



Analyse af:

Kontanthjælpsreformens effekt på overgangen til kontanthjælp for unge i beskæftigelse og uddannelse

Juni 2017

Analysens hovedkonklusioner:

- Kontanthjælpsreformen fra 2014 har ført til en reduceret tilgang til kontanthjælpssystemet for personer i alderen 25-28 år, der er i beskæftigelse eller uddannelse.
- Det skønnes, at det årligt afholder mellem 1.200 og 2.000 helårspersoner i beskæftigelse eller uddannelse fra at tilgå kontanthjælpssystemet grundet reformen. Denne manglende tilgang til systemet kommer oveni effekten på afgang til beskæftigelse som tidligere har været dokumenteret.
- Reformen har betydet, at et uddannelsesforløb i gennemsnit er blevet forlænget med knap 7 uger, mens beskæftigelsesforløbene i gennemsnit er forlænget med knap 2 uger.
- Analysen finder således, at personer i uddannelse i større omfang afholdes fra at tilgå kontanthjælp, end personer der er i beskæftigelse.
- Analysen indikerer, at reformen har en varig reducerende virkning på tilgangen til kontanthjælpssystemet.

1. Indledning

I januar 2014 trådte en ny reform af kontanthjælpssystemet i kraft. Ét af reformens formål var at ligestille unge i kontanthjælpssystemet med unge i uddannelsessystemet økonomisk. Reformen indebærer derfor, at kontanthjælp til unge, der ikke er fyldt 30 år og ikke har en erhvervskompetencegivende uddannelse, blev afskaffet og erstattet af *uddannelseshjælp*, som er en væsentligt lavere ydelse.

se svarende til SU-niveau. Udover ydelsesændringen blev der introduceret en ny aktiveringsindsats, samtidig blev uddannelsespålægget udvidet til alle unge under 30 år uden en erhvervskompetencegivende uddannelse. Reformen gav dermed unge i kontanthjælpssystemet et styrket økonomisk incitament til at komme i beskæftigelse eller påbegynde en uddannelse. Samtidig betød reformen også, at det i dag er mindre gunstigt at være ledig i kontanthjælpssystemet end hidtil.

Denne analyse undersøger, om den kraftige ydelsesreduktion samt de resterende ændringer i systemet har betydet, at færre unge tilgår kontanthjælpssystemet. Konkret vil analysen undersøge om unge, der er i beskæftigelse eller i gang med en uddannelse, i mindre omfang tilgår kontanthjælpssystemet som følge af reformen. Enten fordi de unge i mindre omfang afbryder uddannelse eller beskæftigelse for i stedet at søge om hjælp i kontanthjælpssystemet, eller fordi de unge i mindre udstrækning anvender systemet til pauser efter fx endt eller afbrudt ungdomsuddannelse inden et nyt uddannelses- eller beskæftigelsesforløb påbegynder.

Beskæftigelsesministeriet har i en tidligere analyse vist, at de unge i kontanthjælpssystemet i højere grad finder beskæftigelse eller starter en uddannelse som følge af reformen, *jf. Beskæftigelsesministeriet (2015)*.

2. Kontanthjælpsreformen 2014

Den tidligere S-R-SF-regering indgik april 2013 en bred politisk aftale med V, DF, K og LA om en kontanthjælpsreform, der trådte i kraft 1. januar 2014. Formålet med reformen var at sikre, at alle unge får en uddannelse, og at alle mennesker bliver mødt med klare krav og forventninger, så flere får mulighed for at blive en del af arbejdsmarkedet. Reformens tiltag skelner mellem unge med og uden en erhvervskompetencegivende uddannelse, og mellem personer over og under 30 år. Dette afsnit vil skitsere de væsentligste ændringer, som reformen havde for personer, der har meldt sig ledige i kontanthjælpssystemet.

Den udbetalte ydelse

Kontanthjælpen blev afskaffet og erstattet af uddannelseshjælp til alle unge under 30 år uden en erhvervskompetencegivende uddannelse. Uddannelseshjælpen er på niveau med SU. Jobcentrene vurderer de unges uddannelsesparathed, der kan vurderes i tre kategorier; åbenlyst uddannelsesparate, uddannelsesparate og aktivitetsparate. Åbenlyst uddannelsesparate og uddannelsesparate uddannelsesmodtagere vil alene modtage uddannelseshjælp. Unge, der ikke kan gå i gang med en uddannelse inden for ca. 1 år, og dermed er vurderet aktivitetsparate, får efter tre måneder ret til et aktivitetsstillæg. Dermed opretholdes ydelsen på niveau med de dagældende kontanthjælpssatser. De mest udsatte unge, der vurderes aktivitetsparate ved første samtale vil kunne få tillægget med det samme.

Unge under 30 år, der har en erhvervskompetencegivende uddannelse, inddeles i to visitationskategorier; jobparate og aktivitetsparate. Disse personer fortsætter med at modtage kontanthjælp, men på en væsentlig lavere ydelse end tidligere. Dog vil personer, der er vurderet aktivitetsparate, have mulighed for at få et aktivitetstillæg, som vil betyde, at ydelsen ikke sænkes ift. de dagældende kontanthjælpssatser.

Reformen medførte derfor en væsentlig ydelsesændring for de unge mellem 25-29 år, jf. tabel 1.1. Ydelsen blev ikke ændret for personer, der fyldt 30 år.

Tabel 1.1. Satser for uddannelses- og kontanthjælp, før (2013) og efter (2014) reform.

	Efter reform	Før reform	Kr. ændring	Pct. ændring
Uddannelseshjælp - personer under 30 år				
<i>Under 25 år, hjemmeboende</i>	2.524	3.324	-800	-24
<i>Under 25 år, udeboende</i>	5.857	6.889	-1.032	-15
<i>25-29 år, hjemmeboende</i>	2.524	10.689	-8.165	-76
<i>25-29 år, udeboende</i>	5.857	10.689	-4.832	-45
<i>Forsørgere, enlige</i>	11.712	14.203	-2.491	-18
<i>Forsørgere, par (partner er 30 år og modtager SU eller uddannelses-/kontanthjælp)</i>	8.196	14.203	-6.007	-42
<i>Forsørgere, par (partner er fyldt 30 år eller modtager ikke SU eller uddannelses-/kontanthjælp)</i>	5.857	14.203	-8.346	-59
Kontanthjælp - personer under 30 år				
<i>Under 25 år, hjemmeboende</i>	3.324	3.324	0	0
<i>Under 25 år, udeboende</i>	6.889	6.889	0	0
<i>25-29 år, hjemmeboende</i>	3.324	10.689	-7.365	-69
<i>25-29 år, udeboende</i>	6.889	10.689	-3.800	-36
<i>Forsørgere, enlige</i>	13.575	14.203	-628	-4
<i>Forsørgere, par (partner er 30 år og modtager SU eller uddannelses-/kontanthjælp)</i>	9.498	14.203	-4.705	-33
<i>Forsørgere, par (partner er fyldt 30 år eller modtager ikke SU eller uddannelses-/kontanthjælp)</i>	6.889	14.203	-7.314	-51
Kontanthjælp - personer, der er fyldt 30 år				
<i>Ikke-forsørgere</i>	10.689	10.689	0	0
<i>Forsørgere</i>	14.203	14.203	0	0

Anm.: Alle satser er opgjort i 2014-niveau

Kilde: Retsinformation (VEJ nr. 9625 af 12/12/2012 og VEJ nr. 9769 af 05/12/2013)

Nytteindsats

Personer under 30 år, som er vurderet åbenlyst uddannelsesparat, vil blive mødt med et krav om at arbejde for sin kontant- eller uddannelseshjælp fra første ledighedsdag. Dette krav stilles først efter tre måneders ledighed for jobparate kontanthjælpsmodtagere over 30 år. Den nye aktiveringsindsats,

nytteindsats, blev derfor introduceret med det formål, at den enkelte kan gøre nytte på en offentlig arbejdsplads, mens de modtager kontanthjælp.

Uddannelsespålæg

Reformen betød, at alle unge under 30 år uden en erhvervskompetencegivende uddannelse får et uddannelsespålæg. Dem, der kan starte på en uddannelse, skal gå i gang med en uddannelse hurtigst muligt. For unge, der ikke umiddelbart har forudsætningerne for at starte på en uddannelse, betyder uddannelsespålægget, at de skal stå til rådighed for en indsats, der er rettet mod uddannelse.

Andre initiativer

Der var også andre elementer ved reformen, der ændrede situationen for de ledige i kontanthjælpssystemet. Heriblandt kan nævnes ændringer i sanktions-systemet (bl.a. harmonisering af periodesanktion, harmonisering og skærpelse af punktsanktionens størrelse og en ny regel om skærpet rådighedssanktion), samt initiativer, der er målrettet udsatte personer med komplekse problemer.

Endelig blev den gensidige forsørgelsespligt udvidet til også at omfatte samlevende. Ordningen blev indfaset med halv virkning i 2014, hvorefter det med Aftale om finansloven for 2015 blev vedtaget at ophæve reglen, så den gensidige forsørgelsespligt for samlevende ophørte med virkning d. 1. januar 2016. 2015 var således et overgangså, hvor den gensidige forsørgelsespligt for samlevende ligeledes kun havde halv virkning.

Boks 2.1 Oversigt over grupper for unge mellem 25-29 år efter kontanthjælpsreformen

Unge mellem 25-29 år med en erhvervskompetencegivende uddannelse

- Visiteres enten jobparat eller aktivitetsparat.
- Ydelsen er kontanthjælp, som afhænger af bl.a. forsørgerpligt og, at man ikke kan forsørges på anden vis fx igennem en formue.
- Aktivitetsparate har mulighed for aktivitetstillæg, hvis de deltager i indsats eller har en mentor.
- Jobparate skal arbejde for ydelsen efter 3 måneders ledighed i fx et nyttejob.

Unge mellem 25-29 år uden en erhvervskompetencegivende uddannelse

- Visiteres åbenlyst uddannelsesparat, uddannelsesparat eller aktivitetsparat.
- Alle får et uddannelsespålæg.
- Ydelsen er uddannelseshjælp, som er på niveau med SU. Aktivitetsparate har mulighed for aktivitetstillæg, hvis de deltager i indsats eller har en mentor.
- Åbenlyst uddannelsesparate skal arbejde for ydelsen i fx et nyttejob frem til uddannelsesstart.
- Uddannelsesparate skal arbejde for ydelsen, men der skal samtidig igangsættes en koordineret indsats med henblik på at gøre den unge i stand til påbegynde en uddannelse indenfor et år og derefter gennemføre den.

Samlet set betød reformen, at personer mellem 25-29 år oplevede væsentlige ændringer i deres muligheder som ledige i kontanthjælpssystemet. Denne målgruppe oplevede både den største ændring i den udbetalte ydelse under ledighed, samtidig med, at de fik et uddannelsespålæg, og der blev stillet større krav

til at arbejde for den udbetalte ydelse. Af den grund vil denne analyse fokusere på reformens effekt på overgangen til kontant- og uddannelseshjælp for personer i aldersgruppen 25- 29 år, der enten er i beskæftigelse eller uddannelse.

3. Teoretisk forventning til reformens virkninger

Litteraturen om søgeteori sigter efter at forklare sammenhængen mellem lediges søgeadfærd i forhold til de økonomiske omgivelser, *jf. eksempelvis Mortensen (1970)*. Et grundlæggende element i søgemodellerne er den enkeltes valg af laveste lønniveau, hvormed vedkommende er villig til tage et arbejde fremfor at være ledig. Dette laveste lønniveau kaldes for *reservationslønnen*. En lav reservationsløn sænker varigheden i ledighed, fordi der er større sandsynlighed for, at når den ledige modtager et jobtilbud, så vil vedkommende acceptere dette tilbud, fordi lønnen er højere end personens reservationsløn. Omvendt vil en person med høj reservationsløn være ledig i længere tid, fordi der er mindre chancer for, at tilbudte jobs har et lønniveau, der er højere end personens reservationsløn.

Når kontanthjælpsydelsen sænkes, sætter det et nedadgående pres på de lediges reservationslønninger, hvilket vil betyde, at personerne vil afkorte varigheden på kontanthjælp som følge af ydelsesreduktionen. På samme måde vil større omkostninger forbundet med ledighed også sænke reservationslønnen. Når reformen stiller et større krav om, at den ledige skal arbejde for sin kontanthjælp, så bliver det mere omkostningsfuldt at modtage kontanthjælp, og personen vil af den årsag ligeledes sænke reservationslønnen. Både introduktionen af uddannelseshjælp og nytteindsats vil fra en teoretisk forståelse derfor sænke varigheden i ledighed for unge, der modtager kontanthjælp.

Personer, der er i job befinder sig i en situation, hvor deres nuværende løn er højere end deres reservationsløn – ellers var de ledige. For at forstå hvordan den reducerede kontanthjælp påvirker tilgangen fra beskæftigelse/uddannelse til kontanthjælp, vil relaterede teorier, der beskæftiger sig med fastholdelsen af job være mere beejlige, fremfor den klassiske sammenhæng igennem reservationslønningerne.

Ethvert ydelsessystem for ledige tilbyder en indkomstudligning for personer, der leder efter et arbejde. Et højt ydelsesniveau giver derfor anledning til større indkomstudligning mellem beskæftigelse og ledighed, men det kan også forårsage *moral hazard* i både de lediges- og de beskæftigedes adfærd. Moral hazard er fænomenet, hvor en person er villig til at tage relativt stor risiko, enten fordi omkostningerne forbundet med denne risiko er båret af en anden part eller fordi man ikke kan overvåge den enkeltes faktiske indsats. Et hypotetisk scenarie kan illustrere dette; et ydelsessystem, der tilbyder fuld indkomstudligning mellem ledighed og beskæftigelse (den udbetalte ydelse svarer til tidligere lønniveau), vil altid føre til et arbejdsmarked, hvor de beskæftigede foretrækker at

være ledige, mens de ledige ønsker at forblive uden job, jf. Wang & Williamson (1996). Dette gælder vel at mærke under den rimelige antagelse, at der er større nytte forbundet ved fritid end arbejde. Et lavere ydelsesniveau vil derfor betyde, at beskæftigede gør sig mere umage for at fastholde deres arbejde, mens det for de ledige medvirker til en øget søgeindsats efter et job. Den lavere sats for uddannelseshjælp kan derfor være med til at fastholde personer i beskæftigelse og uddannelse, fordi en relativ større del af omkostning ved at blive ledig, bliver lagt over på den enkelte, fremfor fx staten eller de resterende skatteydere. Ydelsesreduktionen modvirker derfor tendens til moral hazard i kontanthjælpssystemet.

