



FINANSMINISTERIET

Økonomisk Analyse: Evaluering af Jobreform fase 1

April 2019

2019

I tabeller kan afrunding medføre,
at tallene ikke summer til totalen.

Denne publikation er udarbejdet af
Finansministeriet
1. kontor – Arbejdsmarkedspolitik og overførsler
Christiansborg Slotsplads 1
1218 København K
Telefon 33 92 33 33

Elektronisk publikation:
ISBN: 978-87-93531-62-8

Publikationen kan hentes på
Finansministeriets hjemmeside
fm.dk

Indhold

1. Hovedkonklusioner	4
2. Indledning og sammenfatning	5
3. Beskrivelse af Jobreform fase 1	8
3.1 Kontanthjælpsloft	8
3.2 225-timersregel	9
4. Evaluering af reformen	11
4.1 Delanalyserne	11
4.2 Afgrænsning af evalueringen	12
5. Delanalyse 1: Effekt af kontanthjælpsloftet på afgang til beskæftigelse og småjob	14
5.1 Datagrundlag	14
5.2 Design af analyse – relative ydelsesændringer	15
5.3 Analyseperiode og estimationsmetode	18
5.4 Beskrivende statistik om kontanthjælpsmodtagerne	22
5.5 Resultater	27
6. Delanalyse 2: Effekt af 225-timersreglen på arbejdstimer for kontanthjælpsmodtagere	34
7. Effekter af Jobreform fase 1 i dagpengesystemet	36
7.1 Kontanthjælpsloftets og 225-timersreglens virkning på afgang fra dagpenge	37
8. Litteratur	41
9. Appendiks til delanalyse 1	42
9.1 Validering	42
9.2 Opregning af estimerede effekter til fuldtidspersoner	44
9.3 Beskrivende statistik om småjob og unges beskæftigelse	49
9.4 Robusthed af resultater	52

1. Hovedkonklusioner

Jobreform fase 1 er en reform af kontanthjælpssystemet. Med reformen er der indført et kontanthjælpsloft, som øger gevinsten ved at komme i beskæftigelse, og en 225-timersregel, der stiller krav om, at kontanthjælpsmodtagere fastholder en vis tilknytning til arbejdsmarkedet.

I denne evaluering af Jobreform fase 1 indgår alene personer, som ikke samtidig er omfattet af integrationsydelsen. Det er cirka 4/5 af målgruppen for kontanthjælpsloftet og 225-timersreglen. Hovedresultaterne er:

- Det er cirka 25 pct. af fuldtidspersonerne på kontanthjælp- eller uddannelseshjælp i 2017, der berøres af kontanthjælpsloftet. Der er således $\frac{3}{4}$ af modtagerne, som ikke får ændret deres ydelse.
- Kontanthjælpsloftet medfører en ydelsesreduktion på i gennemsnit 12 pct. for de berørte. Det dækker over en betydelig variation. Personer, som får reduceret ydelsen, modtager boligstøtte og/eller særlig støtte.
- Kontanthjælpsloftet og 225-timersreglen øger beskæftigelsen ad tre kanaler:
 - Der er flere, der afgår fra kontanthjælp til beskæftigelse. Denne effekt øger isoleret beskæftigelsen med 250 fuldtidspersoner.
 - De, der fortsat modtager kontanthjælp, arbejder lidt flere timer. Denne effekt øger isoleret beskæftigelsen med 100 fuldtidspersoner.
 - Der er flere, der afgår fra dagpenge til beskæftigelse, så tilgangen til kontanthjælp bliver mindre. Denne effekt øger isoleret beskæftigelsen med 100 fuldtidspersoner.
 - Den samlede effekt er således 450 fuldtidsbeskæftigede, hvoraf 350 afspejler effekten for 80 pct. af personerne i kontanthjælpssystemet.

Den empiriske analyse dækker de to første kanaler, mens den tredje kanal er undersøgt ved en beregning på Dagpengemodellen. Analyserne er baseret på data fra de første 1 til 1½ år, hvor reglerne har været gældende. Der er derfor tale om kortsigtseffekter. Langsigtsvirkningerne kan afvige fra disse, hvis der for eksempel er kumulerede effekter af reglerne, når disse påvirker personerne gennem længere tid.

- De målte effekter kan sammenlignes med de oprindelige skøn ved at se på beskæftigelseseffekten i forhold til den procentvise ændring i ydelsen. Gøres dette for den første del af den egentlige empiriske analyse, fås cirka samme størrelse, som blev anvendt ved det oprindelige skøn. Målt i forhold til den procentvise ændring i ydelsen har kontanthjælpsloftet i 2017 haft en effekt, som cirka svarer til det forventede.

2. Indledning og sammenfatning

I efteråret 2015 indgik den daværende regering (Venstre) og Dansk Folkeparti, Liberal Alliance og Det Konservative Folkeparti *Aftale om et kontanthjælpssystem, hvor det bedre kan betale sig at arbejde – Jobreform fase 1*.

Aftalen har to hovedelementer: Et kontanthjælpsloft, der skal sikre en mærkbar økonomisk gevinst ved at være i arbejde frem for på kontanthjælp, og et skærpet krav om at stå til rådighed for arbejdsmarkedet med en 225-timersregel.

Denne evaluering undersøger, i hvilket omfang Jobreform fase 1 har medvirket til, at flere kontanthjælpsmodtagere har fundet vej ind på arbejdsmarkedet. Evalueringen er baseret på størstedelen af personerne i kontanthjælpssystemet – cirka 4/5 – dog eksklusive personer omfattet af integrationsydelsen.

De to elementer af Jobreform fase 1 påvirker personer i kontanthjælpssystemet forskelligt. Kontanthjælpsloftet har ydelsesmæssige konsekvenser fra dag ét på kontanthjælp og reducerer modtagernes månedlige indkomst fra overførsler, mens kravet om 225 timers beskæftigelse først binder efter mindst et år på kontanthjælp. Indtil da sender reglen et signal om, at der kan være en sanktion i udsigt, hvis ikke reglen opfyldes.

Hertil kommer, at reformen også kan have haft indvirkning på andre dele af ydelsessystemet. Jobreform fase 1 indebærer, at dagpengemodtagere kan se frem til en større nedgang i overførselsindkomst, hvis de opbruger retten til dagpenge og overgår til kontanthjælpssystemet. Dette vil øge afgang fra dagpenge til beskæftigelse.

Evalueringen er derfor delt op i to dele. Den første del består af to empiriske analyser af effekten på beskæftigelsen af henholdsvis kontanthjælpsloftet og 225-timersreglen for personer i kontanthjælpssystemet. I den anden del skønnes over hele reformens effekt på dagpengesystemet ved hjælp af beregninger i dagpengemodellen. Denne del er en modelberegning, som ikke er baseret på nye analyser af afgang fra dagpengesystemet.

Dagpengemodellen er konstrueret til at måle effekten af ydelsesændringer for dagpengemodtagere, herunder ydelsesændringer *efter* opbrug af retten til dagpenge, ved hjælp af empirisk funderede adfærdseffekter. Det er derfor oplagt at inddrage modellen i en evaluering af Jobreform fase 1. Resultaterne har dog en anden karakter end resultaterne fra delanalyse 1 og 2, som er vurderinger af de faktiske ændringer som følge af de konkrete politiktiltag i *Jobreform fase 1*.

Evaluerings delanalyse 1 finder, at kontanthjælpsloftet medfører et relativt begrænset indgreb i kontanthjælpssystemet. Det er således kun $\frac{1}{4}$ af fuldtidspersonerne i 2017, som berøres af kontanthjælpsloftet, og den gennemsnitlige ydelsesreduktion, de oplever, udgør 12 pct., *jf. figur 1*.

Kontanthjælpsloftet har på kort sigt forkortet ledighedsforløb for personer i kontanthjælpssystemet til fordel for øget beskæftigelse svarende til 250 fuldtidspersoner strukturelt. Samtidig er den strukturelle beskæftigelse styrket med 100 fuldtidspersoner, som følge af at flere arbejder under ledighedsforløbet.

I delanalyse 2 er der også tegn på, at 225-timersreglen har medført, at kontanthjælpsmodtagere har øget deres arbejdstimer for at leve op til rådighedskravet.

Jobreform fase 1 har desuden mindsket tilgangen fra dagpengesystemet til kontanthjælpssystemet, idet vurderingen af effekterne på afgang fra dagpenge finder, at 100 ledige er afgået til beskæftigelse fra dagpenge. Til sammen finder evalueringens delanalyser således, at Jobreform fase 1 har øget den strukturelle beskæftigelse med 450 fuldtidspersoner, *jf. figur 2*. I tillæg hertil har kontanthjælpsloftet medført, at knap 2.000 kontanthjælpsmodtagere har øget omfanget af arbejdstimer i 2017 med en time mere om måneden i løbet af deres ledighedsforløb svarende til en stigning på cirka 40 pct.

Det bemærkes, at i delanalyse 1 er effekterne opgjort på kort sigt. De langsigtede effekter kan være større, blandt andet i takt med at alle personer i kontanthjælpssystemet omfattes af reformen fra første dag i ledighedsforløbet. Effekterne af kontanthjælpsloftet kan ikke helt isoleres fra eventuelle virkninger af 225-timersreglen og jobpræmien.

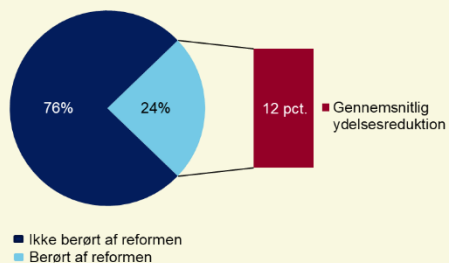
Dertil kommer, at det ikke har været muligt at analysere alle aspekter af reformens effekter på ydelsessystemet, for eksempel 225-timersreglens betydning for afgang til beskæftigelse. Evalueringen er således ikke nødvendigvis facit for de samlede effekter af Jobreform fase 1.

Effekterne fra den første delanalyse kan omregnes til en elasticitet ved at se på beskæftigelseseffekten på 350 fuldtidspersoner i forhold til de relative ydelsesreduktioner på i gennemsnit 12 pct. Omregningen giver en elasticitet for bestanden på kontanthjælp med hensyn til ydelsen på mellem -0,09 og -0,10. Det vil sige, at en ydelsesreduktion på én pct. reducerer bestanden på kontanthjælp med 0,09-0,10 pct. og øger arbejdsudbuddet tilsvarende. Sammenlignet med elasticiteten på -0,10, der blev lagt til grund ved indførelsen af reformen, har kontanthjælpsloftet i 2017 altså haft en effekt i omegnen af det forventede.

Når evalueringen finder en lavere beskæftigelsesvirkning af kontanthjælpsloftet opgjort i fuldtidspersoner end det forudsatte ved indførelsen af reformen, skyldes det dels, at evalueringen kun indeholder 4/5 af kontanthjælpssystemet, dels at indgrebet i kontanthjælpssystemet har været mindre end forventet.

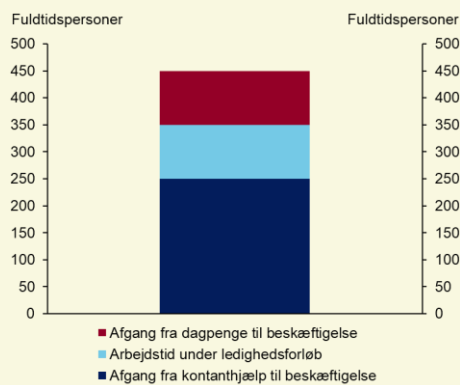
Figur 1

Andel berørt af kontanthjælpsloftet og gennemsnitlig ydelsesreduktion



Figur 2

Øget arbejdsudbud som følge af Jobreform fase 1



Anm.: Andelen berørt af ydelsesreduktioner er baseret på beregnede ydelsesreduktioner, som ikke tager højde for modregning af arbejdsindkomst i kontanthjælpsydelsen. I det omfang personer har arbejdet sig ud af kontanthjælpsloftet, er det faktiske antal berørte og den gennemsnitlige ydelsesreduktion lavere.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, registre fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

3. Beskrivelse af Jobreform fase 1

Jobreform fase 1 trådte i kraft 1. april 2016 med ydelsesmæssige konsekvenser fra 1. oktober 2016. De to hovedelementer i reformen er henholdsvis 225-timersreglen og kontanthjælpsloftet. I det følgende refereres til kontanthjælpsloftet og 225-timersreglen under samlebetegnelsen *Jobreform fase 1*.

