvurdering af reformens effekter, jf. De Økonomiske Råd (2014), vurderes det, at reformen har øget beskæftigelsen med omkring 15.000 personer. Da størstedelen af reduktionen af ledige overgår til beskæftigelse og kun en mindre andel helt forlader arbejdsstyrken, indebærer det en reduktion i den strukturelle ledighedsprocent, dvs. antallet af ledige i forhold til arbejdsstyrken. Samlet set vurderes denne reduktion at være i størrelsesordenen 0,3 til 0,7 pct.point.

Indeværende analyse er en foreløbig vurdering. Dagpengereformen 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 akutpakkerne. Samtidig bygger evalueringen kun på ledighedsforløb med en toårig dagpengeperiode under en svag økonomisk udvikling med deraf begrænsede jobmuligheder. Det er ikke givet, at effekten vil være den samme under normale konjunkturforshold. Ligeledes betyder de meget varierende konjunkturforshold i forhold til sammenligningsgrundlaget fra 2008, at de estimerede effekter samlet set er svagt identificerede. De strukturelle effekter kan først endeligt vurderes, når reformen er fuldt indfaset og et bredere datagrundlag er tilgængeligt.

Litteratur

AK-Samvirke (2014): 33.900 har mistet deres dagpengeret i 2013.

Arbejdsmarkedskommissionen (2009): Velfærd kræver arbejde. Analyserapport.

Beskæftigelsesministeriet (2010a): Svar til Arbejdsmarkedsudvalget på spørgsmål 26 vedr. L222.

Beskæftigelsesministeriet (2010b): 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. *The 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*.

Ekspertgruppen om udredningen af den aktive beskæftigelsesindsats (2014): Veje til job - en arbejdsmarkedsindsats med mening.

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.

Forslund, 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.

Jenkins, S. (2005): Survival Analysis.

Lalive, R., J.v. Ours og J. Zweimüller (2006): How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment. *The 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.v. 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*. Elsevier.

A Estimationsresultater fra varighedsmodellen

Tabel 12 *Afgang til beskæftigelse, ledighedsforløb påbegyndt 1. halvår*

Forklarende variabel	2008 eller 2011			2009 eller 2011		
	Estimat	Std.fejl		Estimat	Std.fejl	
<i>Baseline (uger)</i>						
1-2	-3,48	**	(0,09)	-3,78	**	(0,03)
3-4	-3,32	**	(0,09)	-3,45	**	(0,03)
5-6	-3,23	**	(0,09)	-3,40	**	(0,03)
7-8	-3,34	**	(0,09)	-3,39	**	(0,03)
9-10	-3,29	**	(0,09)	-3,32	**	(0,03)
11-12	-3,33	**	(0,09)	-3,25	**	(0,03)
13-14	-3,32	**	(0,09)	-3,19	**	(0,03)
15-16	-3,45	**	(0,09)	-3,52	**	(0,03)
17-18	-3,43	**	(0,09)	-3,64	**	(0,03)
19-20	-3,53	**	(0,09)	-3,74	**	(0,04)
21-22	-3,55	**	(0,09)	-3,74	**	(0,04)
23-24	-3,70	**	(0,09)	-3,84	**	(0,04)
25-26	-3,73	**	(0,09)	-3,74	**	(0,04)
27-30	-3,71	**	(0,08)	-3,93	**	(0,03)
31-34	-3,93	**	(0,09)	-4,18	**	(0,04)
35-38	-4,03	**	(0,1)	-4,31	**	(0,04)
39-42	-4,29	**	(0,11)	-4,31	**	(0,04)
43-46	-4,31	**	(0,12)	-4,31	**	(0,05)
47-50	-4,29	**	(0,13)	-4,30	**	(0,05)
51-54	-4,28	**	(0,13)	-4,26	**	(0,05)
55-58	-4,48	**	(0,15)	-4,29	**	(0,05)
59-62	-4,18	**	(0,14)	-4,24	**	(0,05)
63-66	-4,52	**	(0,17)	-4,29	**	(0,05)
67-70	-4,54	**	(0,17)	-4,33	**	(0,06)
71-74	-4,69	**	(0,19)	-4,26	**	(0,06)
75-78	-4,34	**	(0,17)	-4,42	**	(0,07)
79-82	-4,56	**	(0,2)	-4,43	**	(0,07)
83-86	-4,57	**	(0,21)	-4,26	**	(0,07)
87-90	-4,39	**	(0,2)	-4,46	**	(0,07)
91-94	-4,47	**	(0,22)	-4,47	**	(0,08)
95-98	-4,36	**	(0,22)	-4,49	**	(0,08)
99-102	-4,79	**	(0,27)	-4,56	**	(0,09)
103-106	-4,46	**	(0,24)	-4,40	**	(0,08)
107-110	-4,61	**	(0,26)	-4,32	**	(0,08)
111-114	-4,64	**	(0,27)	-4,30	**	(0,09)
115-118	-4,48	**	(0,25)	-4,09	**	(0,08)
119-122	-4,54	**	(0,27)	-4,10	**	(0,08)
123-126	-5,06	**	(0,34)	-4,29	**	(0,1)
127-130	-4,55	**	(0,28)	-4,14	**	(0,09)
131-134	-4,63	**	(0,3)	-4,47	**	(0,12)
135-138	-4,57	**	(0,3)	-4,47	**	(0,12)
139-142	-4,92	**	(0,37)	-4,45	**	(0,12)
143-146	-5,35	**	(0,46)	-4,54	**	(0,13)
147-150	-4,51	**	(0,31)	-4,51	**	(0,14)
151-154	-4,52	**	(0,32)	-4,48	**	(0,14)
155-158	-3,95	**	(0,25)	-4,21	**	(0,13)
159-162	-5,40	**	(0,51)	-4,45	**	(0,15)