4. Empirisk viden om konsekvens af ydelsesændring

Der findes i litteraturen en generel stor viden om, hvordan ændringer i ydelsesniveau, ydelsesperioden og aktiveringsintensiteter påvirker selve afgang fra ledighed, mens litteraturen er mere sparsom, hvad angår viden om tilsvarende effekter på selve tilgangen til ledighed. Dette afsnit vil opsummerer viden fra tidligere studier, der har undersøgt hvordan ændringer i ledighedssystemet påvirker selve tilgangen til ledighed.

Hernæs *et al.* (2016) undersøger, om strengere betingelser for kontanthjælp i Norge påvirker ansøgninger om kontanthjælp samt gennemførelsesraten i gymnasiet for norske unge. De strengere betingelser baserer sig på øget aktivering, samtaler og overvågning. Studiet benytter sig af difference-in-difference metoden, hvor kommunal variation i implementeringen af de strengere betingelser udnyttes. Resultatet af analysen er, at strengere betingelser signifikant reducerer antallet unge, der ansøger om kontanthjælp, samtidig med, at gennemførelsesraten i gymnasiet øges.

I forbindelse med dagpengekommissionen blev der udarbejdet et litteraturreview af Andersen *et al.* (2015), der også sammenfatter den empiriske viden om effekten på overgangen fra beskæftigelse til dagpenge ved ændringer i ydelsesniveau og længde. Reviewet sammenfatter i alt tre studier, der undersøger overgangseffekterne af en ydelsesændring. To ud af de tre studier finder ingen signifikante effekter. Det sidste studie finder, at ledige, der har mulighed for en højere ydelse, i større omfang, overgår fra beskæftigelse til ledighed. Studiet er baseret på et retropektivt survey data.

Effekten af en ydelsesændring kan sættes i relation til effekterne af en afkorting i længden af ydelsesperioden, fordi det kan betragtes som en relativ stor ydelsesændring. Flere af studierne finder en mindre overgang fra beskæftigelse til dagpenge ved en afkorting af ydelsesperioden. Dog konkluderer hovedparten af studierne, at effekterne er drevet af personer, som har mulighed for at trække sig tilbage fra arbejdsmarkedet ved ydelsens tidligere ophørstidspunkt, mens der ikke er effekter for personer, der er langt fra tilbagetrækningstidspunktet. Dahlberg (2009) undersøger på svensk data, om indførelsen af obliga-

torisk aktivering i kontanthjælpssystemet påvirker tilknytningen til kontanthjælp. Den obligatoriske aktivering blev indført gradvist i de forskellige bydele i Stockholm, og denne variation udnyttede i et difference-in-difference setup til at identificere effekten. Analysen viser, at krav om aktivering reducerer antallet af personer i kontanthjælpssystemet, mens beskæftigelsen blandt unge mellem 18-25 år og indvandrere øges. Der findes ingen signifikante effekter hos voksne. Analysen observerer de samlede effekt af aktivering i kontanthjælpssystemet, og skelner ikke mellem tilgangs- og afgangseffekter.

Morffitt's litteraturreview (2007) sammenfatter tidligere analyser, der undersøger effekten af en amerikansk reform i 1996, der introducerede strengere betingelser for modtagelse af kontanthjælp i USA. Reviewet konkluderer, at det observerede fald i antallet af kontanthjælpsmodtagere omkring reformtidspunktet i højere grad skyldes, at færre tilgik kontanthjælp, snarere end en øget afgang. Udover en lavere tilgang til kontanthjælp finder analyserne en generel positiv effekt af reformen på både beskæftigelse og indkomst.

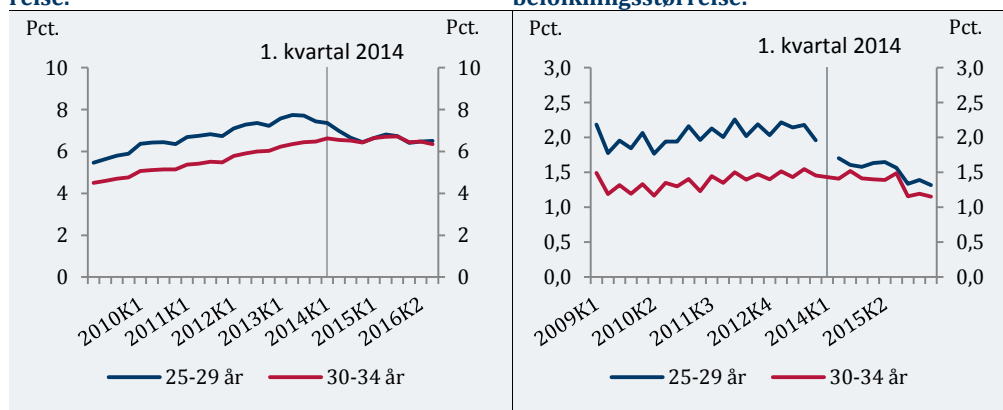
5. Udvikling i kontanthjælpssystemet

Både den teoretiske forståelse og empiriske undersøgelser giver grundlag for en forventning om, at reformens kombination af en ydelsesreduktion samt strengere aktiveringskrav for de 25-29 årige kontanthjælpsmodtagere samlet set vil betyde, at færre tilgår kontanthjælpssystemet efter reformen er trådt i kraft. Dette afsnit vil kort belyse, hvordan bestanden af kontanthjælp- og uddannelseshjælpsmodtagere i alderen 25-29 år, har udviklet sig over tid.

Siden 2009 og frem til 2013 er andelen af 25-29 årige og 30-34 årige i befolkningen, som modtager kontanthjælp steget, *jf. figur 5.1*. Frem til fjerde kvartal 2014 er andelen af 25-29 årige kontanthjælpsmodtagere 1 til 1,5 pct. point højere end andelen af 30-34 årige kontanthjælpsmodtagere. I andet kvartal 2013 når andelen af 25-29 årige sit højeste, hvor knap 7,5 pct. af alle 25-29 årige var ledige i kontanthjælpssystemet. I fjerde kvartal 2014 er denne andel faldet til 6,5 pct. I den tilsvarende periode fortsætter andelen af 30-34 årige på kontanthjælp med at stige frem til andet kvartal 2014. Fra fjerde kvartal 2014 og frem er udviklingen i andelen af 25-29 og 30-34 årige på kontanthjælp stort set sammenfaldende. Der sker således et tydeligt fald i andelen af 25-29 årige kontanthjælpsmodtagere omkring reformtidspunktet, som ikke kan observeres i udviklingen for 30-34 årige kontanthjælpsmodtagere. Beskæftigelsesministeriet (2015) har tidligere vist, at reformen medførte en øget afgang fra kontanthjælp til beskæftigelse og uddannelse for unge kontanthjælpsmodtagere i alderen 25-29 år. Det beskrevne fald i andelen af unge kontanthjælpsmodtagere vil være påvirket af den øgede afgang fra kontanthjælp. For at komme nærmere om faldet i andelen af unge kontanthjælpsmodtagere også kan være påvirket af en lavere tilgang til kontanthjælp er det relevant at undersøge andelen af påbegyndte forløb.

Fra 2009 til 2016 er andelen af påbegyndte kontanthjælpsforløb blandt befolkningens 30-34 årige relativt stabil omkring et niveau på 1,5 pct., *jf. figur 5.2*. Fra 2009 og frem til udgangen af 2013 er andelen af påbegyndte kontanthjælpsforløb for befolkningens 25-29 årige ligeledes relativt stabil, blot omkring et niveau på 2 pct. I andet kvartal 2014 og frem til andet kvartal 2016 er andelen af påbegyndte kontant- og uddannelseshjælpsforløb for de 25-29 årige faldet til ca. 1,5 pct. Der er således et tilsvarende tydeligt fald i andelen af påbegyndte kontant- og uddannelseshjælpsforløb for de unge efter reformen trådte i kraft. Dette kan være en indikation på, at det reducerede antal kontant- og uddannelseshjælpsmodtagere ikke blot skyldes en øget afgang fra kontanthjælp, men også kan være påvirket af en lavere tilgang til kontanthjælpssystemet.

Figur 5.1. Antal af 25-29 årige og 30-34 årige på kontant- eller uddannelseshjælp som andel af aldersgruppernes befolkningsstørrelse. **Figur 5.2. Påbegyndte kontant- eller uddannelseshjælpsforløb opdelt på 25-29 årige og 30-34 årige som andel af aldersgruppernes befolkningsstørrelse.**



Kilde: DST: Folketal. Jobindsats: Antal kontant- og uddannelseshjælpsmodtagere og påbegyndte kontant- og uddannelseshjælpsforløb.

Anm.: Egne beregninger. Andelen er opgjort som andelen af befolkningen i de respektive aldersgrupperinger. Det bemærkes, at andelen af påbegyndte forløb for de 25-29 årige ikke er illustreret for første kvartal 2014 fordi der sker et databrud i datakilden for dette kvartal. Alle igangværende kontanthjælpsforløb, som pr. 1. januar ikke længere ville modtage kontanthjælp men i stedet ville modtage uddannelseshjælp blev registreret som påbegyndte uddannelsesforløb. Dette er årsagen til databruddet i datakilden.

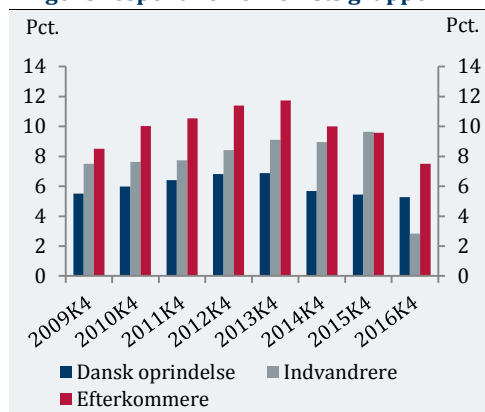
Andelen af unge med dansk oprindelse, som modtager kontanthjælp, er rimeligt stabil fra fjerde kvartal 2009 frem til fjerde kvartal 2013, *jf. figur 5.3*. Mens andelen af befolkningens unge efterkommere, der modtager kontanthjælp, er stigende op til fjerde kvartal 2013. Fra fjerde kvartal 2013 til fjerde kvartal 2015 falder begge herkomstandelene af de unge kontanthjælpsmodtagere. Det tidligere sete fald i andelen af kontanthjælpsmodtagere på 25-29 år er således drevet af personer med dansk oprindelse samt efterkommere.

I perioden fra fjerde kvartal 2009 til fjerde kvartal 2015 er andelen af befolkningens unge indvandrere, som modtager kontanthjælp, løbende steget fra 8 til 10 pct., *jf. figur 5.3*. Andelen af indvandrere, som modtager kontanthjælp, er derfor ikke faldet omkring reformtidspunktet. Til gengæld falder andelen af indvandrere markant fra fjerde kvartal 2015 til fjerde kvartal 2016, hvilket

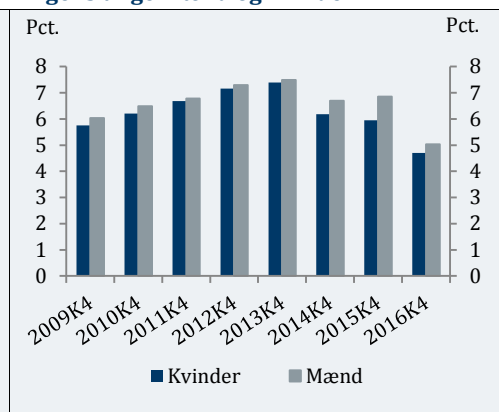
formentligt skyldes introduktionen af integrationsydelsen, der trådte i kraft i september 2015.

Fra fjerde kvartal 2013 til fjerde kvartal 2015 faldt andelen af unge kvinder på kontanthjælp med knap 1,5 pct. point, mens tilsvarende gjorde sig gældende for godt 0,5 pct. point for de mandlige kontanthjælpsmodtagere, *jf. figur 5.4*.

Figur 5.3. Unge kontant- eller uddannelseshjælpsmodtagere, opgjort som andel befolkningens respektive herkomstsgreupper.



Figur 5.4. Unge kontant- eller uddannelseshjælpsmodtagere, opgjort som andel befolkningens unge mænd og kvinder.



Kilde: DST: Folketal. Jobindsats: Antal kontant- og uddannelseshjælpsmodtagere.
 Anm.: Egne beregninger. Andelen er opgjort som andelen af befolkningen i de respektive herkomst- og kønsgrupperinger. Betegnelsen unge omfatter 25-29 årige.

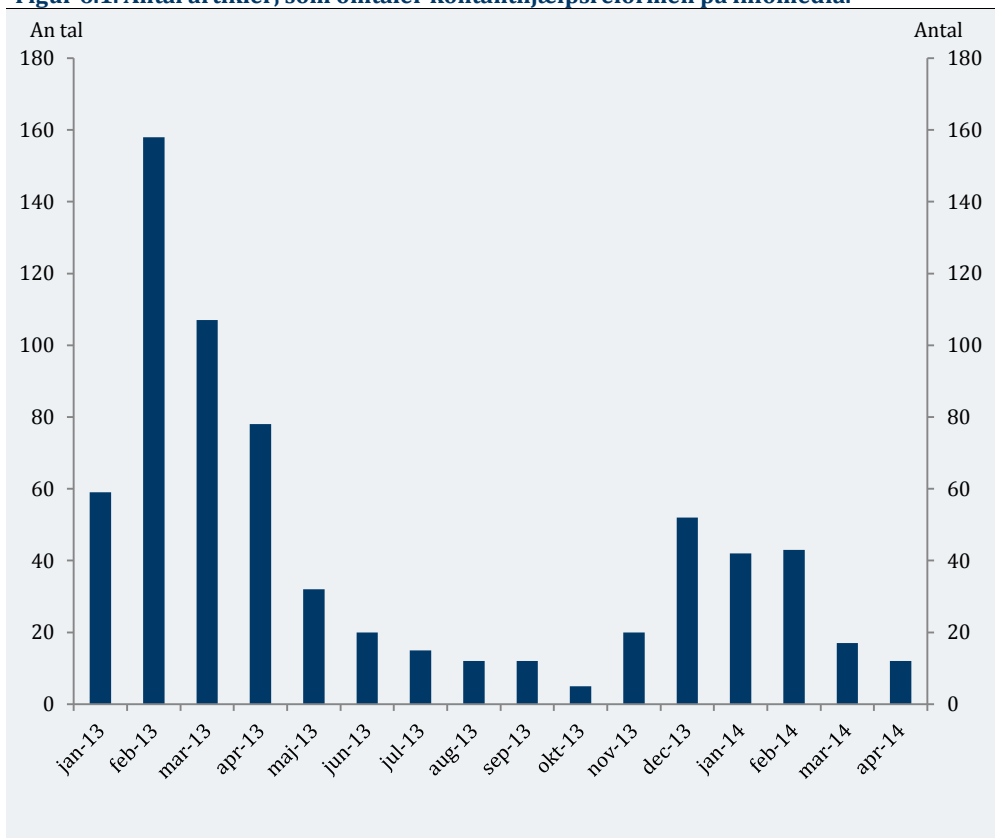
6. Identifikationsstrategi

Analysen baserer sig på en identifikationsstrategi inspireret af Berg *et al.* (2015), der i høj bliver identificeret igennem selve timingen af reformen. Derfor vil indeværende afsnit indlede med at skitserer, hvornår reformen blev aftalt, implementeret og omtalt.