3.1 Kontanthjælpsloft

Kontanthjælpsloftet er et loft over, hvor meget personer i kontanthjælpssystemet samlet set kan modtage i en af de tre kontanthjælpsydelse (kontanthjælp, uddannelseshjælp og integrationsydelse) og støtte til betaling af boligudgifter (boligstøtte og særlig støtte). Kontanthjælpsloftet trådte i kraft 1. oktober 2016 og er gældende for alle fra første dag i kontanthjælpssystemet.

Kontanthjælpsloftets størrelse er differentieret efter ydelse, civilstand og forsørgerstatus. Personer, der bor i en bolig anvist som følge af handicap eller nedsat funktionsevne, er ikke omfattet af kontanthjælpsloftet.

Hvis en person modtager kontanthjælpsydelse, boligstøtte og særlig støtte, der overstiger kontanthjælpsloftet, reduceres den del af boligstøtten og den særlige støtte, der overstiger loftet. Ingen får reduceret selve kontanthjælpsydelsen.

For personer på voksensats og forsørgere er afstanden mellem kontanthjælpsloftet og kontanthjælpsydelsen forholdsvis begrænset. For eksempel er kontanthjælpsloft og –ydelse ens for par på voksensats *jf. tabel 1*. Personer på ungesatser og modtagere af integrationsydelse har derimod større afstand mellem kontanthjælpsloft og –ydelse. For enlige uden børn på uddannelseshjælp er afstanden således 3.800 kr. om måneden (opgjort i 2017-satser).

Tabel 1**Kontanthjælpslofter og ydelsessatser for personer i kontanthjælpssystemet, opgjort i 2017-satser**

	Uddannelseshjælp og integrationsydelse		Kontanthjælp under 30 år		Kontanthjælp svarende til voksensats	
	Loft	Sats	Loft	Sats	Loft	Sats
Enlige uden børn	9.910	6.106	10.316	7.182	13.477	11.143
Enlige forsørgere med et barn	14.399	12.211	15.134	14.154	15.439	14.808
Enlige forsørgere med to eller flere børn	14.762	12.211	15.498	14.154	15.803	14.808
Par uden børn	9.202	6.106	9.603	7.182	11.143	11.143
Par med et barn	12.057	8.546	12.643	9.902	14.808	14.808
Par med to eller flere børn	11.894	8.546	12.518	9.902	14.808	14.808

Anm.: Satserne for samlevende/gifte forsørgere på ungesatserne og integrationsydelse er angivet som satserne for forsørgere, der ikke har erhvervet ret til ekstra børnetilskud. Der findes yderligere kategorier for kontanthjælpsmodtagere under 30 end vist her. Kontanthjælpslofterne for integrationsydelsesmodtagere er ikke vist for ægtefæller, hvor en af ægtefællerne ikke opfylder 225-timerskravet. Kontanthjælpssatser og lofter for integrationsydelse gælder frem til 1. juli 2018, hvor sats og ydelse sættes ned.

Kilde: Beskæftigelsesministeriet.

Personer i kontanthjælpssystemet kan øge deres frirum til boligstøtte og særlig støtte ved at arbejde. Hvis en person arbejder en uge i en given måned, modregnes dennes uges arbejdsindkomst (delvist) i kontanthjælpsydelsen for måneden. Det betyder, at summen af kontanthjælpsydelse i måneden reduceres, mens kontanthjælpsloftet er uændret. Det giver mere plads til støtte til betaling af boligudgifter. Sanktioner på grund af 225-timersreglen eller udeblivelse fra aktivering giver dog ikke frirum under loftet, selvom de sænker kontanthjælpsydelsen.

3.2 225-timersreglen

Personer, der har modtaget en kontanthjælpsydelse i et år eller derover inden for tre år, skal som hovedregel dokumentere 225 timers ordinær, udstøttet beskæftigelse inden for de seneste 12 måneder for at bibeholde den fulde kontanthjælpsydelse. Personer i kontanthjælpssystemet med en arbejdsevne, som er begrænset i et omfang, hvor de ikke kan opnå beskæftigelse på det ordinære arbejdsmarked, er dog undtaget denne 225-timersregel¹.

Fuldtidsbeskæftigede i Danmark arbejder til sammenligning omkring 1.924 timer om året. Over et år svarer de 225 timer til en gennemsnitlig ugentlig arbejdstid på

¹ Herudover er følgende grupper undtaget: 1) ugifte, der modtager integrationsydelse, 2) personer, der modtager uddannelseshjælp på SU-niveau, 3) gifte integrationsydelsesmodtagere, hvor ægtefællen modtager en anden offentlig forsørgelsesydelse som folkepension, førtidspension, SU, efterløn, eller ressourceforløbsydelse og 4) ægtepar på integrationsydelse, som har børn og endnu ikke har opnået ret til fuld børne- og ungeydelse.

godt fem timer, når der tages højde for ferie, helligdage mv. Opgjort i fuldtidsarbejde svarer 225 timer til cirka seks uger.

225-timersreglen trådte i kraft 1. april 2016 med ydelsesmæssige konsekvenser fra 1. oktober 2016. Det vil sige, at der kunne optjenes beskæftigelsestimer allerede fra 1. april 2016. Reglen blev indfaset, så arbejdskravet var på 113 timer inden for seks kalendermåneder fra 1. oktober 2016 til 31. marts 2017. Fra 1. april 2017 er arbejdskravet 225 timer inden for de seneste 12 kalendermåneder.

Sanktionen, som følger af ikke at opfylde kravet om arbejdstimer, varierer med civilstand og ydelsesniveau, *jf. tabel 2*.

Tabel 2

Sanktioner som følge af manglende opfyldelse af 225-timersreglen, 2017-niveau

Ydelsesniveau	Ugifte	Gifte
Mindre end voksensatsen i kontanthjælpssystemet (som udgangspunkt personer under 30 år og integrationsydelsesmodtagere)	508 kr. før skat.	Op til 14.575 kr. før skat. Hvis en eller begge personer i ægtefælleskabet ikke opfylder timekravet, reduceres den ene ydelse, så ægteparret tilsammen modtager hjælp svarende til én voksensats.
Voksensatsen	1.016 kr. før skat.	Op til 14.575 kr. før skat. Hvis en eller begge personer i ægtefælleskabet ikke opfylder timekravet, bortfalder den enes hjælp.

Anm.: En ægtefælle som modtager uddannelses- eller kontanthjælp, og hvor ægtefællen modtager en anden offentlig ydelse, som ikke er betinget af, at den pågældende udnytter sine arbejdsmuligheder (folkepension, førtidspension, SU, efterløn eller lignende) eller ressourceforløbsydelse, betragtes som ugift i forhold til 225-timersreglen.

Kilde: Beskæftigelsesministeriet.

Referenceperioden for optjening af beskæftigelsestimer på 12 (eller seks) kalendermåneder kan forlænges, for eksempel med perioder, hvor personen ikke kan arbejde på grund af sygdom, perioder med ret til fravær ved graviditet og barsel eller lignende.

Hvis ydelsesmodtageren ikke opfylder kravet om 225 timers ordinært og ustøttet arbejde, nedsættes eller bortfalder hjælpen afhængigt af, om personen er gift eller ej. En person opnår først ret til fuld hjælp igen, når den pågældende igen opfylder 225-timerskravet. Alle arbejdstimer skal ligge efter det tidspunkt, hvor kontanthjælpen mv. ophørte eller blev nedsat. Personer, hvis hjælp bortfalder, afgår samtidig fra kontanthjælpssystemet.

4. Evaluering af reformen

Jobreform fase 1 har til hensigt at øge tilskyndelsen til at tage et arbejde for personer i kontanthjælpssystemet. Ydelsesreduktioner som følge af kontanthjælpsloftet og 225-timersreglen øger indirekte gevinsten ved at tage et arbejde, fordi forskellen mellem løn og ydelse øges. Det gælder både gevinsten ved at tage et fuldtidsarbejde og helt fravælge ydelsen, men også nogle få timers arbejde under ledighedsforløbet – såkaldte småjob – belønnes. Lønindkomst fra et arbejde på for eksempel 5 timer om ugen øger dels frirummet under loftet og bringer samtidig personen tættere på opfyldelse af 225-timersreglen, så personen undgår en sanktion.

4.1 Delanalyserne

For at følge op på, om Jobreform fase 1 har virket efter hensigterne, undersøges det i delanalyse 1 og 2, i hvilket omfang reformen har medført øget afgang fra kontanthjælpssystemet såvel som flere arbejdstimer under ledighedsforløbet.

Delanalyse 1: Kontanthjælpsloftet

Kontanthjælpsloftet og 225-timersreglen tilskynder personer i kontanthjælpssystemet til beskæftigelse på forskellige måder. Kontanthjælpsloftet er gældende fra første dag på kontanthjælpsydelse, men binder kun, hvis personer modtager tilstrækkelig høj støtte til betaling af boligudgifter. Beskæftigelse inden for måneden kan afhjælpe en reduktion i støtte til betaling af boligudgifter som følge af kontanthjælpsloftet. Derved afhænger reduktionen i den samlede ydelse som følge af kontanthjælpsloftet af arbejdsindkomstens størrelse.

I delanalyse 1 undersøges kontanthjælpsloftets effekt på afgang til beskæftigelse og arbejdstimer under ledighedsforløbet ved at sætte disse i forhold til de ydelsesreduktioner, som personerne i kontanthjælpssystemet forventes at blive berørt af. *Det bemærkes, at analyser baseres på data frem til ultimo 2017 og måler således en kortsigtseffekt.*

Delanalyse 2: 225-timersreglen

225-timersreglen gælder først efter sammenlagt et år på ydelse (hvis personen ikke er undtaget), og arbejdstimer til opfyldelse af kravet kan akkumuleres over en etårig periode. Samtidig er en sanktion som følge af 225-timersreglen ikke variabel i forhold til arbejdstimer eller -indkomst – hvis personen har mindre end 225 arbejdstimer over et år får personen den fulde sanktion, mens arbejdstimer over 225 timer ikke har nogen ekstra effekt, fordi personen fritages for hele sanktionen ved 225 timer.

I delanalyse 2 undersøges det for personer omfattet af 225-timersreglen, om den har medført en øget koncentration af arbejdstimer det seneste år omkring 225 timer.

Tilgang til kontanthjælpssystemet

I tillæg til beskæftigelse for personer i kontanthjælpssystemet undersøges også reformens betydning for *tilgangen* til kontanthjælpssystemet. Der er mange veje ind i kontanthjælpssystemet, for eksempel personer, der bliver ledige og ikke er medlem af en a-kasse; dagpengemodtagere, der opbruger retten til dagpenge, inden de finder arbejde; eller via uddannelsessystemet for ikke-dagpengeforsikrede studerende, der ikke har et job på hånden, når de færdiggør eller afbryder deres uddannelse.

Et kontanthjælpssystem med lavere ydelser kan medføre lavere tilgang, for eksempel fordi den beskæftigede finder job i opsigelsesperioden, dagpengemodtageren søger bredere for ikke at opbruge dagpengeretten, eller fordi den studerende begynder at lede efter en arbejdsplads i god tid, inden de dimitterer.

I en særanalyse undersøges effekten af Jobreform fase 1 på afgang fra dagpengesystemet til beskæftigelse. Denne analyse er ikke baseret på en konkret empirisk effektanalyse, men vurderet på baggrund af beregninger i dagpengemodellen, som blev udviklet i forbindelse med Dagpengekommissionens arbejde.

Det er også undersøgt ved hjælp af deskriptiv statistik, om Jobreform fase 1 kan have mindsket tilgangen til kontanthjælpssystemet for beskæftigede, selvforsørgede og dimittender, men det er der ikke umiddelbart tegn på. Der præsenteres derfor ikke en konkret delanalyse herfor.

Kontanthjælpsloftet i Jobreform fase 1 kan også have medført, at personer i kontanthjælpssystemet er flyttet til en bolig med lavere husleje, idet støtten til betaling af boligudgifter er blevet reduceret. Sådanne effekter er imidlertid ikke undersøgt/medtaget i evalueringen.

4.2 Afgrænsning af evalueringen

Jobreform fase 1 retter sig mod hele kontanthjælpssystemet, herunder integrationsydelsesmodtagere.