163-166	-4,17	**	(0,29)	-4,32	**	(0,14)
167-170	-4,38	**	(0,33)	-4,29	**	(0,15)
171-174	-4,14	**	(0,3)	-4,43	**	(0,16)
175-178	-4,34	**	(0,34)	-4,10	**	(0,14)
179-182	-4,71	**	(0,42)	-4,32	**	(0,17)
183-186	-5,35	**	(0,58)	-4,30	**	(0,17)
187-190	-4,32	**	(0,36)	-3,90	**	(0,15)
191-194	-4,24	**	(0,36)	-4,11	**	(0,18)
195-198	-4,16	**	(0,37)	-4,04	**	(0,18)
199-202	-3,92	**	(0,35)	-4,08	**	(0,19)
203-206	-3,97	**	(0,37)	-4,31	**	(0,23)
207-220	-2,95	**	(0,17)	-3,93	**	(0,13)

Baseline x ledighedsforløb påbegyndt i 2011 (efter dagpengereformen)

1-2 x R	-0,17	**	(0,07)	-0,03		(0,03)
3-4 x R	-0,02		(0,07)	-0,04	*	(0,02)
5-6 x R	0,07		(0,07)	0,10	**	(0,02)
7-8 x R	0,14	*	(0,07)	0,06	**	(0,03)
9-10 x R	0,13	*	(0,07)	0,04	*	(0,03)
11-12 x R	0,04		(0,07)	-0,16	**	(0,03)
13-14 x R	0,04		(0,08)	-0,22	**	(0,03)
15-16 x R	-0,04		(0,08)	-0,09	**	(0,04)
17-18 x R	-0,06		(0,08)	0,03		(0,04)
19-20 x R	0,04		(0,08)	0,11	**	(0,04)
21-22 x R	-0,06		(0,08)	-0,01		(0,05)
23-24 x R	0,04		(0,09)	0,03		(0,05)
25-26 x R	-0,03		(0,09)	-0,16	**	(0,05)
27-30 x R	-0,03		(0,08)	0,05		(0,04)
31-34 x R	0,10		(0,09)	0,19	**	(0,05)
35-38 x R	0,19	**	(0,09)	0,30	**	(0,05)
39-42 x R	0,43	**	(0,11)	0,29	**	(0,05)
43-46 x R	0,36	**	(0,11)	0,21	**	(0,06)
47-50 x R	0,30	**	(0,12)	0,17	**	(0,06)
51-54 x R	0,37	**	(0,12)	0,22	**	(0,06)
55-58 x R	0,56	**	(0,14)	0,24	**	(0,07)
59-62 x R	0,35	**	(0,13)	0,30	**	(0,07)
63-66 x R	0,71	**	(0,16)	0,38	**	(0,07)
67-70 x R	0,66	**	(0,17)	0,35	**	(0,08)
71-74 x R	0,79	**	(0,19)	0,27	**	(0,08)
75-78 x R	0,33	**	(0,17)	0,31	**	(0,09)
79-82 x R	0,63	**	(0,19)	0,39	**	(0,1)
83-86 x R	0,76	**	(0,2)	0,35	**	(0,09)
87-90 x R	0,55	**	(0,2)	0,50	**	(0,1)
91-94 x R	0,61	**	(0,22)	0,50	**	(0,11)
95-98 x R	0,62	**	(0,21)	0,65	**	(0,11)
99-102 x R	1,00	**	(0,26)	0,69	**	(0,12)
103-106 x R	1,37	**	(0,23)	1,25	**	(0,11)
107-110 x R	1,55	**	(0,25)	1,21	**	(0,11)
111-114 x R	1,28	**	(0,27)	0,88	**	(0,13)
115-118 x R	0,65	**	(0,27)	0,22		(0,16)
119-122 x R	0,07		(0,32)	-0,40	*	(0,21)
123-126 x R	0,70	*	(0,38)	-0,11		(0,21)
127-130 x R	0,44		(0,33)	-0,02		(0,21)
131-134 x R	0,21		(0,38)	0,01		(0,27)
135-138 x R	-0,04		(0,43)	-0,20		(0,34)

139-142 x R	0,38	(0,5)	-0,14	(0,37)
143-146 x R	0,50	(0,67)	-0,37	(0,52)
147-151 x R	0,09	(0,64)	0,00	(0,59)