Som tidligere nævnt indgik den tidligere S-R-SF-regering d. 18. april 2013 en bred politisk aftale med V, DF, K og LA om en kontanthjælpsreform, der trådte i kraft 1. januar 2014. Allerede inden, samt på, aftaletidspunktet blev reformen og dets elementer omtalt i pressen, *jf. figur 6.1 og fx JP (april 2013) og Politiken (april 2013)*. I de efterfølgende måneder fik reformen mindre omtale, om end reformen bliver nævnt enkelte gange igennem associerende artikler. D. 14. august 2013 giver den daværende beskæftigelsesminister Mette Frederiksen et stort interview til JP om reformen, *jf. JP (august 2013)*. Medieomtalen om reformens elementer og konsekvenser begynder først for alvor at tage til i november og december 2013, *jf. figur 6.1 og fx JP (november og december 2013)*. Der er således medieomtale om reformen allerede fra aftaletidspunktet, og endda tidligere. Medieomtalen, der skete umiddelbart før aftalen blev indgået, var naturligvis forbundet med en usikkerhed omkring de reelle konsekvenser af reformen, mens omtalen efter d. 13. april 2013 var forbundet med større sikkerhed. Det må derfor forventes, at en borgernes reaktion på viden om reformen må have været større efter aftalen blev indgået end op til. Den første store

eksponering af reformens konsekvenser bliver annonceret i tredje kvartal 2013, og reformen får mere medieomtale i den efterfølgende periode.

Figur 6.1. Antal artikler, som omtaler kontanthjælpsreformen på infomedia.



Kilde: Infomedia.

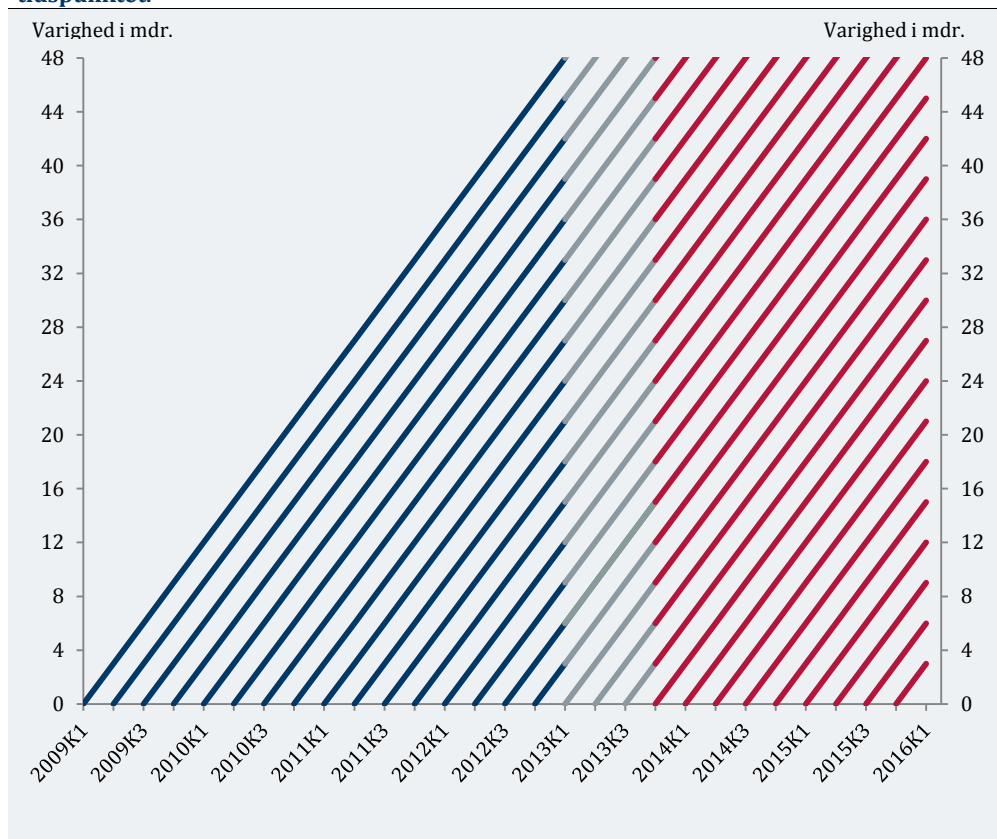
Anm.: Antal artikler, der omtaler kontanthjælpsreformen, i perioden fra januar 2013 til april 2014.

Fordi reformen blev implementeret på en sådan måde, at alle personer, der modtog kontanthjælp d. 1. januar 2014, var omfattet af regelændringerne, er det muligt at udnytte, at personer, der er påbegyndt på forskellige tidspunkter, *før* reformen trådte i kraft, vil blive berørt af reformen på forskellige tidspunkter i deres beskæftigelses- eller uddannelsesforløb. Disse personer vil nemlig opleve væsentlige ændringer i deres alternative mulighed som ledig i kontanthjælpssystemet på forskellige tidspunkter i deres beskæftigelses- eller uddannelsesforløb alt afhængigt af, hvornår de er påbegyndt en uddannelse eller et job. Fx vil en person, der er startet uddannelse i august 2013, opleve ændringer i sine alternative muligheder i kontanthjælpssystemet efter fem måneder, mens en person, der er startet uddannelse i marts 2013, først vil opleve disse ændringer efter ti måneder. Dette giver anledning til eksogen variation på tværs af ancienniteten, som er afgørende for identifikationen af reformens kausale effekter.

Denne variation kan illustreres i et Lexis-diagram, hvor hver linje indikerer en kohorte, der er påbegyndt i uddannelse eller beskæftigelse på det respektive kalendertidspunkt, som er angivet på x-aksen, hvorfra linjen udspringer, *jf. figur*

6.2. Y-aksen illustrerer, hvor længe beskæftigelses- eller uddannelsesforløbene har varet, før de bliver berørt af de respektive kalendertidspunkter på x-aksen. De enkelte kohorter vil opleve ændringer i kontanthjælpssystemet i den del af forløbet, som er krydset forbi kalendertidspunktet 1. januar 2014. Denne del af forløbene er markeret med rød i Lexis-diagrammet. Kontanthjælpsreformen blev aftalt allerede i foråret 2013, og der er således en tidsperiode på op til otte måneder, hvor der er mulighed for motivationseffekter, fordi folk kan reagere på selve informationen om reformens ikrafttrædelse. Disse perioder i beskæftigelses- og uddannelsesforløbene er markeret med grå for de forskellige kohorter. Den del af forløbene, som er blå, angiver, at forløbene ikke er påvirket af reformen – hverken i forhold til informationer om reformtidspunktet eller selve reformændringerne.

Figur 6.2. Illustration af igangværende beskæftigelses- og uddannelsesforløb på reformtidspunktet.



I dette setup er behandlings- og kontrolgruppen derfor ikke givet på forhånd. Alle forløb er i udgangspunktet upåvirket af reformen og dermed en del af 'kontrolgruppen', mens personerne vil overgå til 'behandlingsgruppen', når de på forskellige ledighedstidspunkter passerer kalendertidspunktet 1. januar. Som det fremgår af Lexis-diagrammet, vil nogle forløb indgå som rene 'kontrolforløb', fordi de når at afslutte inden 1. januar 2014, mens alle forløb, der påbegynder efter 2014 vil indgå i populationen som rene 'deltagerforløb'.

Ideen bag identifikationen er derfor, at man kan sammenligne personer, der på et givet tidspunkt i deres beskæftigelses- eller uddannelsesforløb er berørt af reformen med personer, der er tilsvarende langt i deres beskæftigelses- eller uddannelses, men som på grund af et tidligere påbegyndelsestidspunkt endnu ikke er berørt af reformen. Denne metode identificerer en samlet tids-/reformeffekt. Analysedesignet, forklaret i det følgende afsnit, er fleksibel over for dynamisk selektion, da det er baseret på en sammenligning af personer tilsvarende langt i deres beskæftigelses- eller uddannelsesforløb, hvormed det sikres, at sammensætningen af uobserverbare karakteristika er mere sammenlignelige. Endelig giver analysedesignet mulighed for at adskille selve reformeffekten fra en tidseffekt.

7. Analysedesign

Til at undersøge om kontanthjælpsreformen har begrænset tilgangen til kontanthjælpssystemet for unge i beskæftigelse og uddannelse, vil der blive anvendt en varighedsmodel. Når effekterne af reformen skal estimeres er varighedsmodeller særligt anvendelige, fordi de kan udnytte, at reformen indtræffer på forskellige varighedsancienniteter i de enkelte forløb, hvilket netop er den variation, der bidrager til identifikationen af reformeffekterne.

Da dataperioden forløber over flere år, kan både sammensætning af personerne i beskæftigelse og uddannelse samt konjunktursituationen ændres betydeligt over dataperioden. Af den grund er det afgørende, at reformeffekterne isoleres fra disse ændringer, hvilket er muligt at kontrollere for i en varighedsmodel. Den lange dataperiode betyder yderligere, at det er muligt at korrigere for kvartalvis sæsonvariation i fx afgang til kontanthjælpssystemet.

Analysen estimerer effekten af de løbende kalendermåneder over hele observationsperioden fra 1. kvartal 2009 til 2. kvartal 2016. Konkret bliver kalenderefekten estimeret igennem dummy-variable, der tager værdien 1, når et forløb befinder sig i et givent kvartal og år. Der er i alt 30 kvartaler henover observationsperioden, der hver især kan have en særskilt påvirkning på afgang fra beskæftigelse og uddannelse til kontanthjælp. Kalenderefekten kan fx påvirke tilgangen til kontanthjælp igennem sæsonvariation, konjunkturcyklus eller reformeffekter. Det er således vigtigt, at få isoleret den rene reformeffekt fra andre tidsvarierende effekter som konjunkturforbedringer og generel sæsonvariation. For at få trukket sæsonvariation ud af kalenderefekterne estimeres der en effekt for den kvartalvise sæsonvariation, der gør sig gældende på tværs af alle årene. Endvidere medtages konjunkturindikatorer i estimationen for at kontrollere for konjunkturmæssige forskelle, der kan have indvirkning på tilgangen til kontanthjælpssystemet. Ved at medtage både kvartalvis sæsonvariation samt konjunkturforhold sigter analysen således efter at isolere reformeffekten i de estimerede parametre for de løbende kvartaler.

Ideen med denne fremgangsmåde er, at effekten af de løbende kvartaler i teorien bør være nul i perioden op til reformen træder i kraft. Hvis reformen har en opbremsende effekt på tilgangen til kontanthjælpssystemet for personer, der er i beskæftigelse eller uddannelse, så vil parameterestimerne være signifikant negative i perioden, efter reformen trådte i kraft. En mulig motivationseffekt vil kunne identificeres, hvis parameterestimerne er signifikant negative allerede i perioden umiddelbart forud for reformens ikrafttrædelse.

Det bemærkes, at fordi reformen rammer de pågældende beskæftigelses- og uddannelsesforløb på forskellige varigheder, så vil de estimerede kalendereffekter være et gennemsnit over den anciennitetsfordeling, der gør sig gældende i de pågældende løbende kvartaler.

Den økonometriske tilgang samt metode til beregning af gennemsnitlige overlevelseskurver er nærmere beskrevet i *boks 7.1*. En gennemgang af de forklarende variable følger i et senere afsnit.

Boks 7.1. Modelspecifikation og efterfølgende økonometriske beregninger.

Specifikationen af afgangsraten (herefter hazardraten) i analysen er en *proportional hazard model* med stykvis konstante tidsintervaller på månedsbasis. Der anvendes en *complementary log-log* specifikation (herefter cloglog) af hazardraten fra beskæftigelse eller uddannelse til kontanthjælp. Cloglog er en diskret-tids-model, der tager højde for den månedlige struktur i data.

Hazardraten for om en person afgår til kontanthjælp efter t måneders beskæftigelse/uddannelse kan specificeres ved:

$$h_{it} = h(t, R_{it}, X_{it}, S_{it}, K_{it}) = 1 - \exp(-\exp(\mu + \theta(t) + \delta R_{it} + \beta X_{it} + \rho S_{it} + \vartheta K_{it}))$$

hvor t er tidspunktet i ledighedsforløbet (varigheden). R_{it} er en vektor af dummy indikatorer for de 26 løbende kvartaler fra 1. kvartal 2010 og frem til 2. kvartal 2016. Vektoren δ består af 26 parameterestimer for de særskilte kalendereffekter fra 1. kvartal 2010 til 2. kvartal 2016. Modellen estimerer ikke særskilte estimater for kvartalerne i år 2009. Disse vil samlet indgå i interceptleddet, μ , fordi modellen medtager særskilte effekter af den kvartalvise sæsonvariation, S_{it} , der er fælles på tværs af årene. X_{it} er en række personkarakteristika, og K_{it} kontrollerer for regionale konjunkturforhold. De forklarende variable beskrives nærmere i det efterfølgende afsnit 8.

$\theta(t)$ er baselinefunktionen, som opfanger den generelle tidsafhængighed i beskæftigelses- og uddannelsesforløbene, og bestemmer selve formen på hazardraterne. Baselinefunktionen er ens for alle forløbene, mens det er antaget, at forskellige personkarakteristika, konjunkturforhold og reformeffekter forskyder hazardraterne proportionalt fra baselinefunktionen. Baselinefunktionen, $\theta(t)$, har en fleksibel specifikation med stykvis konstante intervaller, som er inddelt på månedsbasis i de første 24 måneder, hvorefter der modelleres ét samlet baselinestykke for ancienniteter på mere end 2 år. Det første baselinestykke ligger i interceptet, μ .