Integrationsydelsen er den 1. september 2015 indført for alle nytilkomne personer med ophold i Danmark, Færøerne eller Grønland på mindre end syv år ud af de seneste otte år. Den er herefter udvidet til alle personer i kontanthjælpssyste-

met, der ikke opfylder opholdskravet, 1. juli 2016. Udvidelsen af integrationsydelsen 1. juli 2016 indebærer en betydelig ydelsesreduktion i forhold til de øvrige kontanthjælpsydelse².

Samtidig med udvidelsen af integrationsydelsen er integrationsindsatsen for personer i integrationsprogrammet (nytilkomne med op til fem års ophold i Danmark) gjort mere beskæftigelsesrettet med to- og trepartsaftalerne af marts 2016. Integrationsprogrammet er fokuseret mod virksomhedsrettede indsatser, der er indført en integrationsgrunduddannelse med lønnet praktik og opkvalificering, og kommunerne belønnes med en bonus for hver flygtning, de bringer i beskæftigelse i 2016 og 2017.

Denne gruppe af personer i kontanthjælpssystemet oplever således store ændringer i deres indkomst og den indsats, kommunerne tilbyder, få måneder før, Jobreform fase 1 får ydelsesmæssige konsekvenser 1. oktober 2016. Det vil derfor være vanskeligt at isolere effekterne af Jobreform fase 1 fra effekterne af udvidelsen af integrationsydelsen og fokuseringen af integrationsindsatsen mod beskæftigelse.

På den baggrund er evalueringen af Jobreform fase 1 for så vidt angående delanalyse 1 og 2 afgrænset til personer, der opfylder opholdskravet om mindst syv års ophold i riget de seneste otte år. Det indebærer en frasortering af omkring 20 pct. af personerne i kontanthjælpssystemet. I de to delanalyser henvises der til de resterende grupper af ydelsesmodtagere i kontanthjælpssystemet som kontanthjælpsmodtagere. Denne afgrænsning er ikke foretaget i vurderingen af effekten på afgang fra dagpenge, da det er muligt at isolere effekten af Jobreform fase 1.

² Personer, der før udvidelsen modtog uddannelseshjælp ekskl. aktivitetstillæg, fik ikke nedsat deres kontanthjælpsydelse i forbindelse med overgangen til integrationsydelse.

5. Delanalyse 1: Effekt af kontanthjælpsloftet på afgang til beskæftigelse og småjob

Den første delanalyse undersøger effekterne af kontanthjælpsloftet på afgang til ordinær beskæftigelse og arbejde under ledighedsforløbet for kontanthjælpsmodtagere. I det følgende beskrives grundlaget for analysen og dennes resultater.

5.1 Datagrundlag

Datagrundlaget for analysen af kontanthjælpsloftets effekter på beskæftigelse for kontanthjælpsmodtagere tager udgangspunkt i Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM. Registret indeholder oplysninger om indkomsterstøttende ydelser, såsom kontanthjælp, SU og dagpenge, på ugeniveau for alle personer, der har modtaget en ydelse fra det offentlige siden 1991. Siden 2008 indeholder DREAM også månedlige oplysninger om beskæftigelse baseret på e-Indkomst.

Det er derved muligt at anvende registeret til at identificere overgange mellem ydelser og beskæftigelse, herunder beskæftigelse under ledighedsforløbet³. Desuden indeholder registret en angivelse af ophold i udlandet, som anvendes til at beregne opholdstid.

Udvælgelsen af ledighedsforløb for kontanthjælpsmodtagere på baggrund af DREAM, *jf. boks 1*, suppleres med baggrundskarakteristika, for eksempel familiestatus og uddannelsesniveau, oplysninger om visitationskategori (det vil sige, om ydelsesmodtageren er jobparat eller aktivitetsparat) og udbetaling af særlig støtte og boligstøtte fra en række andre registre fra Danmarks Statistik.

³ Beskæftigelse under ledighedsforløbet korrigeres for støttet beskæftigelse ved at nulstille løntimer i måneder, hvor personen i en given uge i løbet af måneden har været på løntilskud.

Boks 1

Udvælgelse af ledighedsforløb

Definitionen af et ledighedsforløb på kontanthjælpsydelse baserer sig på et tilgangskriterie på syv uger. En person påbegynder således et ledighedsforløb, hvis personen i de foregående syv uger¹⁾ ikke har modtaget nogen former for kontanthjælpsydelse og efterfølgende har minimum fire uger på ydelsen. Der dannes ledighedsforløb på baggrund af tilgangskriteriet tilbage til 1991.

En person afgår fra kontanthjælpssystemet, hvis personen i syv på hinanden følgende uger ikke modtager en kontanthjælpsydelse. En afgang til beskæftigelse er defineret som mindst fire uger med beskæftigelse (ikke nødvendigvis sammenhængende) i løbet af de syv uger uden kontanthjælp²⁾.

Den samme person kan have flere ledighedsforløb inden for en given periode, hvis personen afslutter et kontanthjælpsforløb i perioden og opfylder kravene for at starte et nyt forløb.

- 1) Der vælges et "afbrydelseskriterium" på syv uger i overensstemmelse med lovgivningen. For kontanthjælpsmodtagere gælder det, at et kontanthjælpsforløb er sammenhængende, medmindre det afbrydes af en periode på en kalendermåned uden kontanthjælp. Dermed er syv uger den rette betingelse for at imødekomme det. Se [Styrelsen for Arbejdsmarked og Rekruttering. Bekendtgørelse om en aktiv beskæftigelsesindsats, 2016, kapitel 22, § 149, stk. 4.](#), kapitel 22 § 149 stk. 4.
- 2) En uge uden registreret modtagelse af ydelser kombineret med registreret lønindkomst i måneden antages at afspejle beskæftigelse i ugen.

Der er oplysninger om faktiske ydelsesreduktioner som følge af kontanthjælpsloftet fra Styrelsen for Arbejdsmarked og Rekruttering (STAR) – dog først fra november 2016. Dataene indeholder både registreringer om personens kontanthjælpsudbetaling, udbetaling af boligstøtte og særlig støtte og ydelsesreduktioner som følge af kontanthjælpsloftet. Dataene bruges ikke direkte i analysen, men indgår til validering⁴.

5.2 Design af analyse – relative ydelsesændringer

Det økonomiske incitament til at være i beskæftigelse frem for at modtage overførsler kan udtrykkes ved kompensationsgraden. Den angiver forholdet mellem den overførselsindkomst, en person har ret til som ledig, og den lønindkomst, personen kan oparbejde på arbejdsmarkedet. En analyse af, hvordan de ændrede økonomiske incitamenter som følge af kontanthjælpsloftet påvirker beskæftigelsen for den enkelte kontanthjælpsmodtager, vil således skulle anvende ændringen i kompensationsgraden for kontanthjælpsmodtagere.

Det kan imidlertid vises, at en *relativ* ændring af kompensationsgraden kan udtrykkes direkte ved den relative ændring i overførselsindkomsten, *jf. boks 2*. Da relative ydelsesændringer er lettere at beregne end ændringer i kompensationsgrader, anvender denne analyse den relative ændring af den individuelle boligstøtte

⁴ Dataene benyttes dog til at korrigere udbetalinger af særlig støtte ifølge Danmarks Statistik for ydelsesreduktioner som følge af kontanthjælpsloftet.

og særlig støtte som følge af kontanthjælpsloftet som udtryk for det ændrede økonomiske incitament til at være i beskæftigelse.

Boks 2

Relativ ydelsesændring som mål for ændret kompensationsgrad¹⁾

Det typiske mål for det økonomiske incitament til at være i beskæftigelse relativt til overførsler er kompensationsgraden, dvs. den andel, som ydelsen, b , udgør af arbejdsindkomsten w

$$KG = \frac{\text{overførselsindkomst}}{\text{lønindkomst}} = \frac{b}{w}$$

Lønindkomsten, som den ledige kunne oparbejde på arbejdsmarkedet, er en funktion af erfaring, uddannelse, forventninger mv. for det enkelte individ. Denne ændres ikke af for eksempel Jobreform fase 1. Det kan derfor vises, at en relativ ændring af kompensationsgraden er lig en relativ ændring af ydelsen:

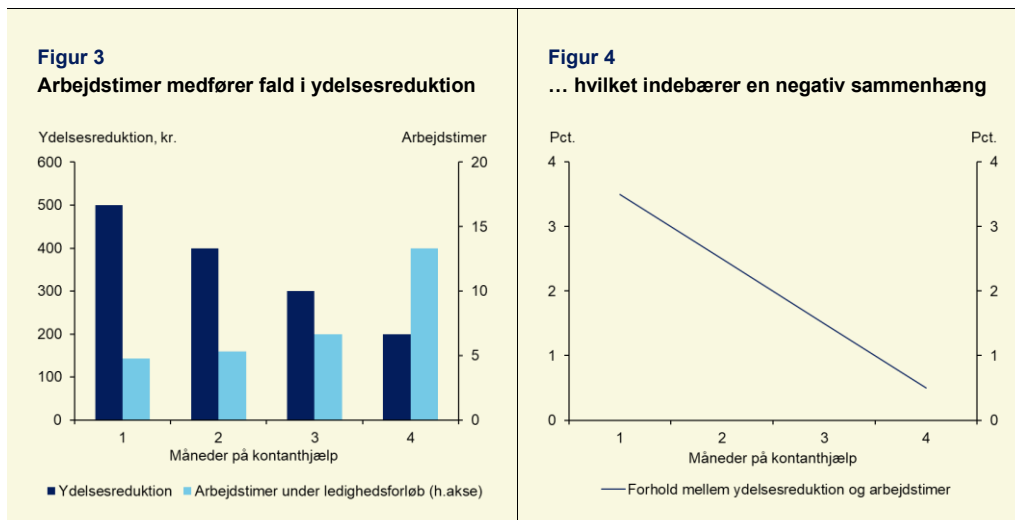
$$\frac{\partial KG}{KG} = \frac{\partial (b/w)}{b/w} = \frac{\partial b/w}{b/w} = \frac{\partial b}{b}$$

På denne baggrund anvendes den relative ydelsesændring som mål for den relative ændring af kompensationsgraden.

- 1) Indholdet af boksen stammer fra boks 3.1 side 27 i Dagpengekommissionens tekniske analyserapport om dagpengemodellen (2015).

Eksogene relative ydelsesændringer

Arbejdstimer inden for måneden øger afstanden mellem kontanthjælpsydelsen og kontanthjælpsloftet. En person, der reagerer på en reduktion af boligstøtte og/eller særlig støtte den første måned på kontanthjælp ved at arbejde nogle få timer den næste måned, vil således øge afstanden mellem ydelse og loft og nedbringe ydelsesreduktionen den næste måned, *jf. figur 3*. Dette medfører en negativ sammenhæng mellem en ydelsesreduktion og beskæftigelsestimer (under ledighedsforløbet) i samme måned ved at forholdet mellem ydelsesreduktion og arbejdstimer falder, *jf. figur 4*.



Anm.: Figurene er illustrationer, og beløb og arbejdstimer afspejler således ikke en faktisk beregning.

Figurene illustrerer et scenarie, hvor de få timers beskæftigelse i den anden måned på kontanthjælpsydelse løbende bringer personen tættere på arbejdsmarkedet, og arbejdstiden øges fra måned til måned. Hvis personen i eksemplet afgår efter den fjerde måned på kontanthjælp, fås i tillæg til den negative sammenhæng mellem ydelsesreduktionen og arbejdstimer under ledighedsforløbet også en negativ sammenhæng mellem ydelsesreduktionen og afgang til beskæftigelse, fordi personen først afgår, når ydelsesreduktionen når sit laveste niveau.

Når beskæftigelse påvirker ydelsesreduktioner på denne måde, er det vanskeligt at bestemme en ydelsesreduktions effekt på beskæftigelsen for en person. Der er derfor behov for at gøre ydelsesreduktionerne eksogene, det vil sige, at de skal gøres uafhængige af beskæftigelsestimerne.

De beregnede relative ydelsesreduktioner (ændrede økonomiske incitament) som følge af kontanthjælpsloftet beregnes således på baggrund af alle observerbare faktorer – eksklusiv beskæftigelse, *jf. boks 3*. Det indebærer, at de bliver udtryk for *potentielle* relative ydelsesreduktioner. De kan således afvige fra de faktiske ydelsesreduktioner, som kontanthjælpsmodtagere oplever, i det omfang modtagerne arbejder under ledighedsforløbet og får modregnet lønindkomsten i kontanthjælpen.