Person karakteristika

Alder 25-30 år	0,23	** (0,01)	0,21	** (0,01)
Alder 40-50 år	-0,20	** (0,01)	-0,19	** (0,01)
Kvinde	0,06	** (0,01)	-0,02	* (0,01)
Vestlig indv./efterk.	-0,13	** (0,03)	-0,12	** (0,02)
Ikke-vestlig indv./efterk.	-0,37	** (0,02)	-0,28	** (0,02)
Gift	0,20	** (0,03)	0,23	** (0,02)
Samboende	0,17	** (0,02)	0,18	** (0,02)
Barn 0-6 år	-0,08	** (0,01)	-0,04	** (0,01)
Barn 7-14 år	0,02	* (0,01)	0,05	** (0,01)
Barn 15-17 år	0,08	** (0,02)	0,07	** (0,01)
Enlig forsørger	0,02	(0,02)	-0,04	* (0,02)
Ufaglært	-0,12	** (0,01)	-0,12	** (0,01)
Kort videreg. udd.	-0,04	** (0,02)	-0,01	(0,02)
Mellemlang videreg. udd.	-0,10	** (0,02)	-0,06	** (0,02)
Lang videreg. udd.	0,05	** (0,03)	0,11	** (0,02)
Uoplyst uddannelse	-0,16	** (0,04)	-0,15	** (0,03)
Yderkommune	0,12	** (0,02)	0,11	** (0,01)
Landkommune	0,07	** (0,01)	0,04	** (0,01)
Mellemkommune	0,06	** (0,01)	0,03	** (0,01)
Boligejer	0,07	** (0,01)	0,08	** (0,01)
Lønindkomst < 200.000 kr.	-0,15	** (0,01)	-0,15	** (0,01)
Lønindkomst > 350.000 kr.	0,09	** (0,01)	0,13	** (0,01)
Kapitalindkomst < -25.000 kr.	0,06	** (0,01)	0,06	** (0,01)
Kapitalindkomst > 0 kr.	0,02	(0,02)	-0,02	(0,01)
Indest. pengeinst. 0-10.000 kr.	-0,05	** (0,01)	-0,06	** (0,01)
Indest. pengeinst. > 50.000 kr.	0,00	(0,01)	0,01	(0,01)

Arbejdsmarkedshistorik, andel af år forud for ledighed med

Erhvervserfaring, år	0,18	** (0,01)	0,18	** (0,01)
Overførselsindkomst år 1	-0,07	** (0,02)	-0,04	** (0,02)
Overførselsindkomst år 2	0,07	** (0,03)	0,05	** (0,02)
Overførselsindkomst år 3	0,02	(0,02)	0,00	(0,02)
Sygedagpenge år 1	-0,65	** (0,03)	-0,75	** (0,03)
Sygedagpenge år 2	-0,24	** (0,05)	-0,35	** (0,04)
Sygedagpenge år 3	-0,28	** (0,05)	-0,33	** (0,04)
Dagpenge år 1	0,02	(0,07)	0,60	** (0,07)
Dagpenge år 2	-0,26	** (0,04)	-0,33	** (0,04)
Dagpenge år 3	-0,57	** (0,03)	-0,65	** (0,03)
Antal dagpengeforløb seneste 3 år	0,50	** (0,03)	0,44	** (0,03)

A-kasse

Journalistik, kommunikation, sprog	-0,38	** (0,04)	-0,28	** (0,04)
Socialpædagoger	0,06	(0,04)	0,18	** (0,04)
FOA	-0,06	** (0,03)	0,01	(0,02)
Folkeskolelærere	0,26	** (0,04)	0,43	** (0,03)
Det Faglige Hus	-0,06	** (0,02)	-0,08	** (0,02)
Dansk Metal	-0,12	** (0,03)	-0,15	** (0,02)
NNF	-0,06	(0,04)	-0,21	** (0,04)
El-faget	-0,11	** (0,05)	-0,17	** (0,03)
Byggefagene	-0,02	(0,04)	0,02	(0,03)
HK	-0,30	** (0,02)	-0,32	** (0,02)
Min A-kasse	-0,19	** (0,04)	-0,22	** (0,04)

Lederne	-0,23	**	(0,03)	-0,29	**	(0,02)
Teknikkere	-0,28	**	(0,04)	-0,49	**	(0,03)
Kristelig	-0,09	**	(0,02)	-0,11	**	(0,01)
Sygeplejersker	0,41	**	(0,03)	0,50	**	(0,03)
BUPL	0,02		(0,03)	0,16	**	(0,03)
Akademikerne	-0,08	**	(0,03)	-0,12	**	(0,02)
Magistre	-0,32	**	(0,03)	-0,21	**	(0,03)
FTF	-0,07	**	(0,03)	-0,07	**	(0,02)
ASE	-0,27	**	(0,03)	-0,21	**	(0,02)
Civiløkonomer	-0,27	**	(0,04)	-0,27	**	(0,03)
Øvrige A-kasser	-0,33	**	(0,03)	-0,29	**	(0,02)
Stillingsniveau (disco)						
Ledelse/højt niveau (1-2)	0,09	**	(0,02)	0,01		(0,02)
Kontorarbejde/mellem niveau (3-4)	0,07	**	(0,02)	0,03	**	(0,01)
Salg, service, omsorg (5)	0,05	**	(0,02)	0,05	**	(0,01)
Håndværk, landbrug mv. (6-7)	0,20	**	(0,02)	0,13	**	(0,01)
Process- og maskinoperatører (8)	0,04	*	(0,02)	0,12	**	(0,01)
Branche ved beskæftigelse i året forud for ledighed						
Landbrug, fiskeri mv.	0,30	**	(0,04)	0,29	**	(0,04)
Industri	0,10	**	(0,02)	0,08	**	(0,01)
Bygge og anlæg	0,44	**	(0,02)	0,37	**	(0,02)
Handel og transport	-0,02		(0,01)	-0,06	**	(0,01)
Øvrig privat service	0,00		(0,02)	-0,01		(0,02)
Uoplyst branche	-0,06	**	(0,02)	-0,10	**	(0,02)
Mangler personoplysninger	0,33	**	(0,07)	0,21	**	(0,06)
Partners karakteristika						
Mangler partners personoplysninger	-0,02		(0,05)	-0,07	**	(0,04)
Ufaglært	-0,05	**	(0,02)	-0,06	**	(0,01)
Kort, mellem ell. lang videreg. udd.	0,01		(0,02)	-0,02		(0,01)
Uoplyst uddannelse	-0,12	**	(0,04)	-0,10	**	(0,03)
Lønindkomst < 200.000 kr.	-0,01		(0,02)	-0,03	**	(0,01)
Lønindkomst > 350.000 kr.	-0,05	**	(0,01)	-0,07	**	(0,01)
Kapitalindkomst < -25.000 kr.	0,00		(0,01)	0,00		(0,01)
Kapitalindkomst > 0 kr.	0,01		(0,02)	0,01		(0,02)
Indest. pengeinst. 0-10.000 kr.	-0,03	**	(0,01)	-0,01		(0,01)
Indest. pengeinst. > 50.000 kr.	-0,02		(0,01)	0,00		(0,01)
Årsledighedsgrad	-0,28	**	(0,05)	-0,21	**	(0,04)
Erhvervs erfaring	-0,02	**	(0,01)	-0,02	**	(0,01)
Ledelse/højt niveau (1-2)	0,06	**	(0,02)	0,07	**	(0,02)
Kontorarbejde/mellem niveau (3-4)	0,06	**	(0,02)	0,05	**	(0,01)
Salg, service, omsorg (5)	0,06	**	(0,02)	0,03	**	(0,01)
Håndværk, landbrug mv. (6-7)	-0,02		(0,02)	0,01		(0,02)
Proces- og maskinoperatører (8)	0,01		(0,03)	0,01		(0,02)
Måned for påbegyndelse af ledighedsforløb						
Februar	0,07	**	(0,01)	0,03	**	(0,01)
Marts	0,03	*	(0,01)	0,01		(0,01)
April	-0,05	**	(0,02)	-0,05	**	(0,01)
Maj	-0,06	**	(0,02)	-0,08	**	(0,01)
Juni	-0,07	**	(0,02)	-0,15	**	(0,01)
Makrovariable for konjunkturforhold						
Bruttoledighedsprocent	-0,77	**	(0,13)			
Stillingsopslag	1,44	**	(0,16)			