Faktisk- og kontrafaktiske afgangsrater og kurver

Den gennemsnitlige estimerede hazardrate beregnes på baggrund af de estimerede parameterverdier og observerbare karakteristika i populationen. Til beregning af de faktiske hazardrater medtages dummiene for de løbende kvartaler R , der er lig 1, når de pågældende forløb befinder sig i de respektive løbende kvartaler. Effekten af parameterestimerne $\hat{\delta}$ vil derfor indgå i de estimerede hazardrater. De gennemsnitlige hazardrater kan beregnes ved et vægtet gennemsnit over individuelt estimerede hazardrater for hvert forløb, hvor der vægtes med hvor mange forløb,

der fortsat er i risikogrupper, N_t , for at afgå til kontanthjælp til tid t :

$$\hat{h}_t^{faktisk} = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} [1 - \exp(-\exp(\hat{\mu} + \hat{\theta}(t) + \hat{\delta}R_{it} + \hat{\beta}X_{it} + \hat{\rho}S_{it} + \hat{\vartheta}K_{it}))]$$

Når dummierne for de løbende kvartaler pr. konstruktion sættes lig 0, fjernes hele effekten af den løbende kalendertid i de estimerede hazardrater. Som tidligere nævnt sigter estimationen efter at isolere reformeffekten i de estimerede effekter af de løbende kvartaler. 'Nulstillingen' af parameterestimerterne på de løbende kvartaler svarer derfor til det at fjerne reformeffekten, og denne øvelse sigter altså efter at simulere de estimerede hazardrater i det kontrafaktiske scenarie, hvor reformen ikke implementeres. De estimerede hazardrater uden reformeffekt kan derfor beregnes ved følgende:

$$\hat{h}_t^{kontrafaktisk} = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} [1 - \exp(-\exp(\hat{\mu} + \hat{\theta}(t) + \hat{\beta}X_{it} + \hat{\rho}S_{it} + \hat{\vartheta}K_{it}))]$$

Betingede overlevelseskurver og gennemsnitlige varigheder

Herfra beregnes det betingede overlevelseskurver i både det faktiske og kontrafaktiske scenarie på følgende måde:

$$\hat{S}_t^s = \prod_{t=1}^{\infty} (1 - \hat{h}_t^s) \cdot (1 - \hat{h}_t^a) = \prod_{t=1}^{48} (1 - \hat{h}_t^s) \cdot (1 - \hat{h}_t^a), \quad s = \{faktisk, kontrafaktisk\}$$

Når de gennemsnitlige overlevelseskurver og efterfølgende gennemsnitlige varigheder skal findes, er det nødvendigt eksplicit at korrigere for afgang til andre tilstande. Derfor beregnes de betingede overlevelseskurver som ved *competing risk* modeller, hvor \hat{h}_t^a er den empiriske hazardrate til andre afgang end kontanthjælp. Det bemærkes, at \hat{h}_t^a er ens i det faktiske og kontrafaktiske scenarie. I teorien skal de betingede overlevelseskurver evalueres over en uendelig tidshorison, mens det i praksis altid er dataperiodens længde, der sætter den øvre grænse for hvor langt frem i tid overlevelseskurverne kan beregnes. Pga. populationsafgrænsningen kan hvert forløb maksimalt følges i fire år, og derfor erstattes ∞ med 48 måneder i ovenstående beregninger af de betingede overlevelseskurver. Den gennemsnitlige varighed i de to scenarie kan efterfølgende findes ved arealet under overlevelseskurverne:

$$E(T^s) = \sum_{t=1}^{\infty} \hat{S}_t^s = \sum_{t=1}^{48} \hat{S}_t^s$$

Reformeffekten kan herfra findes som en afkorting/forlængelse af det gennemsnitlige beskæftigelses/uddannelsesforløb på følgende måde:

$$reform\ effekten\ for\ et\ gnms.\ forløb = E(T^{faktisk}) - E(T^{kontrafaktisk})$$

I den resterende del af analysen vil det faktiske scenarie blive omtalt som *med reform*, mens det kontrafaktiske vil blive omtalt som *uden reform*. Derudover vil hazardrater blive omtalt som tilgangsrate.

8. Datagrundlag og population

Dette afsnit giver en kort beskrivelse af analysens datagrundlag og den foretagne populationsafgrænsning.

Datagrundlag

Analysen baserer sig på Beskæftigelsesministeriets egen forløbsdatabase DREAM, der på ugebasis indeholder oplysninger på individniveau om udbetalinger af offentlige ydelser fra 1991 og frem til i dag. Fra 2008 indeholder registeret yderligere en række oplysninger om branchetilknytning, der oprinder fra indkomst. Det er således muligt at identificere beskæftigelses- og uddannelsesforløb på baggrund af oplysninger om branchetilknytning, udbetalinger af SU samt tilskud til voksenlærlinge, *jf. boks 8.1*. DREAM-registeret indeholder dertil oplysninger om individernes bopælskommune, alder, køn, etnicitet og a-kasse tilknytning.

Datagrundlaget er yderligere beriget med årlige oplysninger om personers højest fuldførte uddannelse, månedlige oplysninger om antallet af åbne jobstillinger og ledige på regionalplan.

Populationsafgrænsning

Populationen består af beskæftigelses- og uddannelsesforløb (herefter blot beskæftigelses/uddannelsesforløb), der er påbegyndt i perioden fra 1. januar 2009 og frem til 31. marts 2016. Hvert forløb bliver fulgt, enten til forløbet afslutter eller frem til den 26. uge i 2016, hvor observationsperioden udløber.

Populationen er afgrænset til personer i alderen 25-28 år, som året inden beskæftigelses/uddannelsesforløbet påbegyndte, ikke var tilmeldt en a-kasse. Denne afgrænsning er gjort med henblik på at indsnævre populationen til de personer, der med kontanthjælpsreformen oplevede væsentligste ændringer i deres alternative muligheder som ledig i kontanthjælpssystemet. Kontanthjælpssystemet er indrettet forskelligt for personer over og under 30 år. Det er derfor muligt, at personer i alderen 29 år har en adfærd, der adskiller sig væsentligt fra de 25-28 årige, fordi de inden for en overskuelig fremtid fylder 30 år, hvor der gælder andre regler i kontanthjælpssystemet. Af den grund medtager analysen ikke personerne i deres 29. leveår på trods af, at der gælder samme regelændringer for denne gruppe som for de 25-28 årige, *jf. boks 8.1*.

Personer der som en del af deres uddannelse har perioder med elevtid eller i praktik hos en virksomhed, vil være registreret som beskæftiget i datagrundlaget, selvom de er under uddannelse. Det er derfor ikke muligt at skelne rene beskæftigelses- og uddannelsesforløb for sig, hvilket er årsagen til, at beskæftigelse og uddannelse behandles samlet i populationen. Denne konstruktion tillæ-

der, at en person fx kan overgå direkte fra uddannelse til beskæftigelse og vice versa uden, at forløbet afslutter.

Analysen vil dog i det følgende resultatafsnit forsøge at opdele effekten særskilt for personer i beskæftigelse og uddannelse. Til denne skelnen vil population blive opdelt i forløb, der påbegynder beskæftigelse og forløb, der påbegynder SU eller i voksenlære. Ved at opdele på et kriterie om, hvor forløbet er påbegyndt, er der mindre risiko for, at forløbene er sløret af praktikophold eller elevtid, fordi det formodes, at de fleste uddannelser starter med en skoleperiode. Endelig vil et forløb, der påbegynder i beskæftigelse, stadig kunne overgå til uddannelse uden, at forløbet afsluttes og vice versa. Der er således ikke tale om rene beskæftigelses- eller uddannelsesforløb i den senere opdeling, men blot en sondring mellem, hvor forløbet påbegyndte.

Boks 8.1. Definition af forløb og højre-censureringer.

Definition af forløb

Et beskæftigelses- og uddannelsesforløb er registreret, når en person observeres i beskæftigelse, modtager SU eller er registreret som voksenlærling i mindst 5 sammenhængende uger. For at forløbet registreres som påbegyndt, må personen hverken have været berørt af beskæftigelse, modtaget SU eller været voksenlærling i de foregående 5 uger.

En beskæftigelsesuge er i denne analyse defineret ved, at personen ikke modtager nogen offentlig ydelse i den pågældende uge samtidig med, at vedkommende skal være registreret med en lønindkomst i måneden. Endelig vil et forløb registreres som afsluttet, når personen hverken har modtaget SU, været beskæftiget eller voksenlærling mindst 5 sammenhængende uger.

Samplingmetoden tillader, at den samme person kan optræde med flere forløb i populationen. Flere forløb for den selvsamme person vil blive behandlet som uafhængigt af de forrige, hvor afhængigheden alene bliver kontrolleret for i de forklarende variable for fx tidligere arbejdsmarkedstilknytning.

Højre-censureringer

Det er muligt at observere de påbegyndte forløb frem til 26. uge i 2016. Forløb, der ikke er afsluttet inden dette tidspunkt, vil blive højre-censureret. Ligeledes vil forløb, der afslutter med andet end en afgang til kontanthjælp, behandles som højre-censureret i estimationen. Til sidst højre-censureres forløbene, når en person fylder 29 år. En konsekvens heraf er, at en person maksimalt kan følges i fire år. Alle forløb, der bliver højre-censureret, vil fortsat medtages i analysen, fordi de bidrager med information om overlevelse op til selve censureringstidspunktet.

Samplingmetoden resulterer i en population på 165.000 beskæftigelses/uddannelsesforløb, hvoraf $\frac{1}{4}$ påbegyndte uddannelse, mens den resterende $\frac{3}{4}$ påbegyndte beskæftigelse, *jf. tabel 8.1*. Knap 60 pct. af forløbene når at afslutte i observationsperioden, mens godt 40 pct. af forløbene bliver højre-censureret. Den primære censureringsårsag er, at personerne i populationen fylder 29 år, mens de fortsat er i beskæftigelse eller uddannelse.

Ca. 8 pct. af forløbene afgår til kontanthjælpssystemet, mens 7 pct. af forløbene afslutter som følge af, at personerne flytter ud af landet. Hver tredje forløb afgår til selvforsørgelse, og er således den hyppigste afgangstilstand.

Tabel 8.1 Populationstørrelse og afgangstilstande.

	Forløb	Pct.
<i>Afsluttet</i>	95.042	58
Kontanthjælp/uddannelseshjælp	13.667	8
Selvforsørgelse	56.625	34
Dagpenge	4.571	3
Sygedagpenge	3.775	2
Udvandret	10.736	7
Barsels dagpenge	4.647	3
Anden afgang	1.021	1
<i>Højre-censureret</i>	70.054	42
Fyldt 29 år	45.186	27
Ikke mere data	24.868	15
<i>I alt</i>	165.096	100
<i>Påbegyndt forløb i</i>		
Uddannelse	40.477	25
Beskæftigelse	124.619	75

Kilde: Egne beregninger på DREAM.

Der er en svagt stigende tendens i antallet af påbegyndte beskæftigelses/uddannelsesforløb over perioden fra 2009 til 2014, *jf. tabel 8.2*. Til gengæld er andelen af afgang til kontanthjælpssystemet henover perioden konstant. I 2015 er antallet af beskæftigelses- og uddannelsesforløb højere, samtidig med, at andelen af forløb, der afgår til kontanthjælp er aftaget. Det kan således være en indikation på, at kontanthjælpsreformen har bremset tilgangen til kontanthjælpssystemet. Disse deskriptive tal tager dog hverken højde for, at sammensætningen eller varigheden af forløbene kan variere på tværs af påbegyndelseårene. Variationen i andelen af forløb, der højre-censureres som følge af, at personerne fylder 29 år, tyder fx på, at alderssammensætningen varierer på tværs af årskohorterne. Endvidere er der en svagt aftagende tendens i andelen af forløb, der afgår til selvforsørgelse for forløb, som påbegynder før reformtidspunktet. Forløb, som påbegynder efter 2014 afgår i mindre omfang til selvforsørgelse. Denne tendens skal dog tolkes med forsigtighed fordi reformen trådte i kraft på et tidspunkt, hvor der generelt var en forbedring i konjunktursituationen.

Tabel 8.2 Populations størrelse og afgangstilstande fordelt på påbegyndelses år.

År	Kohorte	Afgangstilstande			Højre-censureret		
	størrelse	Forløb	Kth./udd. hjlp.	Selv	Udvandret	Fylt 29 år	Ikke mere data
2009	19.106		9	40	8	34	-
2010	21.310		9	37	8	36	-
2011	23.160		9	34	7	37	-
2012	22.257		9	37	7	34	2
2013	23.442		9	36	8	29	10
2014	24.862		9	35	6	21	23
2015	25.053		6	29	4	11	48
2016	5.906		3	13	1	3	79

Kilde: Egne beregninger på DREAM.

Blandt de forløb, der afsluttes, er den gennemsnitlige varighed af et beskæftigelses/uddannelsesforløb knap 8 måneder, *jf. tabel 8.3*. Den gennemsnitlige varighed er en måned kortere for forløb, der afgår til kontanthjælp. Den gennemsnitlige varighed for beskæftigelses/uddannelsesforløbene, der er påbegyndt før reformen, var knap 4 måneder længere, end de forløb der påbegyndte efter reformen. Udover andelen af forløb, der afgår til kontanthjælp tyder det således også på, at den gennemsnitlige varighed af beskæftigelses/uddannelsesforløbene har ændret sig på tværs af reformtidspunktet. Man skal være varsom med tolkningen af disse tal, fordi konjunkturforhold, og særligt sammensætning af kohorterne, ikke nødvendigvis er sammenlignelig på tværs af reformen. Beskæftigelsesministeriet (2015) har tidligere vidst, at reformen havde en positiv påvirkning på afgang fra kontanthjælp til beskæftigelse og uddannelse. Der er således god grund til at tro, at sammensætningen af personer, der påbegynder beskæftigelse eller uddannelse efter reformen, er væsentlig anderledes end tidligere. En større andel af personer med svagere tilknytning til arbejdsmarkedet eller uddannelsessystemet kan i sig selv være med til at sænke de gennemsnitlige varigheder for beskæftigelses/uddannelsesforløb, der påbegynder efter reformen.

Endelig kan reformen have haft en kraftig selektion i hvilke forløb, der afslutter, som yderligere udfordrer fortolkningen af de gennemsnitlige varigheder før og efter reformen. Den senere estimation af reformeffekterne i varighedsmodellen vil netop kontrollere for disse sammensætningsforskelle.