Boks 3**Beregning af potentielle relative ydelsesændringer**

En adfærd ændring tager udgangspunkt i den potentielle relative ydelsesændring efter skat. Ved opgørelse af ydelsesændringen i forhold til de samlede overførselsindkomster skal der derfor tages højde for, at selve kontanthjælpen er skattepligtig, mens boligstøtte og særlig støtte ikke er skattepligtige.

For at tage højde for, hvor meget en månedlig ydelsesreduktion betyder for den enkelte, udtrykkes den relative, bruttoficerede potentielle reduktion r som

$$r = \frac{\max\{(k + b + s - l)/(1 - \tau), 0\}}{k + (b + s)/(1 - \tau)} \quad (1)$$

hvor k er den beregnede kontanthjælpsydelse (eksklusiv modregning for arbejdsindkomst)¹⁾, b er boligstøtte, s er særlig støtte og l er kontanthjælpsloftet. Til bruttoficeringen af den relative ydelsesreduktion anvendes skatteprocenten τ ²⁾.

Det bemærkes, at de beregnede relative ydelsesændringer ikke tager højde for, at beskæftigelse under ledighedsforløbet også kan reducere beløbet for boligstøtte og særlig støtte. Den potentielle samlede ydelse kan derfor være for lav, i det omfang boligstøtte og særlig støtte reduceres som følge af arbejdsindkomst. Det kan medføre, at effekten af kontanthjælpsloftet undervurderes.

De beregnede ydelsesændringer er forholdsvis præcise sammenlignet med de faktiske udbetalinger, jf. afsnit 9.1. En del af afvigelserne kan henføres til modregning af arbejdsindkomst, som per design ikke indgår i beregningen af de potentielle relative ydelsesændringer.

- 1) Beregningen baserer sig på oplysninger om alder, opholdstid, uddannelsesniveau, familiestatus, forsørgerstatus og visitationskategori.
- 2) Marginalskatten for kontanthjælpsmodtagerne ligger på omkring 37 pct. Da nogle personer kan miste hele ydelsen ved en sanktion som følge af 225-timersreglen og som følge af personlige fradrag, vil de have en gennemsnitsskat, som er betydeligt lavere. Bruttoficeringen beregnet med en skattesats på $\tau=35$ pct.

5.3 Analyseperiode og estimationsmetode

De relative potentielle ydelsesændringer skitseret i forrige afsnit beregnes for alle kontanthjælpsmodtagere hver måned i perioden 2015-2017⁵. I perioden efter reformen trådte i kraft (oktober 2016 til december 2017) er de potentielle ydelsesreduktioner udtryk for den konkrete ændring i indkomst, som personer i kontanthjælpssystemet har risikeret at opleve i fravær af arbejde ved siden af ydelsen. I perioden før reformen er de potentielle ydelsesreduktioner ikke kædet sammen med en faktisk (risiko for) ændring i indkomsten, fordi reformen ikke var trådt i kraft på daværende tidspunkt.

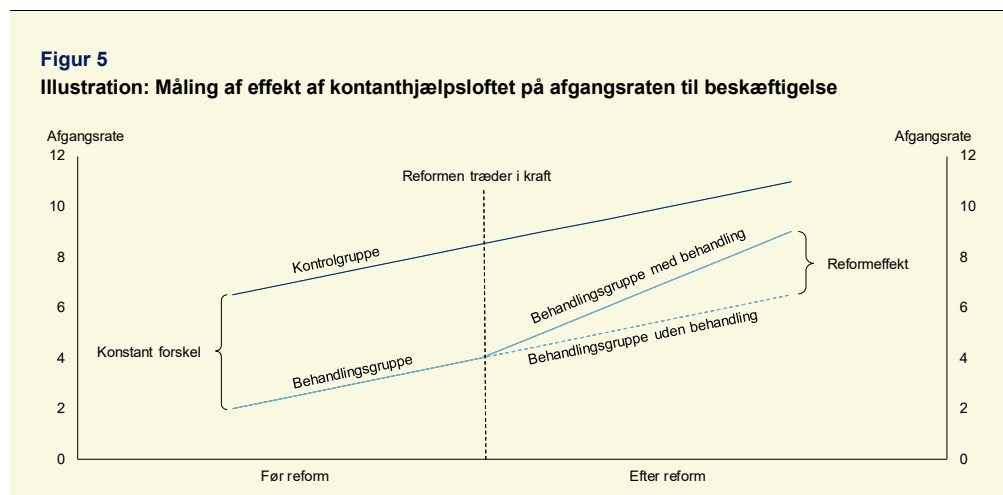
I stedet er ydelsesændringerne med til at inddele kontanthjælpsmodtagerne i to grupper: Personer, der modtager tilstrækkelig boligstøtte og særlig støtte til at den samlede ydelse overstiger kontanthjælpsloftet, hvis det havde eksisteret, og

⁵ Afgrænsningen af analyseperioden til fem kvartaler, efter reformen er indført, medfører, at analysenperioden er forholdsvis kort. De estimerede effekter af kontanthjælpsloftet vil derfor være udtryk for kortsigtede effekter.

personer, der ikke gør⁶. Denne inddeling betyder, at vi kan observere og sammenligne de to gruppers adfærd både før og efter, at de potentielle ydelsesreduktioner bliver faktiske.

Konkret kan effekten af kontanthjælpsloftet på for eksempel afgang til beskæftigelse måles ved at sammenligne udviklingen i sandsynligheden for afgang fra kontanthjælp til beskæftigelse for de to grupper. Udviklingen i afgangsraten til beskæftigelse for gruppen, der tildeles en ydelsesreduktion både før og efter reformen (behandlingsgruppen)⁷, er alene en tidseffekt – vi kan således ikke isolere effekten af de potentielle ydelsesreduktioner fra udviklingen i konjunkturerne.

Men fratrækkes udviklingen i afgangsraterne for gruppen, der ikke tildeles ydelsesreduktioner både før og efter reformen (kontrolgruppen), kan reformeffekten isoleres fra tidseffekten illustreret ved forskellen mellem den solide og den stiplede lyseblå linje i figur 5⁸.



Anm.: Figuren afspejler et illustrativt eksempel og er således ikke udtryk for en konkret beregning af reformeffekten.

En måling af effekten af kontanthjælpsloftet ved denne metode hviler på antagelsen om, at behandlingsgruppens afgangsrater havde udviklet sig på samme måde som kontrolgruppens i fravær af Jobreform fase 1 (identifikationsantagelsen).

⁶ Det bemærkes, at personer kan skifte mellem kontrol- og behandlingsgruppen, alt afhængig af om de tildeles en ydelsesreduktion eller ej. Hvis en person for eksempel går fra at modtage boligstøtte i den ene måned, så de samlede overførsler overstiger kontanthjælpsloftet, og der følger en ydelsesreduktion, til at frasige sig retten til boligstøtte i den næste måned, vil personen skifte fra behandlingsgruppen til kontrolgruppen fra den ene måned til den næste. På samme vis kan personen skifte relativ position inden for behandlingsgruppen, hvis ydelsesreduktionen stiger eller falder som følge af en ændring i for eksempel boligstøtte eller særlig støtte.

⁷ I praksis består denne gruppe af en lang række undergrupper for hvert niveau af den relative ydelsesændring. Målingen af effekten af kontanthjælpsloftet på beskæftigelse udnytter således variation i adfærden for de forskellige behandlings(under)grupper, der tildeles ydelsesreduktioner af forskellig størrelse, og kontrolgruppens adfærd.

⁸ Denne metode er kendt under navnet "difference-in-differences", jf. Angrist og Pischke (2009).

Denne antagelse kan ikke formelt testes, fordi vi ikke kan observere den kontra-faktiske udvikling, det vil sige behandlingsgruppens adfærd, hvis de ikke var blevet behandlet. Det er dog muligt at sammenholde udviklingen i for eksempel afgangsraterne for de to grupper over tid, før reformen trådte i kraft. Hvis forskellen mellem afgangsraterne for de to grupper er konstant, er det en indikation på, at antagelsen er opfyldt.

I praksis måles effekten af kontanthjælpsloftet på beskæftigelse (for eksempel afgangsraten til beskæftigelse) ved at estimere den samme model for hvert kvartal i perioden 2015-2017⁹. Når modellen estimeres for hvert kvartal for sig, kontrolleres der implicit for konjunkturer og sæsonudsving. Det skyldes, at alle personer i hver estimation er udsat for omtrent samme konjunktur- og sæsonforhold over kvartalet. Forskelle i personernes adfærd, som vi forsøger at henføre til ydelsesreduktioner, kan således ikke tilskrives, at nogle er udsat for eksempel mere gunstige konjunkturer. Estimationen er beskrevet i *boks 4*.

⁹ Modellen estimeres også for hver måned for sig for at belyse eventuelle udsving i effekterne, men resultaterne baseres på estimationerne på kvartalsniveau.

Boks 4**Estimation af effekten af kontanthjælpsloftet på beskæftigelse for kontanthjælpsmodtagere**

Der estimeres en model for hvert kvartal t . I modellen indgår personer i for hver måned m , de optræder i data, det vil sige op til tre gange. Den konkrete specifikation af modellen afhænger af den afhængige variabel y : Til estimationer af sandsynligheden for at afgå til beskæftigelse henholdsvis for at have et småjob benyttes en ikke-lineær model for todelte valg – det vil sige valg med to udfald, for eksempel at afgå eller ikke at afgå til beskæftigelse – (konkret en probit-model)¹⁾, mens der benyttes en lineær model til estimation med timer i småjob. Probit-modellen fremgår af ligning (2), mens den lineære model fremgår af ligning (3).

$$P(y_{im} = 1 | \mathbf{Z}_{im}) = \Phi(\alpha + \beta_1 r_{im} + \beta_2 l_{im} + \beta_3 X_i), \quad \text{hvor } \mathbf{Z}_{im} = r_{im}, l_{im}, X_i \quad (2)$$

$$y_{im} = \alpha + \beta_1 r_{im} + \beta_2 l_{im} + \beta_3 X_i \quad (3)$$

I modellen i ligning (2) antages det, at den betingede sandsynlighed for at afgå til beskæftigelse henholdsvis for at have et småjob i en given måned m , ($y_{im} = 1 | \mathbf{Z}_{im}$), følger en standard normalfordeling, $\Phi(\cdot)$. I begge ligninger ovenfor er α et konstantled, r_{im} en kontinuert variabel for den potentielle relative ydelsesreduktion²⁾, l_{im} ancienniteten på kontanthjælpsydelse opdelt i intervaller og X_i en række observerbare karakteristika såsom uddannelse, der kan variere på kvartalsniveau³⁾. β_1 (den centrale parameter) måler effekten på y af en ydelsesreduktion i måneden på 100 pct. I den lineære model kan dette umiddelbart omsættes til den marginale effekt på arbejdstimer under ledighedsforløbet. I modellerne for todelte valg kan β_1 ikke uden videre fortolkes på samme vis, men kan ved hjælp af en transformation fortolkes som den marginale effekt på en gennemsnitsperson i kontanthjælpssystemet.