Anm.: Personkarakteristika er generelt opgjort året forud for ledighedsforløbets påbegyndelse. Referencepersonen er mand, 30-40 år, etnisk dansker, single, uden børn, faglært, bor i bykommune, i lejebolig.

lønindkomsten er 200.000-350.000 kr., kapitalindkomsten -25.000 til 0 kr., indeståede i pengeinstitutter 10.000-50.000 kr., medlem af 3F A-kasse, andet/laveste stillingsniveau, tidligere ansat i den offentlige sektor og ledighedsforløbet er påbegyndt i januar måned. For referencepartneren er anvendt samme karakteristika. ** angiver at koefficienten er signifikant på et 5 pct. niveau, * angiver at koefficienten er signifikant på 10 pct. niveau.

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

Tabel 13 Afgang ud af arbejdsstyrken, ledighedsforløb påbegyndt 1. halvår

Forklarende variabel	2008 eller 2011		2009 eller 2011	
	Estimat	Std. fejl	Estimat	Std. fejl
<i>Baseline (uger)</i>				
1-2	-4,64 **	(0,22)	-5,66 **	(0,08)
3-4	-4,63 **	(0,22)	-5,48 **	(0,08)
5-6	-4,77 **	(0,22)	-5,61 **	(0,08)
7-8	-4,70 **	(0,21)	-5,41 **	(0,08)
9-10	-4,45 **	(0,21)	-5,33 **	(0,08)
11-12	-4,41 **	(0,21)	-5,09 **	(0,08)
13-14	-4,42 **	(0,21)	-5,20 **	(0,08)
15-16	-4,53 **	(0,21)	-5,22 **	(0,08)
17-18	-4,47 **	(0,21)	-5,32 **	(0,09)
19-20	-4,43 **	(0,21)	-5,33 **	(0,09)
21-24	-4,56 **	(0,19)	-5,37 **	(0,08)
25-28	-4,41 **	(0,18)	-5,16 **	(0,08)
29-32	-4,39 **	(0,19)	-5,32 **	(0,08)
33-36	-4,58 **	(0,2)	-5,23 **	(0,08)
37-40	-4,59 **	(0,21)	-5,25 **	(0,09)
41-44	-4,83 **	(0,24)	-5,34 **	(0,09)
45-48	-4,80 **	(0,25)	-5,54 **	(0,1)
49-52	-5,26 **	(0,3)	-5,58 **	(0,11)
53-56	-4,64 **	(0,27)	-5,70 **	(0,11)
57-60	-4,46 **	(0,26)	-5,77 **	(0,12)
61-64	-4,51 **	(0,27)	-5,55 **	(0,11)
65-68	-4,55 **	(0,28)	-5,56 **	(0,12)
69-72	-4,37 **	(0,28)	-5,44 **	(0,12)
73-76	-4,23 **	(0,27)	-5,41 **	(0,12)
77-80	-4,75 **	(0,33)	-5,51 **	(0,13)
81-86	-4,43 **	(0,28)	-5,54 **	(0,11)
87-92	-4,61 **	(0,32)	-5,58 **	(0,12)
93-98	-5,23 **	(0,41)	-5,64 **	(0,13)
99-104	-4,39 **	(0,33)	-5,63 **	(0,13)
105-110	-4,93 **	(0,4)	-5,92 **	(0,16)
111-116	-4,71 **	(0,37)	-5,43 **	(0,13)
117-122	-4,86 **	(0,39)	-5,73 **	(0,16)
123-128	-4,69 **	(0,38)	-5,05 **	(0,13)
129-134	-4,26 **	(0,34)	-5,23 **	(0,14)
135-140	-4,62 **	(0,38)	-4,96 **	(0,13)
141-146	-4,59 **	(0,4)	-5,64 **	(0,19)
147-152	-4,47 **	(0,4)	-5,57 **	(0,19)
153-158	-4,31 **	(0,4)	-5,73 **	(0,22)
159-164	-3,88 **	(0,35)	-5,73 **	(0,23)
165-170	-4,80 **	(0,49)	-5,36 **	(0,2)
171-176	-4,96 **	(0,54)	-5,78 **	(0,26)
177-182	-6,29 **	(1,02)	-5,67 **	(0,26)