Tabel 8.3 Gennemsnitlige månedlige varigheder for afsluttede forløb.

Forløb	Gnms. månedlig varighed
Alle forløb	7,9
Forløb, der afgår til kontanthjælp	7,0
Forløb, der er påbegyndt efter 2014	5,1
Forløb, der er påbegyndt før 2014	9,0

Kilde: Egne beregninger på DREAM.

Anm.: Beregningerne er alene foretaget på forløb, der afslutter inden for dataperioden.

9. Deskriptiv statistik og forklarende variable

Som tidligere nævnt er det nødvendigt at tage højde for, at sammensætningen af personerne i de påbegyndte forløb, kan variere fx med ændret konjunktursituation. Det skyldes, at forskellige persontyper kan have forskellig tilbøjelighed til enten længere eller kortere varigheder af deres uddannelses/beskæftigelsesforløb. Derfor vil analysen kontrollere for en lang række karakteristika. Dette afsnit vil belyse, hvordan populationen er sammensat af forskellige personkarakteristika, og om der er nogle særlige karakteristika, der gør sig gældende for de beskæftigelses/uddannelsesforløb, der afgår til kontanthjælpssystemet.

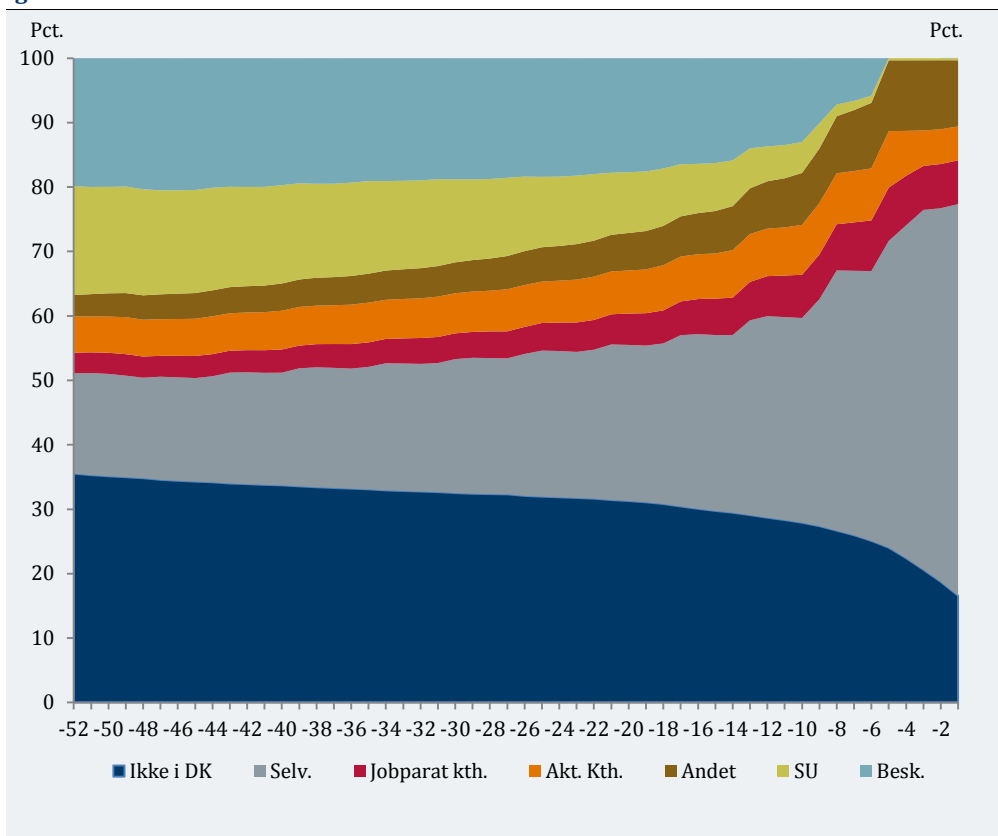
Arbejdsmarkedstilknytning

Over halvdelen af de påbegyndte beskæftigelses/uddannelsesforløb kommer direkte fra selvforsørgelse, hvor personerne hverken har modtaget en offentlig ydelse eller været beskæftiget med en lønindkomst, *jf. figur 9.1*. En fjerdedel af forløbene består af personer, der er flyttet til Danmark, og som er startet beskæftigelse eller uddannelse umiddelbart efter tilflytning. Knap tolv pct. kommer fra kontanthjælpssystemet. Ca. 2/3 af de forløb, der kommer fra kontanthjælpssystemet, er vurderet jobparate, og derfor vurderet som en relativt stærkere gruppe af ledige. Betragtes arbejdsmarkedstilknytningen i hele det foregående år før beskæftigelses/uddannelsesforløbene er påbegyndt, så er der løbende 30-40 pct. af forløbene, som er berørt af beskæftigelse eller modtaget SU.

Personer, der afgår til kontanthjælpssystemet, har i gennemsnit haft 6 ugers beskæftigelse, 8 uger med SU eller som voksenlærling, og knap et halvt år på kontanthjælp året op til deres beskæftigelse/uddannelsesforløb påbegynder, *jf. tabel 9.1*. Disse personer har således en relativ høj tilknytning til kontanthjælpssystemet i forhold til de forløb, som enten ikke afslutter i observationsperioden eller som afgår til andet end kontanthjælp, som i gennemsnit blot har haft 4 uger på kontanthjælp. Yderligere har personer, der afgår til kontanthjælp, en lidt større tilknytning til uddannelsessystemet og mindre tilknytning til beskæftigelse end de resterende personer i analysen. Blandt de forløb, der afgår til kontanthjælp, påbegynder knap 65 pct. direkte fra kontanthjælpssystemet,

mens dette blot gør sig gældende ca. 10 pct. af de forløb, der *ikke* afgår til kontanthjælp.

Figur 9.1. Arbejdsmarkedstilknytning 1 år forud for påbegyndt uddannelse eller beskæftigelse.



Kilde: Egne beregninger på DREAM.

Endvidere har forløb, der afgår til kontanthjælp, også en mere ustabil tilknytning til arbejdsmarkedet, der kommer til udtryk ved, at de i gennemsnit har skiftet mellem beskæftigelse/uddannelse og kontanthjælp seks gange i løbet af de seneste 3 år. Til sammenligning har forløb, som *ikke* afgår til kontanthjælpsystemet, i gennemsnit skiftet én gang mellem beskæftigelse/uddannelse og kontanthjælp de seneste 3 år. Endeligt påbegynder knap halvdelen af de forløb, som afgår til kontanthjælp, deres forløb i uddannelse, mens ca. 80 pct. af de resterende forløb påbegynder i beskæftigelse.

På baggrund af tidligere arbejdsmarkedstilknytning er der således markant forskel mellem beskæftigelses/uddannelsesforløb, der afgår til kontanthjælpsystemet og forløb, der enten ikke afslutter eller afslutter med en afgang til andet end kontanthjælp.

Tabel 9.1. Arbejdsmarkedstilknytning 1 år inden påbegyndt beskæftigelses/uddannelsesforløb.

	Kontanthjælp/ uddannelseshjælp	Anden/ ingen afgang	Alle forløb
<i>Arbejdsmarkedstilknytning 1 år forinden</i>	Pct.	Pct.	Pct.
Beskæftigelse (uger)	6	8	8
SU (uger)	8	5	5
Kontanthjælp/uddannelseshjælp (uger)	26	4	6
Anden offentlig forsørgelse (uger)	9	17	16
Ikke bosiddende i DK (uger)	3	17	16
Antal skift ml. besk./udd. og kth. de sidste 3 år	6	1	1
Direkte fra kontanthjælp	64	11	15
Påbegyndt i beskæftigelse	45	78	75

Kilde: Egne beregninger.

Personkarakteristika

Forløb, der afgår til kontanthjælpssystemet, har en overvægt af personer med dansk herkomst samt personer i alderen 25-26 år sammenlignet med de forløb, som *ikke* afgår til kontanthjælp, *jf. tabel 9.2*. Knap 25 pct. af forløbene, der afgår til kontanthjælp er forsørgere, mens dette kun gør sig gældende for knap 10 pct. af de resterende forløb. Det kan bl.a. skyldes, at kontanthjælpssatsen er højere for forsørgere - særligt før reformen trådte i kraft, hvor hovedparten af forløbene er påbegyndt.

Mere end 70 pct. af personerne i den samlede population er ufaglærte. Der er lidt flere personer med en faglært eller gymnasial højest fuldført uddannelse blandt de forløb, som afgår til kontanthjælp end de resterende forløb. For personer, der *ikke* afgår til kontanthjælp, har ca. 10 pct. en videregående uddannelse, mens det blot gør sig gældende for 2 pct. af de forløb, der afgår til kontanthjælp.

Tabel 9.2. Gennemsnitlige personkarakteristika opdelt på forløb der afgår/ikke afgår til kontanthjælp.

	Kontanthjælp/ uddannelseshjælp	Anden/ ingen afgang	Alle forløb
<i>Personkarakteristika</i>	Pct.	Pct.	Pct.
Mand	55	59	58
Dansk herkomst	76	38	41
Vestlig indvandrер/efterkommer	8	42	39
Ikke-vestlig indvandrер/efterkommer	17	21	20
25 år	37	29	30

26 år	30	26	27
27 år	22	24	23
28 år	11	21	20
Forsørger	25	8	9
<i>Højest fuldført udd.</i>			
Ufaglært/uoplyst	75	73	73
Faglært	6	4	4
Gymnasial	18	14	14
Videregående udd.	2	9	9
<i>Bopælskommune</i>			
Land kommune	32	51	49
By kommune	54	43	44
Mellemstor kommune	14	6	7
<i>Forældres arbejdsmarkedstilknytning</i>			
Mindst én forælder berørt af kth.	49	13	16
Mindst én forælder berørt af FØP	29	9	10
<i>Forældres uddannelsesniveau</i>			
Uoplyst	34	67	64
Ufaglært	8	0	1
Faglært/gymnasial	35	14	16
Videregående udd.	23	19	19

Kilde: Egne beregninger DREAM og andre registerdata.

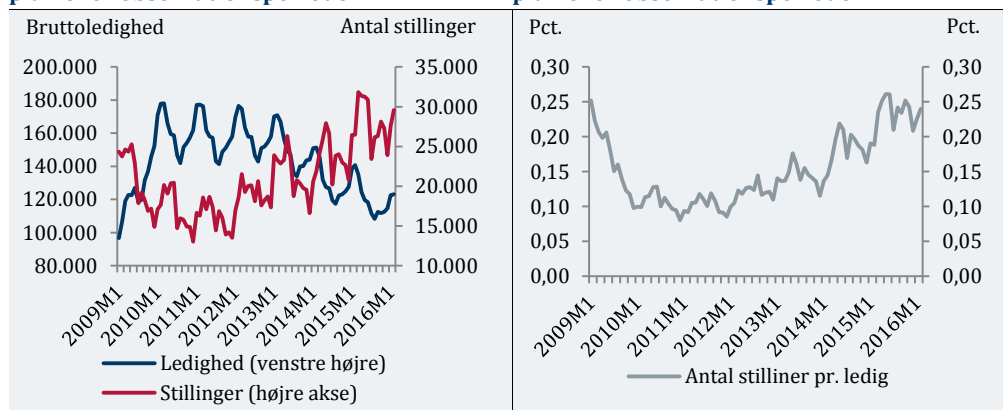
Der er en større overvægt af personer med bopæl i en bykommune blandt de forløb, der afgår til kontanthjælpssystemet, hvilket muligvis kan skyldes tilgængeligheden af et lokalt jobcenter. Endvidere har de personer, som afgår til kontanthjælp, i højere grad forældre, der tidligere har været berørt af kontanthjælpssystemet, eller som er førtidspensioneret. Forældrene er også i højere grad ufaglærte end forældrene til de resterende personer, som *ikke* afgår til kontanthjælp. For ca. 65 pct. af de personer, som *ikke* afgår til kontanthjælp, er uddannelsesniveaet for forældrene uoplyst. Dette skal ses i lyset af, at en større andel af disse forløb ikke boede i Danmark før beskæftigelses/uddannelsesforløbet påbegyndte, *jf. tabel 9.1*, og at uddannelsesdata er mangelfuldt tilbage i tid.

Konjunktursituation

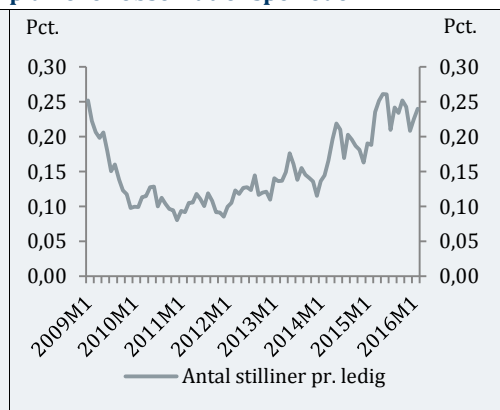
Konjunktursituationen ændrer sig væsentligt over samplingperioden, hvor niveauet for bruttoledigheden stiger fra 2009 frem til 2010, *jf. figur 9.2*. Herefter stabiliserer ledigheden sig omkring et niveau på ca. 125.000 personer. Fra 2013 og frem begynder den årlige bruttoledighed at falde. Bruttoledigheden udviser væsentlig sæsonudsving med top- og lavpunkter i hhv. 1. og 3. kvartal.

Den modsatte tendens gør sig gældende for antallet af åbne stillinger, som er faldende igennem 2009, *jf. figur 9.2*. Herefter svinger antallet af stillinger omkring et gennemsnitligt niveau på ca. 16.000-17.000 frem til udgangen af 2011. Efter 2011 begynder det årlige gennemsnit for antallet af åbne stillinger at stige. Antallet af åbne stillinger er således den første indikator på, at økonomien er i bedring, hvorimod ledigheden først rigtigt begynder at aftage i løbet af andet halvår 2013.

Figur 9.2. Konjunkturindikatorer på landsplan over observationsperioden.



Figur 9.3. Arbejdsmarkedstæthed på landsplan over observationsperioden.



Kilde: DST: opregnede faktisk bruttoledighed. Jobindsats: Antal stillinger på jobnet. Egne beregninger.

Både antallet af stillinger samt antallet af ledige har betydning for, hvor stor konkurrencen er på arbejdsmarkedet. Antallet af stillinger pr. ledig giver et udtryk for *tætheden* på arbejdsmarkedet (Cahuc *et al.* (2014)). Tætheden på arbejdsmarkedet stiger, når antallet af åbne stillinger stiger. Intuitionen er, at det for et givet antal arbejdsløse bliver relativt sværere for virksomhederne at få besat en ledig stilling, når antallet af åbne stillinger stiger. Omvendt vil tætheden på arbejdsmarkedet falde, når ledigheden stiger – fordi det nu bliver relativt lettere for virksomhederne at få besat ledige stillinger.