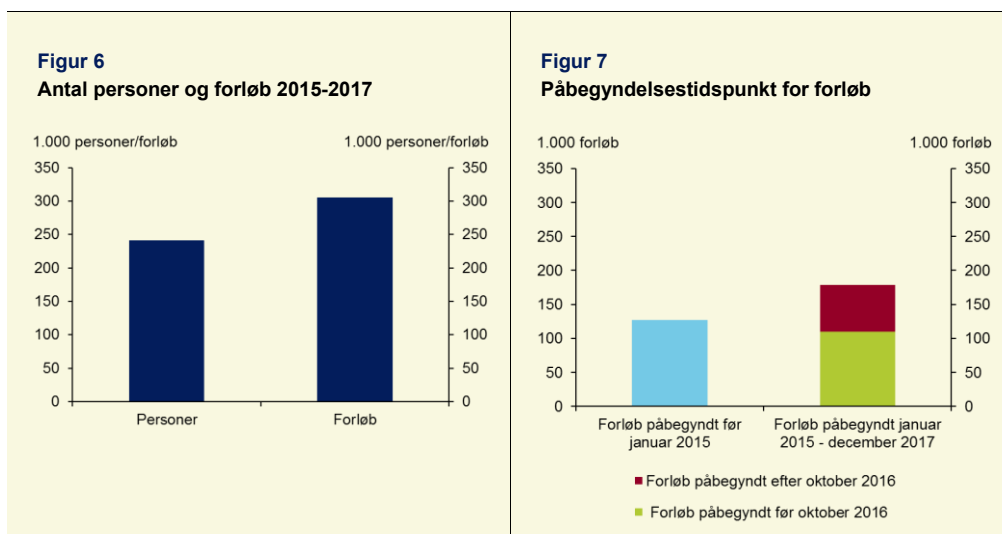
For hver estimation af modellen fås et parameterestimat for effekten af en ydelsesreduktion, $\hat{\beta}_{1,t}$, som kan sammenholdes over kvartaler. Et skift i niveauet af parameterestimerne anvendes til at identificere tidspunktet for, hvornår reformen har effekt, t_R . Herefter kan den marginale effekt af kontanthjælpsloftet opgjort i for eksempel afgangsrater beregnes ved at fratrække den gennemsnitlige værdi af parameterestimerne for kvartalerne, før reformen får effekt, $\hat{\beta}_{1,t < t_R} = \sum_{t=1}^{t_R-1} \hat{\beta}_{1,t} / (t_R - 1)$, fra parameterestimerne efter, $\hat{\beta}_{1,t \geq t_R}$. Samtidig kan værdierne af $\hat{\beta}_{1,t}$ anvendes til at undersøge, om identifikationsantagelsen lader til at være opfyldt: Hvis værdien af $\hat{\beta}_{1,t < t_R}$ er omtrent konstant i hele perioden før reformen får effekt, indikerer det, at forskellen mellem behandlings- og kontrolgruppen er konstant, hvormed udviklingen i for eksempel afgangsraten for kontrolgruppen kan benyttes som kontrafaktisk udvikling i behandlingsgruppens afgangsrate.

- 1) Resultaterne er forholdsvis robuste over for valg estimationsmetode, jf. afsnit 9.4. Størrelsesordenen på resultaterne fra probit-estimationer ligger mellem resultater fra estimationer af en lineær model (som giver de største resultater) henholdsvis estimationer af logistiske modeller (som giver de mindste resultater).
- 2) Denne specifikation indebærer, at ydelsesreduktioner i tidligere eller efterfølgende måneder ikke anvendes til at måle ydelsesreduktioners effekt på y i en given måned. Effekten måles således kun ud fra ydelsesreduktionen i den pågældende måned. I det omfang, at der er stor sammenhæng mellem ydelsesreduktioner for den enkelte over tid, måles effekten af tidligere reduktioner dog implicit.
- 3) Udover uddannelse kontrolleres for køn, herkomst, og hvilken landsdel personen har bopæl i. I estimationerne af kontanthjælpsloftets effekt på arbejdstimer under ledighedsforløbet kontrolleres i øvrigt for, om arbejdstimerne falder i den første eller sidste måned af forløbet for at tage højde for, at disse muligvis kan henføres til beskæftigelse uden for ledighedsforløbet. Hertil kommer, at der implicit kontrolleres for alder, civilstand, antal børn og visitationskategori, da variabelen for ydelsesreduktioner, r_i , er bestemt ud fra disse faktorer. Tilførelsen af kontrolvariable til estimationen har en vis betydning for resultaternes størrelse for så vidt angående arbejde under ledighedsforløbet, jf. afsnit 9.4. Resultaterne i evalueringen baserer sig derfor på estimationer inklusiv kontrolvariable.

De estimerede effekter af kontanthjælpsloftet på henholdsvis afgang til beskæftigelse og arbejdstimer under ledighedsforløbet kan opgøres som en helårsvirkning udtrykt ved fuldtidspersoner. Metoden til denne opregning af de estimerede effekter af beskrevet i afsnit 9.2.

5.4 Beskrivende statistik om kontanthjælpsmodtagerne

Datagrundlaget for analysen indeholder oplysninger om ledighedsforløb for personer i kontanthjælpssystemet fra januar 2015 til december 2017 (analyseperioden). Der er samlet set godt 240.000 personer, der modtager kontanthjælp, *jf. figur 6*. Hver af disse personer kan have flere ledighedsforløb i perioden. Der er i alt omtrent 305.000 ledighedsforløb, svarende til at hver fjerde ydelsesmodtager i kontanthjælpssystemet har to ledighedsforløb.

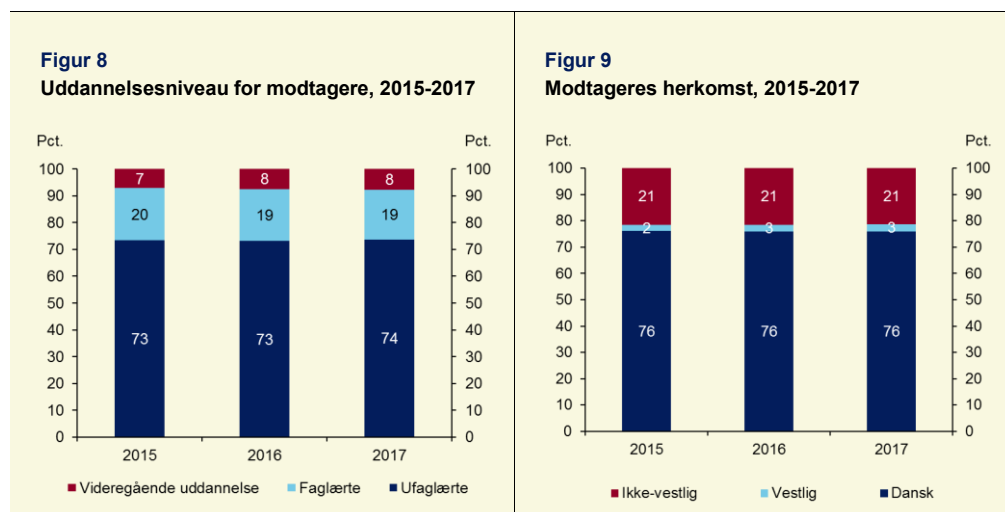


Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, registre fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

Ledighedsforløbene kan være påbegyndt både før og i analyseperioden. Således er omtrent 40 pct. af forløbene påbegyndt før første januar 2015, mens de resterende 60 pct. er påbegyndt mellem januar 2015 og december 2017, *jf. figur 7*. Af de forløb, der påbegyndes i analyseperioden, er 60 pct. påbegyndt før Jobreform fase 1 træder i kraft oktober 2016.

Sammensætningen af kontanthjælpsmodtagere (ekskl. integrationsydelsesmodtagere) er omtrent uændret henover analyseperioden. Kun $\frac{1}{4}$ af ydelsesmodtagerne har en erhvervskompetencegivende uddannelse, det vil sige, at de er enten faglærte eller har en videregående uddannelse, *jf. figur 8*. Størstedelen af modtagerne har dansk herkomst, og personer med ikke-dansk herkomst har typisk ikke-vestlig oprindelse, *jf. figur 9*. Sammenlignet med, at andelen af personer med ikke-vestlig herkomst udgør 10-11 pct. af hele befolkningen af 18-64-årige, er gruppen dog overrepræsenteret i kontanthjælpssystemet¹⁰.

¹⁰ Befolkningen mellem 18 og 64 år er opgjort på baggrund af tal fra Danmarks Statistiks statistikbank, tabel FOLK2.



Anm.: Personer er vægtet med, hvor lange deres ledighedsforløb er. En person, der er ledig i hele 2015, vægtes således højere i opgørelsen, end en person, der er ledig i halvdelen 2015. Personer med uoplyst uddannelse (færre end fem pct.) fremgår af kategorien ufaglærte. Videregående uddannelse indeholder korte, mellemlange og lange videregående uddannelser, bacheloruddannelser, samt ph.d. og forskeruddannelser. Figur 9 skal ses i lyset af, at analysen er baseret på kontanthjælp eksklusiv integrationsydelse.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, registre fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

Kontanthjælpsloft

I boks 3 beskrives, hvordan de potentielle relative ydelsesændringer beregnes på baggrund af blandt andet beregnede kontanthjælpsydelse. Disse beregnede ydelser er afgørende for niveauet af kontanthjælpsloftet. Tabel 3 viser, at størstedelen af de beregnede ydelsesudbetalinger i analyseperioden – godt 73 pct. – går til personer, der modtager voksensatsen i kontanthjælpssystemet. Af denne gruppe udgør enlige uden børn omtrent halvdelen.

Tabel 3
Andel af beregnede månedlige udbetalinger fordelt på lofttyper, 2015-2017

	Uddannelseshjælp	Kontanthjælp for personer under 30 år	Voksensats	Sum
Enlige uden børn	6	7	38	52
Enlige forsørgere med et barn	1	0	7	8
Enlige forsørgere med to eller flere børn	0	0	6	7
Par uden børn	8	1	8	17
Par med et barn	1	0	10	11
Par med to eller flere børn	1	0	5	6
Sum	18	9	73	100

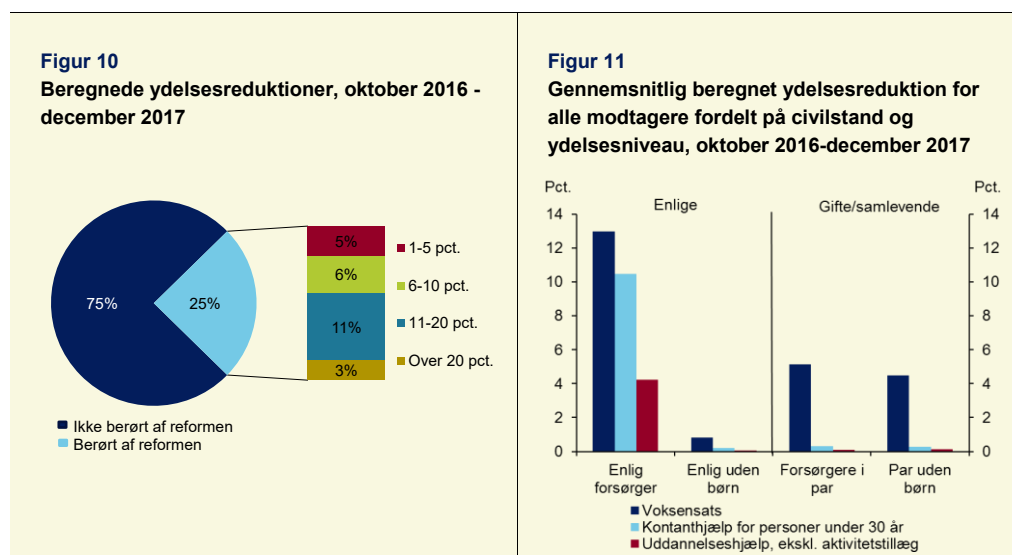
Anm.: Personer på kontanthjælp over 30 år, og personer under 30 år, der modtager aktivitetstillæg, får en samlet kontanthjælpsudbetaling svarende til voksensats.

Grundet afrundinger kan den angivne sum afvige fra summen af de enkelte celler.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, registre fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

Kontanthjælpsloftet berører ikke alle ydelsesmodtagere i kontanthjælpssystemet ens. Hvem der oplever de største ydelsesreduktioner som følge af kontanthjælpsloftet er i høj grad sammenfaldende med, hvem der har mindst luft under loftet, *jf. afsnit 3.1*.

Der forekommer en ydelsesreduktion i forbindelse med 25 pct. af de månedlige udbetalinger af kontanthjælpsydelse til modtagere i data, i perioden oktober 2016 til december 2017, *jf. figur 10*. Det vil sige, at i en gennemsnitlig måned tildeles 25 pct. af kontanthjælpsmodtagerne en ydelsesreduktion. Det svarer til cirka 28.300 fuldtidspersoner i hele 2017. Den gennemsnitlige ydelsesreduktion udgør knap 1.500 kr. (opgjort i 2019-niveau) svarende til en relativ ydelsesreduktion på cirka 12 pct.



Anm.: Personer får en beregnet voksensats i data, hvis de er over 30 år eller får tildelt aktivitetstillæg.
Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, registre fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

Personer, der modtager voksensats (svarende til kontanthjælp for personer over 30 år), oplever i gennemsnit større ydelsesreduktioner end yngre modtagere uden aktivitetstillæg på tværs af civilstand i perioden oktober 2016 til december 2017, *jf. figur 11*. Målt over alle måneder i perioden (både med og uden ydelsesreduktioner) oplever gruppen en gennemsnitlig månedlig ydelsesreduktion på mellem 1 og 13 pct. Til sammenligning skønnes en gennemsnitlig ydelsesreduktion på mellem cirka 10 og 35 pct. for dagpengemodtagere, der opbruger retten til dagpenge. Ydelsesnedgangen for dagpengemodtagere sker imidlertid typisk fra et højere niveau. Gennemsnittet er målt over personer med forskellige dagpengesatser og med/uden ret til kontanthjælp, mens spredningen fra 10-35 pct. kan henføres til, hvornår personerne er indplaceret i dagpengesystemet¹¹.