183-188	-4,13	**	(0,41)	-5,28	**	(0,23)
189-194	-4,14	**	(0,43)	-5,17	**	(0,23)
195-200	-3,47	**	(0,36)	-5,10	**	(0,24)
201-206	-4,68	**	(0,62)	-5,29	**	(0,29)
207-220	-3,00	**	(0,31)	-4,63	**	(0,18)

Baseline x ledighedsforløb påbegyndt i 2011 (efter dagpengereformen)

1-2 x R	0,10		(0,19)	0,02		(0,08)
3-4 x R	0,14		(0,19)	-0,10		(0,08)
5-6 x R	0,11		(0,19)	-0,13		(0,09)
7-8 x R	0,18		(0,19)	-0,17	**	(0,09)
9-10 x R	0,15		(0,18)	-0,02		(0,08)
11-12 x R	0,20		(0,19)	-0,17	**	(0,08)
13-14 x R	0,14		(0,19)	-0,12		(0,09)
15-16 x R	0,10		(0,2)	-0,24	**	(0,1)
17-18 x R	0,17		(0,2)	-0,01		(0,1)
19-20 x R	0,02		(0,2)	-0,10		(0,11)
21-24 x R	0,32	*	(0,17)	0,10		(0,08)
25-28 x R	0,37	**	(0,17)	0,08		(0,08)
29-32 x R	0,21		(0,17)	0,08		(0,09)
33-36 x R	0,31	*	(0,19)	-0,12		(0,09)
37-40 x R	0,43	**	(0,19)	-0,03		(0,1)
41-44 x R	0,76	**	(0,21)	0,14		(0,1)
45-48 x R	0,46	**	(0,22)	0,06		(0,12)
49-52 x R	0,91	**	(0,28)	0,09		(0,13)
53-56 x R	0,08		(0,23)	0,00		(0,15)
57-60 x R	-0,12		(0,23)	0,06		(0,16)
61-64 x R	-0,11		(0,24)	-0,17		(0,16)
65-68 x R	0,24		(0,25)	0,18		(0,15)
69-72 x R	0,11		(0,24)	0,11		(0,15)
73-76 x R	-0,14		(0,24)	-0,03		(0,16)
77-80 x R	0,47		(0,31)	0,15		(0,17)
81-86 x R	0,27		(0,23)	0,28	*	(0,15)
87-92 x R	0,36		(0,27)	0,20		(0,16)
93-98 x R	0,92	**	(0,38)	0,19		(0,18)
99-104 x R	0,55	**	(0,27)	0,65	**	(0,17)
105-110 x R	0,55		(0,38)	0,43	*	(0,24)
111-116 x R	-0,29		(0,42)	-0,63	**	(0,31)
117-122 x R	-0,70		(0,53)	-0,87	**	(0,44)
123-128 x R	-0,61		(0,49)	-1,26	**	(0,4)
129-134 x R	-1,05	**	(0,52)	-1,10	**	(0,47)
135-151 x R	-0,66		(0,47)	-1,12	**	(0,42)

Person karakteristika

Alder 25-30 år	0,16	**	(0,03)	0,14	**	(0,03)
Alder 40-50 år	0,01		(0,03)	0,05	**	(0,02)
Kvinde	-0,09	**	(0,03)	-0,14	**	(0,02)
Vestlig indv./efterk.	-0,23	**	(0,07)	-0,20	**	(0,05)
Ikke-vestlig indv./efterk.	-0,22	**	(0,04)	-0,20	**	(0,03)
Gift	-0,19	**	(0,07)	-0,09		(0,05)
Samboende	-0,21	**	(0,06)	-0,12	**	(0,05)
Barn 0-6 år	0,04		(0,03)	0,02		(0,02)
Barn 7-14 år	-0,04		(0,03)	-0,04		(0,02)
Barn 15-17 år	0,06		(0,04)	0,01		(0,03)
Enlig forsørger	0,10	*	(0,05)	0,15	**	(0,04)
Ufaglært	0,16	**	(0,03)	0,15	**	(0,02)