Kombinationen af et fald i antallet af åbne stillinger samt et stigende antal ledige i 2009 har en entydig påvirkning i retning af en mindre tæthed på arbejdsmarkedet. Den mindre tæthed betyder, at konkurrencen er øget for de ledige, fordi der nu er flere ledige til færre stillinger, *jf. figur 9.3*. Fra 2011 og frem, hvor antallet af stillinger stiger, og ledigheden falder, begynder tætheden på arbejdsmarkedet igen at stige, og de ledige vil opleve en lempet konkurrence på arbejdsmarkedet.

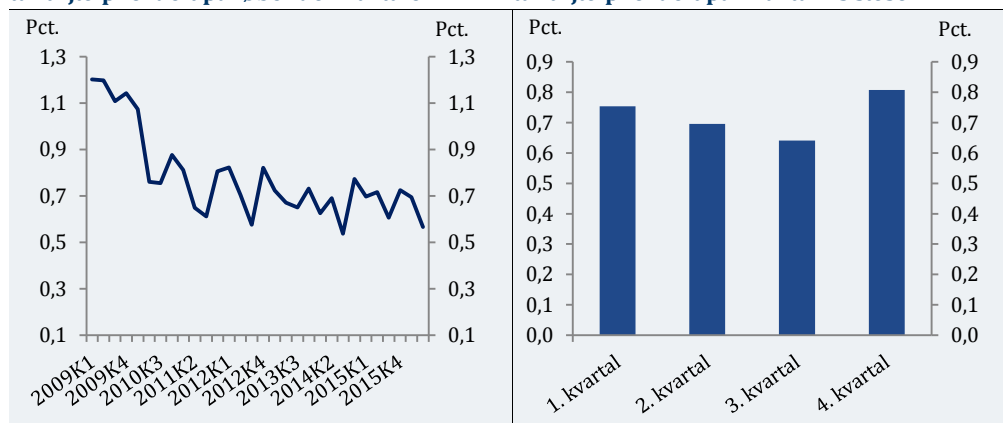
Analysen medtager månedlige oplysninger om tætheden på det regionale arbejdsmarked for at kontrollere for, hvor relativt svært eller let, det er at komme i beskæftigelse. Denne information kan muligvis påvirke folks beslutningsgrundlag, når de står over for et valg om enten at forblive i uddannelse eller beskæftigelse, eller om de skal melde sig ledige i kontanthjælpssystemet. En tese kan være, at når det lokale arbejdsmarked er relativt tæt, så har de ledige bedre chancer for at finde et nyt job, og denne information har en positiv på-

virksomhed på folks beslutning om at afgå til kontanthjælp - fordi de vurderer, at de har relativt gode chancer for at komme i beskæftigelse igen.

Tidsvariation i afgang til kontanthjælp

Der er en aftagende tendens i andelen af igangværende forløb, der afgår til kontanthjælpssystemet over hele observationsperioden, *jf. figur 9.4*. Andelen af forløb, der afgår til kontanthjælp udviser sæsonvariation, der har systematiske toppunkter i 1. og 4. kvartalerne og lavpunkter i 3. kvartalerne, *jf. figur 9.5*. Estimationen vil derfor inkludere kvartalvise dummy-variable og herigennem kontrollere for den generelle sæsonvariation, der gør sig gældende for alle årene 2009 til 2016. På den måde sigter analysen efter at korrigere parameterestimerne for de løbende kvartaler for en kvartalvis sæsonvariation, der er ens på tværs af alle årene.

Figur 9.4. Andelen af forløb, der afgår til kontanthjælp fordelt på løbende kvartaler. **Figur 9.5. Andelen af forløb, der afgår til kontanthjælp fordelt på kvartalvis sæson.**



Kilde: Egne beregninger på DREAM-registreret.

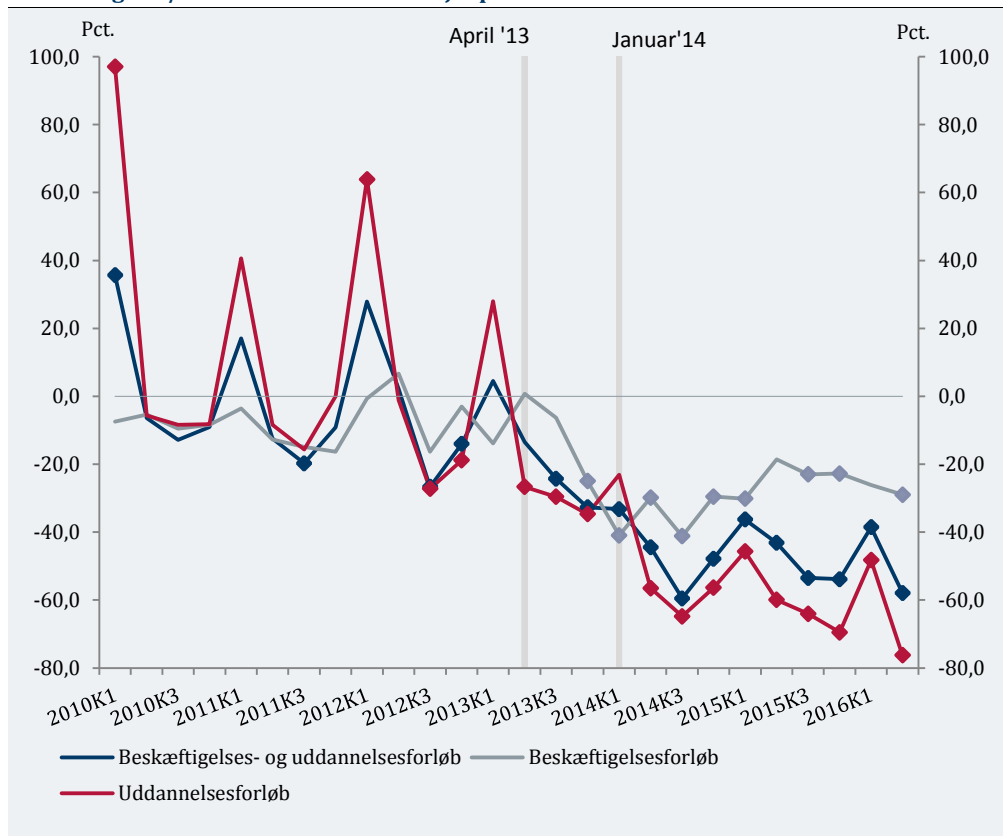
10. Resultater

Dette afsnit fremlægger de fundne effekter af reformens virkning på tilgangen til kontanthjælp for unge, der er i beskæftigelse eller under uddannelse. Analysen har udført tre estimationer til at undersøge reformens tilgangseffekter. Den første estimation fremlægger resultaterne af den samlede virkning af reformen for unge i beskæftigelse eller uddannelse. De næste to estimationer sigter efter at estimere reformeffekten særskilt for personer i hhv. beskæftigelse og uddannelse. Det bemærkes, at de særskilte resultater på tilgangen fra beskæftigelse eller uddannelse er forbundet med den tidligere nævnte datausikkerhed, *jf. afsnit 8*.

I perioden fra 2010 og frem til andet halvår 2013 har effekten af de løbende kvartaler hverken haft en systematisk positiv eller negativ effekt på tilgangen til kontanthjælp for unge, der befinder sig i beskæftigelse eller uddannelse, *jf. figur 10.1*. Det tyder på, at der fortsat er noget kvartalvis-sæsonvariation i parame-

terestimaterne i denne periode, omend kun sporadiske kvartaler har en effekt, der er signifikant forskellig fra nul.

Figur 10.1. Reformeffekten angivet som estimerede pct. ændringer i tilgangsraterne fra beskæftigelse/uddannelse til kontanthjælp.



Kilde: Egne beregninger på DREAM og andre registerdata.

Anm.: Solide firkanter indikerer, at punktestimaterne for de procentviseændringer er signifikant forskellige fra nul vurderet på et 5 pct. signifikansniveau.

Ved tredje kvartal 2013 begynder effekten af de løbende kvartaler at blive signifikant negative, jf. figur 10.1. Negative effekter skal fortolkes som, at de reducerer overgangen fra beskæftigelse eller uddannelse til kontanthjælp. Fra tredje kvartal 2013 sker der således et signifikant fald i overgangen fra beskæftigelse og uddannelse til kontanthjælp. Personer, der befinder sig i en situation, hvor de skal tage en beslutning om enten at forblive i beskæftigelse eller uddannelse, eller at melde sig ledig i kontanthjælpssystemet, reagerer således allerede forud for at reformen trådte i kraft. Det betyder, at selve udsigten til en væsentlig lavere ydelse som ledig samt det større krav stillet til de ledige, afholder de unge fra at melde sig ledig.

Beskæftigelsesministeriet (2015) finder, at unge kontanthjælpsmodtagere først reagerer én til to måneder før reformen trådte i kraft, ved i højere grad at afgå fra kontanthjælp til beskæftigelse eller uddannelse. I relation til de tidligere fundne resultater på selve afgang fra kontanthjælp tyder det således på, at

reaktionen på udsigten af reformen slår igennem på tilsvarende tidspunkter for både til- og afgangen fra kontanthjælp.

Reformeffekterne er stigende i perioden fra tredje kvartal 2013 og frem til tredje kvartal 2014, *jf. figur 10.1*. I tredje kvartal 2013 reduceres tilgangsraterne fra beskæftigelse/uddannelse til kontanthjælp med 30 pct., mens tilgangsraterne er reduceret med 60 pct. i tredje kvartal 2014. Ved udgangen af 2014 tyder det på, at effekten svinger omkring en virkning på 40 til 60 procentvis reduktion i tilgangsraterne i den efterfølgende periode. At reformens virkning træder i kraft omkring tredje kvartal 2013 er tidligere vist også gør sig gældende for selve afgangen fra kontanthjælp til beskæftigelse og uddannelse, *jf. DØR (2015) & Beskæftigelsesministeriet (2015)*.

Beskæftigelsesministeriet (2015) viser, at reformen havde en positiv effekt på afgang fra kontanthjælp til beskæftigelse og uddannelse – særligt i månederne efter reformen trådte i kraft. Den tidligere analyse viser endvidere, at på selve afgang fra kontanthjælp, er effekten aftagende med tiden efter reformen trådte i kraft. Denne analyse indikerer modsat, at reformen har en mere varig reduktion på selve tilgangen til kontanthjælp for unge i beskæftigelse og uddannelse.

Tabel 10.1. Estimerede underliggende sandsynlighed for at afgang til kontanthjælp. alene baseret på anciennitet.

Anciennitet	Pct.	Anciennitet	Pct.
1 mdr.	0,62*	14 mdr.	0,36*
2 mdr.	0,74*	15 mdr.	0,32*
3 mdr.	0,66	16 mdr.	0,28*
4 mdr.	0,62	17 mdr.	0,29*
5 mdr.	0,62	18 mdr.	0,32*
6 mdr.	0,53*	19 mdr.	0,28*
7 mdr.	0,46*	20 mdr.	0,26*
8 mdr.	0,46*	21 mdr.	0,27*
9 mdr.	0,41*	22 mdr.	0,26*
10 mdr.	0,41*	23 mdr.	0,32*
11 mdr.	0,42*	24 mdr.	0,26*
12 mdr.	0,36*	Mere end 24 mdr.	0,21*
13 mdr.	0,4*		

Kilde: Egne beregninger på DREAM og andre registerdata.

Anm.: * indikerer et signifikans niveau på 5 pct.

De procentvise ændringer skal ses i relation til den underliggende sandsynlighed for at afgang fra uddannelse eller beskæftigelse til kontanthjælp. Denne sandsynlighed bliver estimeret igennem modellens baselinefunktion, som er aftagende med tid i beskæftigelse og uddannelse, *jf. tabel 10.1*. Jo længere tid en person er i uddannelse eller beskæftigelse desto lavere sandsynlighed er der

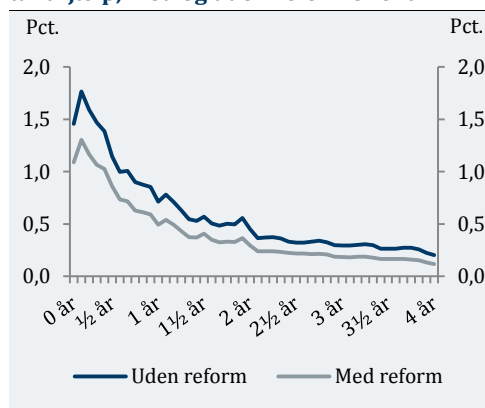
generelt for, at personen overgår til kontanthjælp. Generelt er den underliggende sandsynlighed for at overgå til kontanthjælp mindre end 1 pct. En procentvis ændring på 40 til 60 pct. af 1 procent svarer derfor en ca. 1,5 pct. points sandsynlighed for at afgå til kontanthjælp.

Reformen fik relativt stor presse omtale umiddelbart før samt på tidspunktet, hvor der blev indgået en aftale om kontanthjælpsreformen, hvilket kan forklare hvorfor de systematiske toppunkter i første kvartalerne er mindre i 2013 end tidligere. Henover andet kvartal var der kun begrænset omtale af reformen i pressen, mens den øgede presseomtale af reformen for alvor tog til i andet kvartal 2013. Det tyder således på at den øgede presseomtale har ført til motivationseffekter af selve reformen, fordi unge i beskæftigelse og uddannelse i højere grad bliver eksponeret for information om reformen.

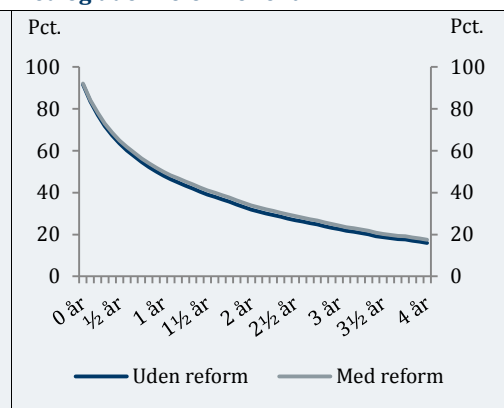
Reformeffekterne fra 2015 og frem er konsekvent mere negative for uddannelsesforløbene end for beskæftigelsesforløbene, mens reformeffekterne for den samlede virkning er placeret midt imellem. Den samlede virkning af reformen på overgangen til kontanthjælp for unge, der er i beskæftigelse eller uddannelse indebærer således en relativ større effekt for personer under uddannelse end i beskæftigelse.