¹¹ Tallene fremgår af Dagpengekommissionen (2015), figur 3.4 og 3.5.

På tværs af kontanthjælpssatser er enlige forsørgere den gruppe, der berøres mest af ydelsesreduktioner. Således oplever enlige forsørgere på kontanthjælp for personer under 30 år større ydelsesreduktioner end personer i par på voksensats – det gælder både par med og uden børn.

Fordelingen af, hvem der oplever ydelsesreduktioner, betyder, at bidrag til en estimeret effekt af kontanthjælpsloftet opgjort i fuldtidspersoner primært vil komme fra enlige forsørgere og personer på voksensats, *jf. afsnit 9.2*.

Beskæftigelse

Formålet med Jobreform fase 1 er at styrke tilskyndelsen til beskæftigelse for ydelsesmodtagere i kontanthjælpssystemet. Den økonomiske gevinst ved at gå fra ydelse til ordinær beskæftigelse er således øget med reformen. Reformen har ligeledes øget gevinsten ved beskæftigelse under ledighedsforløbet, såkaldte ”småjob”.

Forud for estimation af effekter er det relevant at undersøge om data umiddelbart viser indikationer på effekter af Jobreform fase 1. Data kan desuden give et indtryk af, hvor ofte og hvor hurtigt personer afgår fra kontanthjælpssystemet generelt ved hjælp af afgangsrater, *jf. boks 5*, samt omfanget af arbejde under ledighedsforløbet.

Boks 5

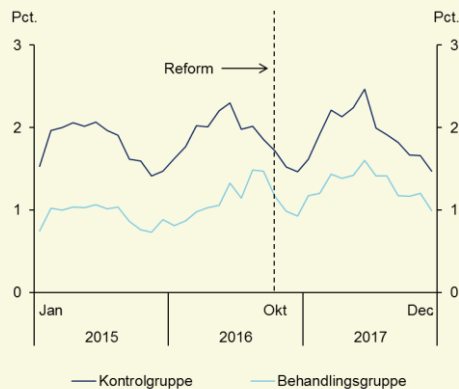
Afgangsrater til beskæftigelse

Afgang fra kontanthjælp til ordinær beskæftigelse kan illustreres i form af afgangsrater. Raterne viser, hvor mange afgang fra kontanthjælpssystemet til ordinær beskæftigelse, der er på et givet tidspunkt, i forhold til hvor mange personer der potentielt kunne afgå på dette tidspunkt.

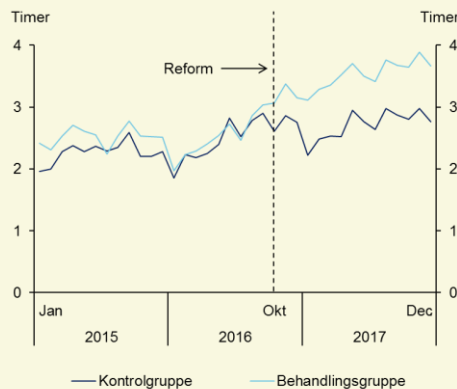
Afgangsraterne kan opgøres på et bestemt kalendertidspunkt eller på et givent tidspunkt i kontanthjælpsforløbet. For eksempel viser afgangsraten i januar 2017, hvor mange afgang til ordinær beskæftigelse, der er ultimo måneden, i forhold til hvor mange personer der modtog en kontanthjælpsydelse i samme måned.

En opgørelse over tid peger på, at afgang fra kontanthjælp til beskæftigelse er drevet af sæson, illustreret via de ”pukkel-formede” afgangsrater, *jf. figur 12*. Der er således en tendens til flere afgang til beskæftigelse i midten af året, mens der er forholdsvis færre afgang i efterårs- og vintermånederne.

Figur 12
Afgang til beskæftigelse, 2015-2017



Figur 13
Månedlige arbejdstimer i småjob for alle ydelsesmodtagere, 2015-2017



Anm.: Figurene er baseret på rådata og tager således ikke højde for andre forskelle mellem grupperne, end om de bliver berørt af reformen eller ej.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, registre fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

Afgangsraterne for behandlingsgruppen på i gennemsnit en pct. ligger markant under kontrolgruppens på knap to pct. Der er en svag stigning i det gennemsnitlige niveau for afgangsraterne over perioden for både kontrolgruppen, der ikke oplever en ydelsesreduktion, og behandlingsgruppen, der gør. Stigningen er dog umiddelbart størst for behandlingsgruppen, og den er med til at mindske forskellen mellem de to gruppers gennemsnitlige årlige afgangsrater med godt 0,2 procentpoint fra 2015 til 2017.

Stigningen i afgangsraterne for behandlingsgruppen kan være en indikation på, at Jobreform fase 1 har haft en effekt på overgangen til ordinær beskæftigelse. Stigningen kan dog også skyldes forbedrede konjunkturer og ændringer i sammensætningen af persongruppen i kontanthjælpssystemet¹². Dette tages der nærmere højde for i selve målingen af effekten reformen, *jf. afsnit 5.5*.

Det månedlige antal arbejdstimer under ledighedsforløbet udgør i gennemsnit ca. 2½ timer over perioden for kontrol- og behandlingsgruppen, *jf. figur 13*. Tallet dækker over en betydelig stigning for behandlingsgruppen fra primo 2016, som kan indikere en effekt af Jobreform fase 1. Det er vanskeligt at afgøre, i hvilket omfang stigningen i første halvår 2016 kan henføres til sæson eller en mere generel trend, for eksempel som følge af annonceringen af reformen omkring årsskiftet. Arbejdstimer under ledighedsforløbet udviser dog ikke samme grad af sæsonudsving som afgang til beskæftigelse.

¹² Gennemgangen af sammensætningen af ydelsesmodtagerne i kontanthjælpssystemet beskrevet i ovenstående afsnit indikerer ikke umiddelbart, at sammensætningen af ydelsesmodtagerne har ændret sig væsentligt over tid.

Der er også en stigning i arbejdstimer under ledighedsforløbet for kontrolgruppen, men den er svagere end for behandlingsgruppen. Dette er med til at underbygge, at stigningen i arbejdstimer for behandlingsgruppen muligvis kan tilskrives reformen.

Yderligere beskrivende statistik vedrørende småjob og unges beskæftigelse er præsenteret i afsnit 9.3.

5.5 Resultater

Effekterne af kontanthjælpsloftet på beskæftigelsen for kontanthjælpsmodtagere kan manifestere sig gennem øget afgang til ordinær beskæftigelse og øget beskæftigelse under ledighedsforløbet. Ifølge delanalyse 1 udgør den samlede effekt af kontanthjælpsloftet på afgang fra kontanthjælp til beskæftigelse samt arbejdstimer under ledighedsforløbet 310 fuldtidspersoner i 2017, *jf. tabel 4*. Forudsat, at reformen har samme effekt på den strukturelle bestand af kontanthjælpsmodtagere i 2025, er effekten 350 fuldtidspersoner, fordi det strukturelle niveau for antallet af kontanthjælpsmodtagere er lidt højere end niveauet i 2017. Usikkerheden i estimationerne indebærer, at effekten kan ligge mellem 280 og 430 fuldtidspersoner.

Tabel 4
Effekter af kontanthjælpsloftet

Fuldtidspersoner	Lav	Middel	Høj
Afgang til beskæftigelse			
2017	170	220	270
Strukturelt	200	250	310
Småjob			
2017	70	90	110
Strukturelt	80	100	120
I alt			
2017	240	310	380
Strukturelt	280	350	430

Anm.: Kolonnen ”Middel” afspejler punktestimatet for effekten. ”Lav” og ”Høj” afspejler den statistiske usikkerhed af effekterne af kontanthjælpsloftet målt ved nedre og øvre grænse for konfidensintervaller med et 95 pct. signifikansniveau. Usikkerheden er beregnet ved hjælp af parametrisk bootstrap, *jf. afsnit 9.2*. Det strukturelle niveau baserer sig på det strukturelle antal kontanthjælps- og uddannelseshjælpsmodtagere i 2025 ifølge en særkørsel på baggrund af Opdateret 2025-forløb: Grundlag for udgiftslofter 2022 (Finansministeriet, 2018). Det er forudsat, at cirka 25 pct. af bestanden i 2025 vil opleve en ydelsesreduktion, *jf. figur 10*. Tallene i tabellen er afrundet til nærmeste 10 fuldtidspersoner.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, registre fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

Kontanthjælpsloftet har medført, at knap 2.000 kontanthjælpsmodtagere har øget omfanget af arbejdstimer i 2017 med en time mere om måneden i løbet af deres ledighedsforløb svarende til en stigning på ca. 40 pct.

Resultaterne er dog udtryk for effekterne af kontanthjælpsloftet på kort sigt. Der kan således være en periode for indfasning af effekterne, dels i takt med at personer i kontanthjælpssystemet vænner sig til, hvad reformen indebærer, og hvordan de undgår ydelsesændringer, dels i takt med at alle personer i kontanthjælpssystemet har været omfattet af reformen fra dag ét af deres ledighedsforløb. Det indebærer, at effekterne kan være større på længere sigt, for eksempel hvis personer reagerer kraftigere på kontanthjælpsloftet i starten af deres ledighedsforløb.

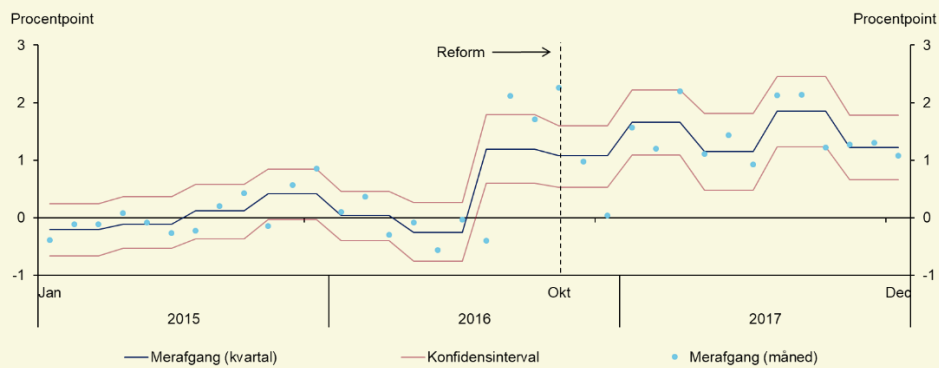
I det følgende gennemgås effekterne af kontanthjælpsloftet på afgang til ordinær beskæftigelse og beskæftigelse under ledighedsforløbet.

Afgang fra kontanthjælpssystemet til ordinær beskæftigelse

Til at evaluere effekterne af kontanthjælpsloftet på afgang til ordinær beskæftigelse estimeres modellen i ligning (2), hvor y er en indikator for, om personen afgår til beskæftigelse ultimo perioden eller ej, *jf. boks 4*. Estimationen skal således ses i forlængelse af beskrivelsen af udviklingen i afgangsrater i afsnit 5.4. I estimationen henføres udviklingen i afgangsraten til beskæftigelse til en række faktorer, herunder ydelsesreduktioner som følge af kontanthjælpsloftet, der gør det muligt at måle reformeffekten.

Estimationens resultater kan omsættes til en *marginal* effekt på afgang til beskæftigelse af ydelsesreduktioner som følge af kontanthjælpsloftet. Med andre ord hvor meget en kontanthjælpsmodtager reagerer, når personen står over for en reduktion i ydelsen. For resultaterne fra estimationen af ligning (2) opgøres den marginale effekt for en gennemsnitlig kontanthjælpsmodtager, hvad angår uddannelse mv. I figur 14 er de marginale effekter opgjort for en ydelsesreduktion på 100 pct., det vil sige et tab af hele ydelsen, på afgang til beskæftigelse målt i procentpoint i perioden 2015-2017. Figuren viser således effekten af kontanthjælpsloftet på den månedlige *merafgang* til beskæftigelse.

Figur 14
Marginale effekter af kontanthjælpsloft på merafgang til beskæftigelse, 2015-2017



Anm.: Den gennemsnitlige marginale effekt, før reformen får virkning, er normaliseret til 0, så de marginale effekter kan fortolkes som en månedlig *merafgang* til beskæftigelse målt i procentpoint. Reformen er vurderet at få virkning på afgang til beskæftigelse fra kvartalet før ikrafttrædelsestidspunktet.