Kort videreg. udd.	-0,12	**	(0,06)	-0,08	*	(0,04)
Mellemlang videreg. udd.	0,01		(0,05)	-0,03		(0,04)
Lang videreg. udd.	-0,61	**	(0,08)	-0,54	**	(0,06)
Uoplyst uddannelse	-0,19	**	(0,08)	-0,10		(0,07)
Yderkommune	-0,07		(0,05)	-0,06		(0,04)
Landkommune	-0,05		(0,03)	-0,04		(0,02)
Mellemkommune	0,00		(0,03)	-0,02		(0,03)
Boligejer	-0,08	**	(0,04)	-0,12	**	(0,03)
Lønindkomst < 200.000 kr.	-0,10	**	(0,03)	-0,08	**	(0,03)
Lønindkomst > 350.000 kr.	-0,10	**	(0,04)	-0,04		(0,03)
Kapitalindkomst < -25.000 kr.	-0,04		(0,03)	-0,01		(0,03)
Kapitalindkomst > 0 kr.	-0,10	**	(0,04)	-0,11	**	(0,03)
Indest. pengeinst. 0-10.000 kr.	0,03		(0,03)	0,04	**	(0,02)
Indest. pengeinst. > 50.000 kr.	-0,03		(0,04)	0,00		(0,03)
Arbejdsmarkedshistorik, andel af år forud for ledighed med						
Erhvervserfaring	-0,18	**	(0,03)	-0,18	**	(0,02)
Overførselsindkomst år 1	0,52	**	(0,05)	0,39	**	(0,04)
Overførselsindkomst år 2	-0,06		(0,06)	0,04		(0,05)
Overførselsindkomst år 3	-0,05		(0,05)	0,08	**	(0,04)
Sygedagpenge år 1	0,20	**	(0,06)	0,39	**	(0,05)
Sygedagpenge år 2	0,25	**	(0,09)	0,28	**	(0,07)
Sygedagpenge år 3	0,74	**	(0,09)	0,73	**	(0,07)
Dagpenge år 1	-0,75	**	(0,19)	-0,51	**	(0,18)
Dagpenge år 2	0,15		(0,1)	-0,13		(0,08)
Dagpenge år 3	-0,01		(0,08)	0,07		(0,06)
Antal dagpengeforløb seneste 3 år	0,08		(0,09)	0,21	**	(0,08)
A-kasse						
Journalistik, kommunikation, sprog	-0,54	**	(0,12)	-0,54	**	(0,1)
Socialpædagoger	-0,25	**	(0,11)	0,01		(0,09)
FOA	0,00		(0,06)	0,07		(0,05)
Folkeskolelærere	-0,38	**	(0,11)	-0,18	*	(0,09)
Det Faglige Hus	0,05		(0,06)	0,10	**	(0,05)
Dansk Metal	0,16	**	(0,07)	0,00		(0,05)
NNF	-0,01		(0,11)	0,11		(0,08)
El-faget	0,36	**	(0,14)	-0,04		(0,11)
Byggefagene	0,25	**	(0,13)	0,11		(0,1)
HK	-0,05		(0,05)	-0,04		(0,04)
Min A-kasse	-0,25	**	(0,11)	0,01		(0,08)
Lederne	-0,26	**	(0,1)	-0,22	**	(0,08)
Teknikkere	-0,34	**	(0,11)	-0,12	*	(0,07)
Kristelig	0,07		(0,04)	0,12	**	(0,03)
Sygeplejersker	-0,37	**	(0,1)	-0,35	**	(0,1)
BUPL	-0,23	**	(0,09)	-0,15	*	(0,08)
Akademikerne	-0,60	**	(0,08)	-0,35	**	(0,06)
Magistre	-0,35	**	(0,08)	-0,16	**	(0,07)
FTF	-0,18	**	(0,07)	-0,15	**	(0,06)
ASE	-0,01		(0,06)	0,09	*	(0,05)
Civiløkonomer	-0,55	**	(0,11)	-0,24	**	(0,08)
Øvrige A-kasser	-0,12	*	(0,07)	-0,12	**	(0,05)
Stillingsniveau (disco)						
Ledelse/højt niveau (1-2)	-0,05		(0,05)	-0,04		(0,04)
Kontorarbejde/mellem niveau (3-4)	-0,06		(0,04)	0,02		(0,03)
Salg, service, omsorg (5)	0,08	**	(0,04)	0,10	**	(0,03)
Håndværk, landbrug mv. (6-7)	0,15	**	(0,05)	0,08	*	(0,04)

Process- og maskinoperatører (8)	0,13	**	(0,05)	0,11	**	(0,04)
<i>Branche ved beskæftigelse i året forud for ledighed</i>						
Landbrug, fiskeri mv.	0,09		(0,12)	-0,17		(0,12)
Industri	-0,05		(0,05)	-0,18	**	(0,04)
Bygge og anlæg	0,07		(0,07)	0,00		(0,05)
Handel og transport	0,00		(0,04)	0,00		(0,03)
Øvrig privat service	0,01		(0,04)	0,06		(0,04)
Uoplyst branche	0,04		(0,04)	0,08	**	(0,04)
Mangler personoplysninger	-0,62	**	(0,2)	-0,56	**	(0,15)
<i>Partners karakteristika</i>						
Mangler partners personoplysninger	0,38	**	(0,1)	0,41	**	(0,08)
Ufaglært	0,00		(0,04)	-0,03		(0,03)
Kort, mellem ell. lang videreg. udd.	-0,02		(0,05)	-0,02		(0,04)
Uoplyst uddannelse	0,00		(0,08)	-0,07		(0,07)
Lønindkomst < 200.000 kr.	0,11	**	(0,04)	0,15	**	(0,03)
Lønindkomst > 350.000 kr.	0,01		(0,04)	0,01		(0,03)
Kapitalindkomst < -25.000 kr.	0,02		(0,04)	-0,01		(0,03)
Kapitalindkomst > 0 kr.	-0,02		(0,06)	-0,08		(0,05)
Indest. pengeinst. 0-10.000 kr.	0,10	**	(0,04)	0,05		(0,03)
Indest. pengeinst. > 50.000 kr.	-0,02		(0,04)	-0,05		(0,03)
Årsledighedsgrad	-0,07		(0,11)	-0,17		(0,1)
Erhvervs erfaring	0,01		(0,02)	0,01		(0,02)
Ledelse/højt niveau (1-2)	0,10	*	(0,05)	0,06		(0,04)
Kontorarbejde/mellem niveau (3-4)	0,01		(0,05)	-0,06		(0,04)
Salg, service, omsorg (5)	0,07		(0,05)	-0,03		(0,04)
Håndværk, landbrug mv. (6-7)	0,00		(0,06)	0,02		(0,04)
Proces- og maskinoperatører (8)	0,07		(0,06)	0,01		(0,05)
<i>Måned for påbegyndelse af ledighedsforløb</i>						
Februar	0,00		(0,04)	0,00		(0,03)
Marts	0,06		(0,04)	0,01		(0,03)
April	0,10	**	(0,04)	0,03		(0,03)
Maj	0,11	**	(0,04)	0,04		(0,03)
Juni	0,11	**	(0,04)	0,02		(0,03)
<i>Makrovariable for konjunkturforhold</i>						
Bruttoledighedsprocent	-1,67	**	(0,32)			
Stillingsopslag	0,19		(0,4)			