De negative kalendereffekter i perioden efter reformtidspunktet betyder, at de estimerede tilgangsrater fra beskæftigelse/uddannelse til kontanthjælp er lavere ved tilstedeværelse af reformen, end hvis reformen ikke var blevet implementeret, jf. figur 10.2. Tilgangen til kontanthjælp fra beskæftigelse/uddannelse er altså lavere, når mulighederne som ledig i kontanthjælpssystemet bliver mindre gunstige.

Figur 10.2. Estimerede tilgangsrater for at afgå fra beskæftigelse/uddannelse til kontanthjælp, med og uden reformeffekt.



Figur 10.3. Estimerede overlevelseskurver for at forblive i beskæftigelse/uddannelse, med og uden reformeffekt.



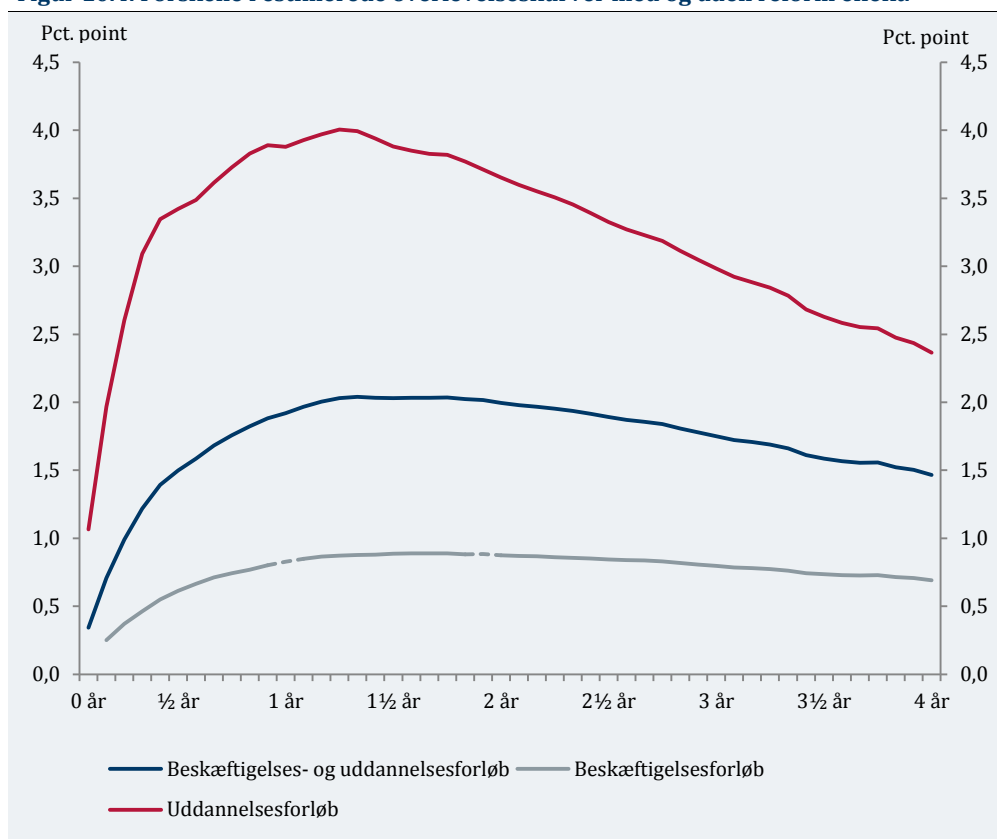
Kilde: Egne beregninger på DREAM og andre registerdata.

Denne mindre tilgang oversættes direkte til, at sandsynligheden for at forblive i beskæftigelse/uddannelse er større i tilstedeværelse af reformen end i fravær

af reformen. Dette kommer til udtryk ved, at den estimerede overlevelseskurve med reformeffekten ligger over overlevelseskurven uden reformeffekten, *jf. figur 10.3.*

Overlevelseskurverne med og uden reformeffekten er umiddelbart sammenfaldende, og det er derfor interessant at undersøge, om forskellen er statistisk forskellig. For alle tre estimationsmetoder er de estimerede overlevelseskurver med reformeffekten signifikant større end overlevelseskurverne uden reformeffekten. Dette gør sig gældende for alle varigheder op til fire år i hhv. beskæftigelse/uddannelse samt særskilt for beskæftigelse og uddannelse, *jf. figur 10.4.* Dette gælder dog med undtagelse af den 12. og 23. måned i beskæftigelsesforløbene, hvor forskellen mellem de estimerede overlevelseskurver i beskæftigelse ikke kan siges at være statistisk forskellige.

Figur 10.4. Forskelle i estimerede overlevelseskurver med og uden reform effekt.



Kilde: Egne beregninger på DREAM og andre registerdata.

Anm.: Solide linjer angiver signifikante forskelle vurderet på et 5-pct. signifikans niveau. Stiplede linjer angiver, at forskellen mellem faktiske og kontrafaktiske overlevelseskurver ikke er signifikant forskellig.

På tilsvarende vis, som ved estimererne af de løbende kvartaleffekter, er forskellen mellem overlevelseskurverne i uddannelse større end forskellen i overlevelseskurverne i beskæftigelse. Igen er den samlede virkning placeret midt i mellem. Endvidere er der tiltagende forskel i alle tre estimationers overlevelseskurver op mod det første års varighed. Herefter aftager forskellen i overle-

velseskurverne for uddannelse, mens forskellen er relativt stabil for overlevelseskurverne i beskæftigelse, til dels beskæftigelse og uddannelse samlet.

Nettoeffekter

Det er muligt at omregne de estimerede overlevelseskurver til gennemsnitlige varigheder i beskæftigelse og uddannelse, *jf. boks 7.1*. Ved at tage forskellen mellem den gennemsnitlige varighed i tilstedeværelse samt i fravær af reformen, er det muligt at omsætte reformeffekterne til en gennemsnitlig forlængelse af beskæftigelse- og uddannelsesforløbene som følge af reformens effekt på overgangen til kontanthjælp. Efter hhv. 1, 2, 3 og 4 år i beskæftigelse/uddannelse vil et forløb i gennemsnit være forlænget med hhv. ca. 1, 2, 3 og 3,5 uger. Alle effekterne på forlængelsen af beskæftigelses/uddannelsesforløbene er signifikante, *jf. tabel 10.2*.

Dekomponeres dette i særskilte forlængelser af hhv. beskæftigelses og uddannelsesforløbene, fremgår det igen, at den største virkning kommer fra uddannelsesforløbene, der efter 4 år i gennemsnit er forlænget med 6,7 uger, mens et beskæftigelsesforløb i gennemsnit er forlænget med 1,6 uger. På trods af, at de ugentlige forlængelser af beskæftigelsesforløbene omtrent er fire gange mindre end forlængelserne af uddannelsesforløbene, er effekterne stadig signifikante indenfor varigheder på 1, 2, 3 og 4 år.

Tab 10.2. Ugentlig forlængelse pr. person.

Forløb	1 år	2 år	3 år	4 år
Beskæftigelses- og uddannelsesforløb	0,7* uger	1,8* uger	2,8* uger	3,6* uger
Beskæftigelsesforløb	0,3* uger	0,8* uger	1,2* uger	1,6* uger
Uddannelsesforløb	1,6* uger	3,7* uger	5,4* uger	6,7* uger

Kilde: Egne beregninger.

Anm.: * indikerer et signifikans niveau på mindst 5 pct.

Ved at ligge den gennemsnitlige afkortning pr. person ned på 2012-kohorten, er det muligt at skønne over, hvor mange personer i beskæftigelse eller uddannelse, som blev afholdt fra at tilgå kontanthjælpssystemet. Det skønnes, at reformen har afholdt mellem 1.200 og knap 2.000 helårspersoner i beskæftigelse eller uddannelse fra at tilgå kontanthjælpssystemet, *jf. tabel 10.3*. I 2012 var der knap 20.000 fuldtidspersoner i alderen 25-29 år på kontanthjælp, *jf. Jobindsats*. Reformens virkning på selve tilgangen til kontanthjælp har en størrelsesorden svarende til mellem 5 til 10 pct. af alle 25-29 årige på kontanthjælp i 2012. Selve tilgangseffekterne af reformen må derfor vurderes at have en væsentlig betydning for faldet i andelen af unge i kontanthjælpssystemet, *jf. figur 5.1*.

Knap 60 pct. af den samlede virkning kommer fra personer i uddannelsessystemet, som bliver afholdt fra at tilgå kontanthjælpssystemet, mens 40 pct. af den samlede virkning skyldes en reduceret tilgang fra beskæftigelse. På trods af, at den samlede population består af ca. 25 pct. forløb, der påbegynder uddan-

nelse, udgør disse forløb en større andel af den samlede virkning end beskæftigelsesforløbene. Personer under uddannelse reagerer således i langt højere grad på den reducerede ydelse, og de resterende tiltag af reformen end personer i beskæftigelse. Det bemærkes, at den reducerede overgang til kontanthjælp fra uddannelse alene siger noget om, at færre personer overgår til kontanthjælpssystemet, mens det ikke er muligt at udtale sig om, hvorvidt den reducerede overgang også har ført til en større gennemførelsesprocent af uddannelserne.

Til sidst skal det bemærkes, at det beregnede antal helårspersoner for de særskilte estimationer af personer i hhv. uddannelse og beskæftigelse summerer til færre helårspersoner end den samlede virkning. Dog er den summerede virkning i antal af helårspersoner indenfor konfidensintervallet af det samlede skøn. På den baggrund er der fortsat overensstemmelse mellem resultaterne af den samlede estimation og de særskilte estimationer.

Tabel 10.3. Afkortning af gennemsnitlig varighed samt akkumulerede helårspersoner.

Forløb	Helårspersoner	Pct. af samlede virkning
Beskæftigelses- og uddannelsesforløb	1.547 * [1.180; 1.992]	100
Særskilte estimationer		
- <i>Beskæftigelsesforløb</i>	510*	41
- <i>Uddannelsesforløb</i>	727*	59

Kilde: Egne beregninger på DREAM og andre registerdata.

Anm.: Beregningerne tager udgangspunkt i den gennemsnitlige forlængelse pr. person indenfor en mulig varighed på 4 år.

* indikerer et signifikans niveau på mindst 5 pct

Robusthedstest

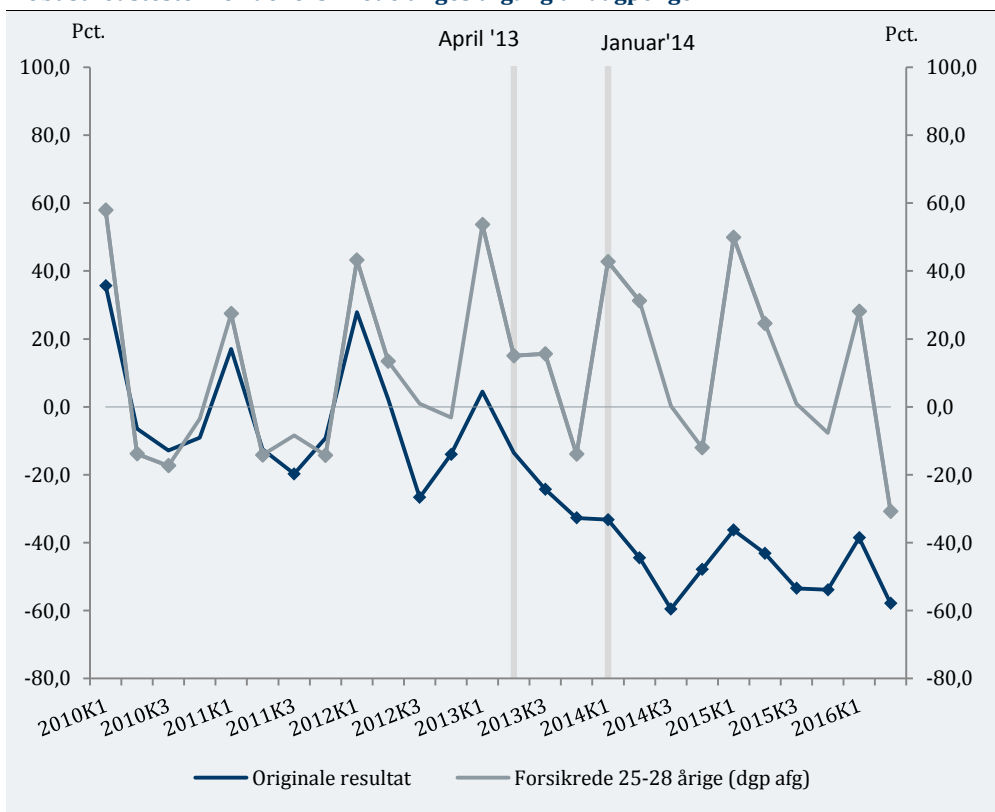
Dette afsnit vil udføre to robusthedstest af de fundne resultater. Den første test har til hensigt at undersøge om estimaterne af de løbende kvartaler op til reformtidspunktet bidrager til den samlede reduktion af tilgangen til kontanthjælp. Effekten af de løbende kvartaler op til reformtidspunktet bør ikke have nogen påvirkning på tilgangen til kontanthjælp, såfremt de løbende kvartaler skal fortolkes som reformeffekter. Den anden robusthedstest har til formål at undersøge om estimationen af reformeffekten er drevet af konjunkturforbedringen, der begyndte i samme periode som kontanthjælpsreformen trådte i kraft.

Den første robusthedstest udfører en alternativ beregning af de beregnede tilgangsrater og overlevelseskurver i fravær af reformen. I de netop gennemgæede resultater er det kontrafaktiske scenarie baseret på, at alle estimaterne for de løbende kvartaler nulstilles. Reformens effekt omsat til helårspersoner bør være robust overfor en alternativ fortolkning af det kontrafaktiske scenarie, hvor kun estimaterne fra tredje kvartal 2013 og frem nulstilles. Denne beregningsgang resulterer i en virkning på 1.481 helårspersoner, der afholdes fra at tilgå

kontanthjælpssystemet fra beskæftigelse eller uddannelse. Dette resultat afviger således med 67 helårspersoner. Estimationen af reformens effekter er derfor robuste overfor den løbende kvartalvise effekt, der ligger forud for, at reformen blev aftalt og trådte i kraft.