Konfidensintervallerne knytter sig til de marginale effekter på kvartalsniveau. Standardfejlene, der benyttes til at danne konfidensintervallerne, er beregnet ved hjælp af parametrisk bootstrap (se afsnit 9.2).

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, registre fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

Skiftet i merafgangen fra tredje kvartal 2016 tyder på, at reformen har virkning allerede herfra. Selvom behandlingsgruppen først oplever en ydelsesreduktion i fjerde kvartal 2016, er der således tegn på, at forventningen om denne får behandlingsgruppen til at øge sin afgang til beskæftigelse.

I perioden, før reformen har virkning, bliver hverken kontrol- eller behandlingsgruppen berørt af kontanthjælpsloftet. Der er således kun en udsigt til en ydelsesreduktion ude i fremtiden. Hvis analysen skal måle effekten af kontanthjælpsloftet, skal merafgangen til beskæftigelse som følge af ydelsesreduktioner i perioden, før tredje kvartal 2016, derfor ligge stabilt omkring gennemsnittet uden større udsving. I figuren er gennemsnittet normaliseret til nul¹³. Den viser, at fra første kvartal 2015 til andet kvartal 2016 er nul indeholdt i konfidensintervallerne (de røde linjer i figur 14). Det vil sige, at ingen af fluktuationerne er så store, at de bliver signifikant forskellige fra nul. Det indikerer, at identifikationsantagelsen ikke er brudt, *jf. afsnit 5.3*.

Effekten af kontanthjælpsloftet kan tolkes som signifikant, da den øvre grænse af konfidensintervallet (øverste røde linje figuren) før reformens ikrafttrædelse

¹³ Med undtagelse af perioden lige omkring ikrafttrædelsen af reformen fluktuerer merafgangen målt på månedsniveau (lyseblå prikker i figuren) generelt tæt om merafgangen målt på kvartalsniveau (mørkeblå linje). De kvartalsvise effekter i figuren dækker derfor ikke over væsentlige månedlige udsving i effekten af kontanthjælpsloftet, som kunne invalidere identifikationen af effekterne.

overvejende (det vil sige i gennemsnit) ligger under den nedre grænse af konfidensintervallet (nederste røde linje i figuren) efter reformens ikrafttrædelse¹⁴.

Merafgangen er signifikant fra tredje kvartal 2016, kvartalet før reformen træder i kraft, og øges gradvist over tid. I 2017 når effekten et niveau, som svarer til merafgang på mellem 0,9 og 2,0 procentpoint ved en ydelsesreduktion på 100 pct. Den gennemsnitlige ydelsesreduktion for personer, der berøres af kontanthjælpsloftet, udgør 12 pct., hvilket betyder, at kontanthjælpsloftet i praksis indebærer en merafgang på 0,1 til 0,2 procentpoint.

Merafgangen kan omregnes til en effekt opgjort i fuldtidspersoner, *jf. afsnit 9.2*. Omregnet svarer merafgangen i 2017 således til ca. 170 til 270 fuldtidspersoner. Det betyder, at der i fravær af reformen havde været 220 fuldtidspersoner flere i kontanthjælpssystemet frem for i ordinær beskæftigelse (målt som middeleffekten i tabel 4). Opgjort i strukturelt niveau har kontanthjælpsloftet reduceret antallet af kontanthjælpsmodtagere og øget beskæftigelsen med 250 fuldtidspersoner.

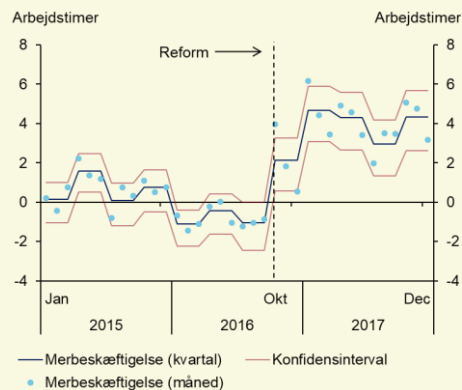
Beskæftigelse under ledighedsforløbet (småjob)

Kontanthjælpsloftets effekt på småjob undersøges for to forskellige mål: (1) antallet af arbejdstimer under ledighedsforløbet og (2) sandsynligheden for, at en person i kontanthjælpssystemet har et småjob. Figur 15 og figur 16 svarer til figur 14 ovenfor, hvor ligning (2) og (3) er estimeret for de to forskellige mål for beskæftigelse i småjob.

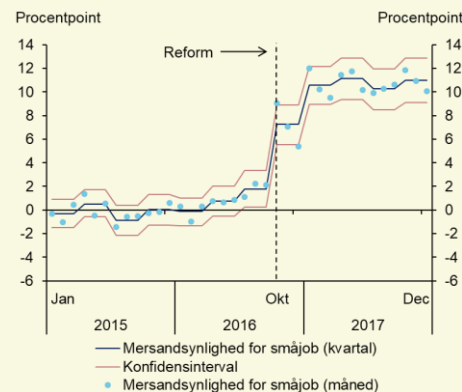
¹⁴ Dette er en tilstrækkelig betingelse for, at effekten er signifikant.

Figur 15

Marginale effekter af kontanthjælpsloftet på merbeskæftigelse under ledighedsforløbet, 2015-2017

**Figur 16**

Marginale effekter af kontanthjælpsloftet på mersandsynlighed for småjob, 2015-2017



Anm.: Den gennemsnitlige marginale effekt før reformen får virkning er normaliseret til 0, så de marginale effekter i figur 15 kan fortolkes som månedlig merbeskæftigelse i småjob målt i arbejdstimer, mens de marginale effekter i figur 16 fortolkes som mersandsynligheden for, at en person har et småjob i måneden. Reformen vurderes at få virkning på arbejdstimer under ledighedsforløbet ved ikrafttrædelsestidspunktet og kvartalet for ikrafttrædelsestidspunktet på sandsynligheden for at have et småjob.

Konfidensintervallerne knytter sig til de marginale effekter på kvartalsniveau. Standardfejlene, der benyttes til at danne konfidensintervallerne, er beregnet ved hjælp af parametrisk bootstrap (se afsnit 9.2)

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, registre fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

I modsætning til merafgangen til beskæftigelse i figur 14 indfinder effekten på antallet af arbejdstimer sig umiddelbart først, efter reformen er trådt i kraft, *jf. figur 15*. De marginale effekter af kontanthjælpsloftet er signifikant forskellige fra nul i tre ud af de syv kvartaler før reformen. Tegnene på, at identifikationsantagelsen er opfyldt, er derfor ikke helt entydige. Det bemærkes dog, at der ikke er tale om systematiske positive eller negative forskelle, der er ingen umiddelbar trend i hele perioden før reformen, og der er fortsat et markant skifte i de marginale effekter, før og efter reformen træder i kraft¹⁵.

Effekten på merbeskæftigelsen under ledighedsforløb stiger gradvist og når et niveau på mellem tre og fem timers merbeskæftigelse om måneden i 2017 ved en ydelsesreduktion på 100 pct. For den gennemsnitlige ydelsesreduktion for de berørte kontanthjælpsmodtagere på ca. 12 pct. fås således en merbeskæftigelse på 0,4 til 0,6 timer.

¹⁵ Figurene viser desuden – på linje med figur 14 – at de kvartalsvise estimationer ikke dækker over betydelige månedlige udsving (de lyseblå prikker i figurene).

At reformeffekten først indfinder sig efter tidspunktet for ikrafttrædelse er konsistent med, at det kun er arbejdstimer i småjob i den pågældende måned, der har indflydelse på ydelsesreduktionerne som følge af kontanthjælpsloftet.

Omregnet til fuldtidspersoner udgør merbeskæftigelsen under ledighedsforløbene mellem 70 og 110 fuldtidspersoner (se afsnit 9.2 for metode). Strukturelt svarer det til merbeskæftigelse på 80 til 120 fuldtidspersoner.

Opfyldelsen af identifikationsantagelsen er mere entydig i estimationerne af kontanthjælpsloftets effekt på sandsynligheden for, at en kontanthjælpsmodtager har et småjob, *jf. figur 16*.

Der ses et klart skifte i mersandsynligheden, fra før reformen træder i kraft, hvor de marginale effekter ikke er signifikant forskellige fra nul, til omkring og efter reformtidspunktet. Effekten af en ydelsesreduktion på 100 pct. indfases gradvist fra omtrent to procentpoint i tredje kvartal 2016 (kvartalet inden reformen træder i kraft) til mellem 9 og 13 procentpoint i 2017 svarende til cirka et-to procentpoint ved en gennemsnitlig ydelsesreduktion på 12 pct.

Der er en forskel mellem, hvornår reformen lader til at have effekt på arbejdstimer henholdsvis sandsynligheden for at have et småjob. Det kan indikere, at personer, der står til at blive berørt af en ydelsesændring, i højere grad tager et job under ledighedsforløbet, mens det gennemsnitlige timeantal for hvert småjob falder. Dette kan skyldes flere faktorer, for eksempel at de personer, der tager et småjob som følge af reformen, er længere fra arbejdsmarkedet sammenlignet med personer med småjob før reformen, og at de derfor ikke kan eller ønsker at arbejde lige så mange timer.

225-timersregel og jobpræmie

De estimerede effekter af kontanthjælpsloftet beskrevet ovenfor kan ikke adskilles helt fra effekterne af 225-timersreglen, der blev indført samtidig med kontanthjælpsloftet, og jobpræmien, der blev indført 1. april 2017¹⁶. 225-timersreglen og jobpræmien kan således være med til at øge resultaterne, i det omfang de har haft en mere positiv effekt på beskæftigelsen for personer i behandlingsgruppen end for personer i kontrolgruppen. På samme vis kan de dæmpe resultaterne, hvis kontrolgruppens beskæftigelse er øget relativt mere end behandlingsgruppens som følge af de to tiltag.

Det er ikke muligt at undersøge, hvor stor en del af effekten der kan henføres til henholdsvis 225-timersreglen og jobpræmien. En estimation af korrelationen mellem ydelsesreduktioner som følge af kontanthjælpsloftet og jobpræmien viser, at hvis en person tildeles en gennemsnitlig ydelsesreduktion på 12 pct., er der en

¹⁶ Der gives en jobpræmie til langtidsledige ydelsesmodtagere, herunder modtagere i kontanthjælpsystemet, som finder ordinær beskæftigelse. Jobpræmien udgør 10 pct. af arbejdsindkomsten, dog maksimalt 30.000 per år.

øget sandsynlighed for også at være omfattet af jobpræmieordningen fra 1. april 2017 på 11 procentpoint (estimationen er beskrevet i boks 6). Der er dog ikke umiddelbart tegn på, at jobpræmien har haft en særskilt effekt, da dette umiddelbart burde løfte merafgang og -beskæftigelse i figurerne ovenfor permanent fra andet kvartal 2017, hvor jobpræmien træder i kraft, hvilket ikke er tilfældet.

Boks 6

Estimation vedrørende sammenhæng mellem kontanthjælpsloft og jobpræmie

For at undersøge sammenhængen mellem at blive berørt af kontanthjælpsloftet og at være omfattet af jobpræmieordningen estimeres følgende model

$$j_i = \kappa + \gamma_1 r_i \quad (4)$$

hvor j_i er en indikator for, om en person er omfattet af jobpræmieordningen. κ er et konstantled og r_i er en kontinuert variabel for den beregnede ydelsesreduktion som følge af kontanthjælpsloftet tilsvarende variabelen i ligning (2) og (3) i afsnit 5.3. Ligningen estimeres kun for perioderne, hvor der haves oplysninger jobpræmien (april 2017-december 2017). Det bemærkes, at formålet med modellen ikke er at estimere kausale sammenhænge, som det er med modellen i ligning (3). Der ses alene på den rene samvariation mellem variablene.

Forudsatte effekter ved indførelsen af kontanthjælpsloftet

I forbindelse med opgørelsen af de økonomiske konsekvenser ved indførelsen af kontanthjælpsloftet blev arbejdsudbudseffekten beregnet med udgangspunkt i de elasticiteter, der normalt anvendes på kontanthjælpsområdet¹⁷. Disse varierer over personers alder og deres visitationskategori. Personer visiteret som jobparate forventes at reagere kraftigere ved en ydelsesreduktion end aktivitetsparate. Den vægtede elasticitet i beregningerne ved indførelsen af reformen var -0,10.