Anm.: Jævnfør anmærkning til tabel 12.

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

B Ligevægtsmodel for arbejdsmarkedet

En person kan være i tre mulige tilstande: beskæftigelse, ledighed eller uden for arbejdsstyrken.¹⁶ Bevægelserne mellem tilstandene er beskrevet ved overgangssandsynligheder, hvilket er illustreret i figur 14. Boksene angiver de tre mulige tilstande beskæftigelse (E), uden for arbejdsstyrken (N) og ledighed (U). For de ledige 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 fx dagpengeperiodens udløb.¹⁷

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.

Pilene i figur 14 med tilhørende sandsynligheder angiver bevægelser mellem tilstandene, og alle sandsynligheder er eksogene i modellen. Sandsynlighederne $h_1, \dots, h_T, g_1, \dots, g_T$ er de gennemsnitlige afgangsrater estimeret ovenfor, mens de resterende sandsynligheder $\bar{h}, \bar{g}, p^{EN}, p^{NE}, p^{EU}$ og p^{NU} skal kalibreres eller estimeres ud fra data.

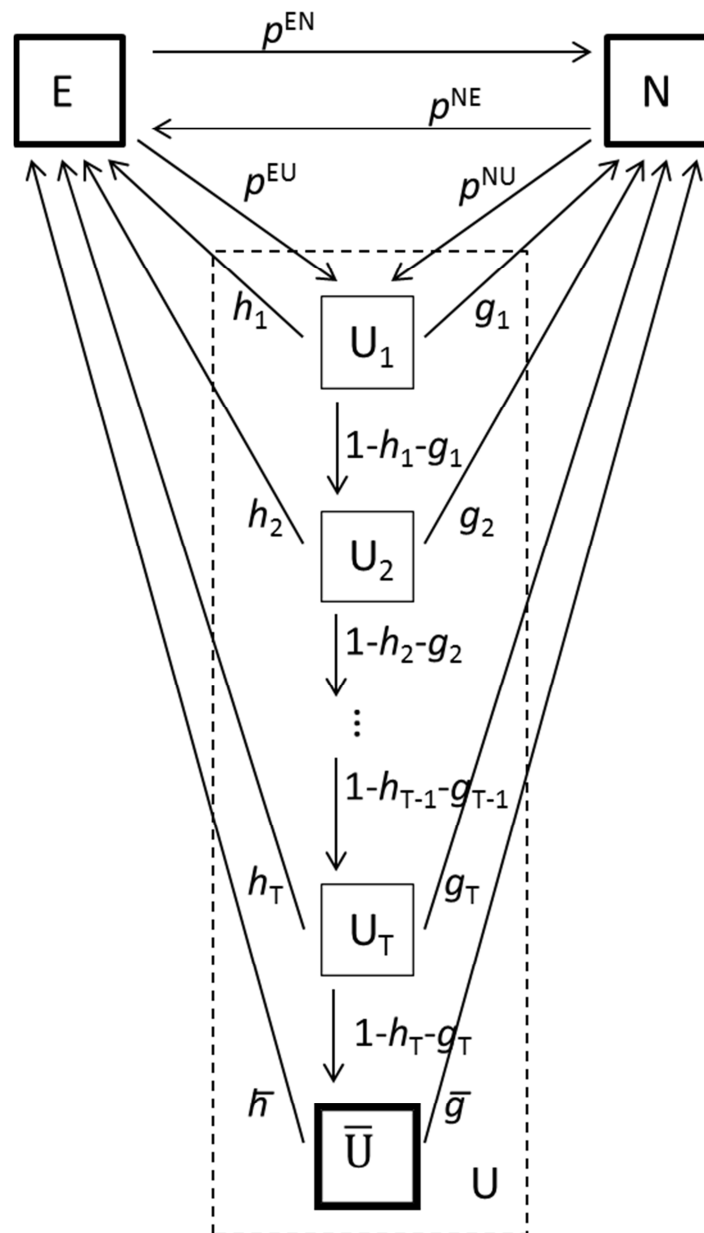
Befolkningen i den arbejdsdygtige alder (i hovedteksten ses kun på forsikrede 25-50 årige) normaliseres til én. I en hvilken som helst uge befinder alle personer i denne aldersgruppe sig i en af de mulige tilstande, beskæftigelse (E), ledig (U) eller uden for arbejdsstyrken (N). Andelene i hver tilstand benævnes henholdsvis e , u og n . Dermed gælder

$$e + u + n = 1$$

¹⁶ Modellen er kraftigt inspireret af en lignende tilgang i Fujita (2011) samt et notat af Hans Jørgen Whitta-Jacobsen.