I den næste robusthedstest udføres hele analysen igen for 25-28 årige i beskæftigelse eller uddannelse, men hvor der ses på gruppen af personer, som er forsikrede, og derfor har dagpengesystemet som alternativ mulighed såfremt personerne bliver ledige. I stedet for at måle på tilgangen til kontanthjælp estimerer robusthedstesten sandsynligheden for at tilgå til dagpengesystemet.

Figur 10.5. Estimerede pct. ændringer i tilgangsraterne fra de originale resultater samt robusthedstesten for de forsikrede unges tilgang til dagpenge.



Kilde: Egne beregninger på DREAM og andre registerdata.

Anm.: Solide firkanter indikerer, at punktestimerne for de procentviseændringer er signifikant forskellige fra nul vurderet på et 5 pct. signifikansniveau.

Tilgangen til dagpenge for forsikrede unge bør være upåvirket af kontanthjælpsreformen, og denne test kan derfor bruges til at tjekke om effekten af de løbende kvartaler er kontrolleret tilstrækkeligt for konjunkturfremgangen, der begyndte omkring andet halvår 2013. Såfremt den anvendte model ikke får kontrolleret tilstrækkeligt for konjunktursituationen må det forventes, at sandsynligheden for at tilgå dagpengesystemet reduceres i opgangsperioden efter 2013. Omvendt, hvis den månedlige og regionalbaserede variabel for arbejdsmarkedstætheden får kontrolleret tilstrækkeligt for konjunktursituationen må

det forventes, at effekten af de løbende kvartaler ingen effekt har på tilgangen til dagpenge.

Igennem hele observationsperioden skifter effekterne af de løbende kvartaler med at have en positiv og negativ påvirkning på tilgangen til dagpenge for de forsikrede unge, *jf. figur 10.5*. Den kvartalvise effekt er således hverken entydigt positiv eller negativ igennem hele observationsperioden, om end effekterne hovedsagligt er signifikante. Endvidere reduceres tilgangssandsynlighederne ikke i perioden fra 2013 og frem, hvilket indikerer at estimationen får kontrolleret tilstrækkeligt for konjunkturforbedringen, der skete i denne periode. Det tyder snarere på, at der er en svagt stigende effekt på tilgangssandsynligheden efter 2013, hvilket intuitivt ikke kan tilskrives den forbedrede konjunktursituationen.

På den baggrund er der således god grund til at tro, at den detaljerede variable for arbejdsmarkedstætheden får kontrolleret tilstrækkeligt for den ændrede konjunktursituation i perioden. Analysens præsenterede resultater af kontant-hjælpsreformens effekt på overgangen til kontanthjælp for unge i beskæftigelse og uddannelse er derfor ikke drevet af den forbedrede konjunktursituation, der var sammenfaldende med reformtidspunktet.

11. Konklusion

Analysen viser, at kontanthjælpsreformen har reduceret tilgangen til kontanthjælp for personer i alderen 25-28 år, der er i beskæftigelse eller uddannelse. Det skønnes, at der årligt afholdes mellem 1.200 og 2.000 helårspersoner i beskæftigelse eller uddannelse fra at tilgå kontanthjælpssystemet grundet reformen

Effekten af reformen træder i kraft allerede fra tredje kvartal 2013, hvor reformen har en signifikant negativ virkning på overgangen fra beskæftigelse og uddannelse til kontanthjælp. Unge i beskæftigelse og uddannelse reagerer således på selve udsigten til reformens konsekvenser. Lignende resultat er tidligere også fundet for selve afgang fra kontanthjælp, hvor unge kontanthjælpsmodtagere øger deres afgang til uddannelse og beskæftigelse én til to måneder før reformen træder i kraft, *jf. Beskæftigelsesministeriet (2015)*.

Reformeffekterne er stigende i perioden fra tredje kvartal 2013 og frem til tredje kvartal 2014, *jf. figur 10.1*. I tredje kvartal 2013 reduceres tilgangsraterne fra beskæftigelse/uddannelse til kontanthjælp med 30 pct., mens tilgangsraterne er reduceret med 60 pct. i tredje kvartal 2014. Ved udgangen af 2014 tyder det på, at effekten svinger omkring en virkning på 40 til 60 procentvis reduktion i tilgangsraterne i den efterfølgende periode.

Reformen træder i kraft på sammenfaldende tidspunkt med, at der sker et opsving i økonomien. Det er derfor afgørende, at reformeffekten bliver isoleret fra

konjunkturforbedringen. Analysen har udført en robusthedstest, som understøtter, at de fundne reformeffekter ikke er drevet af den generelle konjunkturforbedring men, at estimationsmetoden får kontrolleret tilstrækkeligt for opsvinget.

Reformens negative effekt tiltager frem til fjerde kvartal 2014, hvorefter effekten umiddelbart stabiliserer sig. Det tyder således på, at reformen har en varig virkning på tilgangen til kontanthjælpssystemet, der i den resterende del af observationsperioden sænker tilgangsraterne med 40 til 60 pct. Dog skal disse relative procentvise ændringer ses i relation til en generel lav sandsynlighed for at overgå fra beskæftigelse eller uddannelse til kontanthjælp. Den tidligere analyse af reformens virkning på selve afgang fra kontanthjælp viser, at reformen havde en positiv effekt på afgange fra kontanthjælp til beskæftigelse og uddannelse – særligt i månederne *efter* reformen trådte i kraft, *jf. Beskæftigelsesministeriet (2015)*. Den tidligere analyse viser endvidere, at på selve afgang fra kontanthjælp, er effekten aftagende med tiden efter reformen trådte i kraft. Indeværende analyse indikerer modsat, at reformen har en mere varig reduktion på selve tilgangen til kontanthjælp for unge i beskæftigelse og uddannelse.

Endvidere finder analysen, at det særligt er personer i uddannelse, der i videst omfang afholdes fra at tilgå kontanthjælp, end personer der er i beskæftigelse. Reformen har betydet, at et uddannelsesforløb i gennemsnit er blevet forlænget med knap 7 uger, mens beskæftigelsesforløbene i gennemsnit er forlænget med knap 2 uger. Disse effekter er målt indenfor en observationsperiode på fire år.

På trods af, at andelen af uddannelsesforløbene blot udgør 25 pct. af den samlede population, så udgør effekten for personer under uddannelse mere end 60 pct. af den samlede tilgangseffekt fra beskæftigelse og uddannelse til kontanthjælp.

12. Litteraturliste

Andersen, T., Svarer, M. & Vejlin, R. (2015), Litteraturreview af effekter af indretning af arbejdsløshedsunderstøttelsessystem.

Tilgængelig:

www.bm.dk/da/Beskaeftigelsesomraadet/Flere%20i%20arbejde/Dagpengekommmission/Afrapportering.aspx.

Berg, Gerard J. van den, Bozio, Antoine & Dias, Monica Costa, (2015), Policy discontinuity and duration outcomes, *IFAU, working paper 2015:10*

Beskæftigelsesministeriet (2015). Effektanalyse af kontanthjælpsreform for unge mellem 25-29 år.

Tilgængelig:

www.bm.dk/da/Analyser/Effektanalyse%20kontanthjælpsreform.aspx.

Cahuc, P., Carcillo, S. og Zylberg, A. (2014). Labor economics. *The MIT press*, 583-600

Cockx, B., C. Ghirelli og B. Van der Linden (2014), Is it socially efficient to impose job search requirements on Unemployment Benefit Claimants with Hyperbolic Preferences? *Journal of Public Economics*, vol. 113, 80-95

Dahlberg, M., K. Johansson og E. Mörk (2009), On Mandatory Activation of Welfare Recipients, *IZA Discussion Paper no. 3947*

Danmarks Statistik (DST).

Tilgængelig:

www.statistikbanken.dk

Dansk Økonomisk Råd (2015). Vismandsrapport Efterår 2015.

Tilgængelig:

www.dors.dk/vismandsrapporter/dansk-oekonomi-efteraar-2015

Hernæs, Ø., S. Markussen og K. Røed (2016), Can Welfare Conditionality Combat High School Dropout? *IZA Discussion Paper no. 9644, januar 2016*

Jobindsats .

Tilgængelig:

www.jobindsats.dk

Jyllands posten (august 2013)

Tilgængelig:

www.jyllands-posten.dk/politik/article5826257.ece

Jyllands posten (november 2013)

Tilgængelig:

www.jyllands-posten.dk/aarhus/politik/article6272754.ece

Jyllands posten (december 2013)

Tilgængelig:

www.epn.dk/samfund/arbmarked/article6356807.ece

Jyllands posten (april 2013)

Tilgængelig:

www.jyllands-posten.dk/politik/article5351002.ece

Moffit, R. (2007), Welfare reform: The US experience, *Swedish Economic Policy Review*, 14:11-47

Politiken (april 2013):

Tilgængelig:

www.politiken.dk/indland/politik/politikfakta/art5480176/Fakta-Det-kommer-kontanthj%C3%A6lpsreformen-til-at-betyde

Røed, Knut (2013), Active Social Insurance. *IZA Journal of Labor Policy* 1:8.

Wang, C. and S. Williamson (1996), Unemployment Insurance with the Moral Hazard in a dynamic Economy, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 44, 1-41

13. Appendiks

Tabel 13.1. Parameterestimer angivet som procentvise ændringer i tilgangsraten for de tre særskilt estimerede modeller for overgangen til kontanthjælp fra hhv. beskæftigelse/uddannelse samt særskilt for beskæftigelse og uddannelse.

Variable	Beskæftigelse- og uddannelse	Beskæftigelse	Uddannelse
<i>Baseline</i>			
2 mdr.	19,8	53,0	-1,6
3 mdr.	6,7	48,0	-22,6
4 mdr.	0,1	31,1	-24,7
5 mdr.	-0,4	35,3	-30,5
6 mdr.	-14,5	17,7	-41,1
7 mdr.	-26,0	9,3	-53,1
8 mdr.	-26,1	7,5	-53,9
9 mdr.	-34,4	-6,7	-59,2
10 mdr.	-34,5	-7,1	-57,9
11 mdr.	-32,4	2,2	-58,3
12 mdr.	-41,9	-0,4	-70,2
13 mdr.	-36,0	-9,9	-56,2
14 mdr.	-42,2	-17,5	-61,5
15 mdr.	-48,7	-29,6	-65,0
16 mdr.	-55,0	-36,4	-71,7
17 mdr.	-54,0	-31,8	-74,2
18 mdr.	-49,0	-22,4	-72,5
19 mdr.	-55,6	-35,7	-73,0
20 mdr.	-58,1	-38,6	-76,3
21 mdr.	-57,2	-38,7	-74,8
22 mdr.	-57,4	-33,6	-78,4
23 mdr.	-48,7	-9,1	-77,2
24 mdr.	-58,0	-38,4	-73,1
>24 mdr.	-65,8	-43,4	-83,8
<i>Løbende kvartal effekter</i>			
2010K1	35,7	-7,5	97,0
2010K2	-6,4	-5,4	-5,6
2010K3	-12,8	-9,5	-8,4
2010K4	-9,1	-8,4	-8,2
2011K1	17,0	-3,6	40,6
2011K2	-12,5	-12,7	-8,4
2011K3	-19,7	-15,0	-15,6
2011K4	-9,2	-16,3	0,0
2012K1	27,9	-0,7	63,9
2012K2	2,1	6,7	-1,2
2012K3	-26,7	-16,3	-27,2

2012K4	-14,0	-3,1	-18,9
2013K1	4,5	-13,8	28,0
2013K2	-13,5	0,7	-26,7
2013K3	-24,3	-6,3	-29,6
2013K4	-32,7	-24,9	-34,7
2014K1	-33,2	-41,0	-23,1
2014K2	-44,5	-29,9	-56,5
2014K3	-59,5	-41,2	-64,8
2014K4	-47,8	-29,5	-56,4
2015K1	-36,3	-30,2	-45,7
2015K2	-43,2	-18,6	-59,9
2015K3	-53,5	-23,0	-64,0
2015K4	-53,9	-22,7	-69,5
2016K1	-38,6	-26,1	-48,3
2016K2	-57,9	-29,0	-76,2
<i>Kvartal variation</i>			
2. kvartal	8,2	-2,7	18,3
3. kvartal	11,5	-26,5	54,3
4. kvartal	24,2	-16,1	83,3
<i>Personkarakteristika</i>			
Mand	13,2	23,4	5,7
Vestlig indvandrer/efterkommer	-51,7	-63,4	-36,6
Ikke-vestlig indvandrer/efterkommer	-29,9	-21,8	-30,4
26 år	-1,3	-0,4	-0,3
27 år	-5,4	-5,4	-2,4
28 år	-2,9	1,4	-4,8
Forsørger	-0,8	-3,9	2,5
<i>Grad af arbejdsmarkedstilknøytning 1 år forinden</i>			
Beskæftigelsesgrad	-21,1	-19,0	-13,6
Uddannelsesgrad	79,0	67,4	-1,5
Kontanthjælpsgrad	214,9	183,8	81,3
Andel af tid ikke-bosiddende i DK	-62,4	-77,6	-42,3
<i>Arbejdsmarkedstilknøytning</i>			
Antal skift ml. besk./udd. de sidste 3 år	4,5	4,5	3,8
Direkte fra kth.	82,8	33,9	325,9
A-kasse tilknøytning året forinden	-59,4	-62,1	-45,6
<i>Højest fuldført uddannelse</i>			
Faglært	-32,0	-27,2	-30,4
Gymnasial	-37,4	-40,5	-35,7
Videregående uddannelse	-76,9	-77,3	-70,9
<i>Bopælskommune</i>			
Bykommune	0,2	-4,4	6,2
Mellemstor kommune	4,4	-3,6	16,9

<i>Forældres arbejdsmarkedstilknytning</i>			
Mindst én forælder berørt af kth.	47,4	38,3	50,7
Mindst én forælder berørt af FØP	7,5	6,3	7,3
<i>Forældres uddannelsesniveau</i>			
Faglært/gymnasial	1,2	0,2	0,6
Videregående uddannelse	-9,0	-12,1	-5,9
<i>Antal stillinger pr. ledig</i>	2,6	0,2	4,6
<i>Intercept (parameterestimat)</i>	-5,1	-4,5	-5,6

Kilde: Estimationer af varighedsmodeller baseret på registerdata.

Anm.: Fed skrift indikerer, at de procentviseændringer er signifikant forskellige fra nul, vurderet på et 5 pct. signifikansniveau. Interceptet er ikke angivet som procentvisændring men som det rå parameterestimat.