¹⁷ Alternativt kunne den sidste ledighedstilstand $\bar{U}$ udelades fra modellen ved at sætte den samlede sandsynlighed for at komme i beskæftigelse eller overgå til tilstanden uden for arbejdsstyrken i tilstand U_T til $h_T + g_T = 1$. Derved "lukkes" modellen, og systemet vil konvergere mod ligevægt. Når blot T er tilstrækkeligt stort, er fejlen ved denne approksimation begrænset. I tilfældet ovenfor er værdien for T på omtrent 2½ 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 $\bar{U}$.

Figur 14 Bevægelser mellem beskæftigelse, ledighed og uden for arbejdsstyrken



Beskæftigelsen i ligevægten er dermed givet ved e . Ledighedsprocenten er givet ved det samlede antal ledige i forhold til arbejdsstyrken

$$\frac{u}{e + u}$$

De ledige kan underopdeles i en andel $\tilde{u}$ i de første T (observerede) ledighedsuger, og en andel $\bar{u}$ i den sidste ledighedstilstand. Summen af de to giver den samlede andel i ledighed

$$u = \tilde{u} + \bar{u}$$

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 i ledighedstilstand j være givet ved u_j . Den samlede andel af hele den betragtede befolkning i denne tilstand er da givet ved $u_j \tilde{u}$, og der gælder at

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

Bevægelserne mellem de første T ledighedstilstande er beskrevet ved T ligninger

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

hvor venstresiden er andelen i tilstanden, og højresiden er tilgangen fra de(n) forudgående tilstand(e).

For uændrede sandsynligheder vil systemet over tid konvergere mod en ligevægt, hvor tilgangen til en tilstand er lig afgang fra tilstanden. Nedenfor følger ligevægtsbetingelserne for de tre tilstande, hvor venstresiden udtrykker tilgangen og højresiden afgang.

Beskæftigelse

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

Uden for arbejdsstyrken

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

Ledighedstilstand $\bar{U}$

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

Ved at kombinere ligevægtsbetingelserne kan der endvidere udledes en tilsvarende betingelse for den samlede ledighedstilstand

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

Hele ligningssystemet består af $T+5$ ubekendte, $e, n, u, \tilde{u}, \bar{u}, u_1, \dots, u_T$, og $T+5$ ligninger. En ligning er dog overflødig, da den automatisk er opfyldt, hvis alle øvrige ligninger holder. Ligningssystemet kan løses i to skridt ved simpel matrix algebra.

I første skridt løses for fordelingen af de ledige på ledighedsanciennitet. Den første ligning for tilstand U_I udelades og i stedet udnyttes at summen af alle andelene er lig én. På matrix form fås

$$\begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 - h_1 - g_1 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 - h_2 - g_2 & -1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 - h_{T-1} - g_{T-1} & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ u_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

Ved at invertere matricen på venstresiden og multiplicere med vektoren på højresiden kan der løses for andelene $u_1, \dots, u_T$.

I andet skridt anvendes de fundne andele for ledighedstilstandene til at løse for $e, n, \tilde{u}, \bar{u}$. På tilsvarende vis opstilles ligningssystemet på matrix form, idet ligevægtsligningen for tilstanden uden for arbejdsstyrken udelades

$$\begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ p^{EU} & p^{NU} & -u_1 & 0 \\ p^{EU} + p^{EN} & -p^{NE} & -\sum_{j=1}^T h_j u_j & -\bar{h} \\ 0 & 0 & -(1 - h_T - g_T)u_T & \bar{h} + \bar{g} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e \\ n \\ \tilde{u} \\ \bar{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

Løsningen er igen givet ved at invertere matricen på venstresiden og multiplicere med vektoren på højresiden.

Overgangssandsynligheder

For at kunne løse modellen må de ukendte overgangssandsynligheder p^{EN}, p^{NE}, p^{EU} og p^{NU} fastlægges. Overgange mellem de tre tilstande kan observeres i forløbsdatabasen DREAM, og det gennemsnitlige antal observerede overgange pr. uge i dataperioden anvendes derfor til at fastlægge sandsynlighederne. For at sikre konsistens med de estimerede hazard rater ovenfor indskrænkes aldersgruppen også her til de forsikrede 25-50 årige. I ledighed indgår kun uger med dagpenge og tilstanden uden for arbejdsmarkedet defineres som beskrevet i boks 1.

I perioden 2008 til dataperiodens udløb i november 2013 fås 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.

Det er også nødvendigt at foretage et valg med hensyn til afgangsraterne fra den sidste ledighedstilstand ($\bar{U}$). En mulighed er at anvende de estimerede afgangsrater fra den sidste observerede ledighedstilstand (U_T), men da de er estimeret på grundlag af et lavt antal observationer, er usikkerheden meget høj. Derfor er der anvendt et gennemsnit over de sidste 30 uger til at fastlægge $\bar{h}$ og $\bar{g}$, dvs. et gennemsnit af afgangsraterne fra tilstand U_{T-30} til U_T .