Kortsigtseffekten i denne evaluering kan omregnes til en elasticitet på mellem -0,09 og -0,10 afhængig af omregningsmetoden, *jf. afsnit 9.2*. Sammenlignet med elasticiteten, der lå til grund i forbindelse med indførelsen af reformen, har effekten af kontanthjælpsloftet således virket omtrent som forventet.

Når evalueringen finder en lavere beskæftigelsesvirkning af kontanthjælpsloftet opgjort i fuldtidspersoner end de 500 fuldtidspersoner, der blev forudsat ved indførelsen af reformen, skyldes det altså dels, at evalueringen kun indeholder 4/5 af kontanthjælpssystemet, dels at indgrebet i kontanthjælpssystemet har været mindre end forventet.

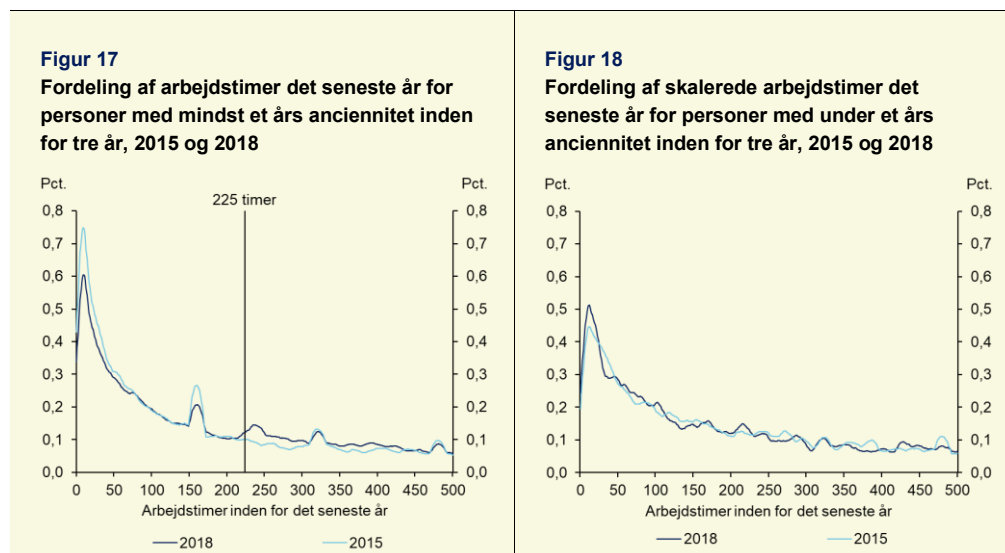
Det skal dog bemærkes, at effekten af kontanthjælpsloftet ikke kan isoleres helt fra effekter af 225-timersreglen og jobpræmien, og at langsigtseffekten kan være større, hvilket trækker i modsat retning.

¹⁷ Elasticiteterne, herunder det empiriske grundlag, fremgår af svar på Beskæftigelsesudvalgets spørgsmål nr. 493 af den 12. august 2016.

6. Delanalyse 2: Effekt af 225-timersreglen på arbejdstimer for kontanthjælpsmodtagere

225-timersreglen tilskynder kontanthjælpsmodtagere til at finde beskæftigelse svarende til 225 timer på et år for at undgå en ydelsesreduktion, *jf. afsnit 3.2*. Når ydelsesmodtageren først har over de 225 arbejdstimer på et år, bidrager denne del af ordningen ikke med yderligere incitamenter. En ekstra times arbejde vil dog også i denne situation bidrage til en eventuelt lavere effekt af kontanthjælpsloftet som analyseret i afsnit 5. Den forventede effekt af 225-timersreglen alene er derfor, at der efter ikrafttrædelsen af kravet vil være en højere andel af kontanthjælpsmodtagere, der har arbejdet 225 timer eller lige derover.

Figur 17 viser fordelingen af arbejdstimer det seneste år for personer i kontanthjælpssystemet, der er (eller ville være) omfattet af 225-timersreglen¹⁸, i månederne april til september i henholdsvis 2015 (før reformens ikrafttrædelse) og 2018 (efter reformens ikrafttrædelse). Ved at udvælge ydelsesmodtagere fra april 2018 sikres det, at personernes valg af arbejdstimer er truffet, efter 225-timersreglen er fuldt indfaset. Grundlaget for figurerne er beskrevet i boks 7.



Anm.: Der er ikke vist arbejdstimer over 500 timer. Samlingen af observationer ved 160 timer (en måned), 320 timer (to måneder) og 480 timer (tre måneder) afspejler, at mange får registreret et timeantal svarende til hele måneder. Det kan skyldes, at arbejdsgivere afrunder til nærmeste måned, når de registrerer arbejdstimer. Dette kaldes "rounded number bunching".

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM og egne beregninger.

¹⁸ Personer omfattet af 225-timersreglen er afgrænset til jobparate kontanthjælpsmodtagere (ekskl. uddannelseshjælpsmodtagere), der har modtaget ydelsen i sammenlagt et år inden for de seneste tre år. Alle jobparate er omfattet af reglen, mens kun den andel af aktivitetsparate modtagere, der forventes at kunne opfylde kravet, er omfattet. Det indebærer, at delanalysen ikke viser adfærden for aktivitetsparate modtagere.

I 2018 var andelen, som havde arbejdet mellem 225 til 300 timer inden for det seneste år, 8,9 pct. sammenlignet med 6,3 pct. i 2015, altså en stigning på 2,6 procentpoint. Den højere andel i 2018 modsvares til en hvis grad af en lavere andel af personer med under 225 timer, *jf. figur 17*.

En del af denne stigning kan også skyldes økonomisk fremgang fra 2015 til 2018. Den højere andel med mellem 225 og 300 timers beskæftigelse inden for det seneste år kan derfor ikke nødvendigvis henføres til effekterne af 225-timersreglen alene.

For at undersøge omfanget af konjunktureffekter er fordelingen af timer for jobparate kontanthjælpsmodtagere med under et års kontanthjælpsanciennitet fremskrevet til et års anciennitet, *jf. figur 18*. Dermed sammenlignes arbejdstimer for personer, der ikke er (eller ville være) omfattet af 225-timersreglen. Forskellen på de to fordelinger skal således tilskrives forskelle i konjunkturerne i 2015 og 2018.

Af figuren fremgår det, at de to fordelinger stort set er identiske, hvilket indikerer, at forskellen fra figur 17 hovedsageligt skyldes 225-timersreglen og ikke forskelle i konjunktursituationen.

Omregnet til fuldtidspersoner er skiftet i arbejdstimer ikke væsentligt. Men det indikerer, at nogle personer i kontanthjælpssystemet har ændret adfærd og er kommet tættere på arbejdsmarkedet som følge af 225-timersreglen.

Boks 7

Tekniske bemærkninger

Datagrundlaget for analysen er ligesom for delanalyse 1 Beskæftigelsesministeriets løbsdatabase DREAM.

Hver persons anciennitet på kontanthjælp er beregnet som antallet af uger med modtagelse af en ydelse inden for de seneste tre år (156 uger) fra uge et 2015 frem til uge 39 2018. For hver måned findes hver persons højeste kontanthjælpsanciennitet. Personer frasorteres, hvis de ikke er visiteret som jobparate.

For personer med over et år på kontanthjælp akkumuleres beskæftigelsestimerne 12 måneder tilbage. For personer med under et års kontanthjælpsanciennitet akkumuleres beskæftigelsestimerne kun inden for den periode, de har modtaget kontanthjælpsydelser. Herefter skaleres beskæftigelsestimerne, så de svarer til, hvor meget personen havde arbejdet, forudsat at vedkommende havde været ledig et helt år og fortsat sit arbejdsmønster den resterende del af perioden. I praksis ganges beskæftigelsestimer for personer med en anciennitet på seks måneder med to (12 divideret med seks), mens beskæftigelsestimerne for en person med en anciennitet på ni måneder ganges med $1\frac{1}{3}$ (12 divideret med ni).

For at frasortere personer, der er omfattet af integrationsydelsen, betinges der i analysen på, at en person opfylder kravet om mindst syv års ophold inden for de seneste otte år en given måned i perioden januar 2014 til december 2017.

Timefordelingen i figurene er beregnet ved hjælp af en Kernel-density estimation¹⁾. Hver observation er vægtet ud fra det antal gange, en person indgår i perioden, der undersøges.

1) Der er valgt en epanechnikov kernel og en bandwidth på fem. Silverman's plugin rule tilsiger en bandwidth på syv, men der er valgt en lidt mindre bandwidth for bedre at kunne fange stigningen omkring 225 timer.

7. Effekter af Jobreform fase 1 i dagpengesystemet

Udsigten til lavere ydelser i kontanthjælpssystemet, som kontanthjælpsloftet og 225-timersreglen indebærer, kan ventes at reducere tilgangen til systemet. Det vurderes, at hovedparten af de personer, der tilgår kontanthjælpssystemet, kommer fra dagpengesystemet, uddannelsessystemet, beskæftigelse eller selvforsørgelse.

Tilgangen fra beskæftigelse til kontanthjælpssystemet gælder personer, der ikke har ret til dagpenge. Fra dagpengesystemet kan personer efter opbrug af retten til dagpenge modtage ydelser i kontanthjælpssystemet. Tilgangen fra uddannelses- til kontanthjælpssystemet gælder for eksempel personer, der ikke har et job på hånden eller er dagpengeberettigede, når de færdiggør eller afbryder deres uddannelse.

Et kontanthjælpssystem med lavere ydelser kan medføre lavere tilgang, for eksempel fordi den ikke-dagpengeforsikrede beskæftigede finder job i opsigelsesperioden, dagpengemodtageren søger bredere for ikke at opbruge dagpengeretten, eller fordi de studerende begynder at lede efter en arbejdsplads i god tid, inden de dimitterer.

Ved undersøgelse af deskriptiv statistik vedrørende tilgang til kontanthjælpssystemet fra beskæftigelse, selvforsørgelse og uddannelsessystemet er der ikke umiddelbart tegn på, at Jobreform fase 1 har haft en effekt. Der præsenteres derfor ikke en konkret delanalyse herfor. Der er heller ikke foretaget en konkret empirisk analyse af effekten af kontanthjælpsloftet og 225-timersreglen på tilgangen til kontanthjælpssystemet fra dagpengesystemet.

Der er imidlertid en række danske studier af dagpengesystemet – som for eksempel DØR (2014), SFI (2014) og Dagpengekommissionen (2015) – der tidligere har vurderet effekten på afgang fra dagpenge af en ydelsesændring efter opbrug af retten til dagpenge. I det følgende er effekten af Jobreform fase 1 på lediges afgang fra dagpengesystemet til kontanthjælp og beskæftigelse vurderet på baggrund resultaterne fra dagpengemodellen, som er beskrevet i Dagpengekommissionens tekniske analyserapport.

7.1 Kontanthjælpsloftets og 225-timersreglens virkning på afgang fra dagpenge

I dagpengemodellen vil en udsigt til en ydelsesændring i kontanthjælpssystemet have en virkning på dagpengemodtagernes afgang til beskæftigelse samt til kontanthjælp og andre ydelser. Disse effekter er baseret på estimation af effekterne af en forkortelse af dagpengeperioden, *jf. Dagpengekommissionen (2015)*.

De estimerede adfærdseffekter bygger på en analyse, der blev foretaget som led i kommissionens arbejde, og den finder stærk evidens for, at en udsigt til ydelsesnedgang blandt andet øger afgang fra dagpenge til beskæftigelse i perioden op til og omkring selve ydelsesnedgangen. Det er med til at reducere tilgangen til andre ydelser efter dagpengeperiodens ophør herunder kontanthjælp. Analysen sammenholder observeret adfærd og ydelsesprofiler for alle ledige i perioden 2008-14, *jf. kapitel 3 i Dagpengekommissionen (2015)*.

For at foretage et skøn over effekten af Jobreform fase 1 på afgang til beskæftigelse for dagpengemodtagere ved hjælp af dagpengemodellen er det nødvendigt at opgøre den ydelsesændring, som ledige har udsigt til i kontanthjælpssystemet efter opbrug af retten til dagpenge.

I forhold til et kontanthjælpssystem uden Jobreform fase 1 har dagpengemodtagere med ret til kontanthjælp efter dagpengeperioden i gennemsnit udsigt til én pct. lavere samlet ydelse i kontanthjælpssystemet som følge af kontanthjælpsloftet. Efter opbrug af retten til dagpenge kan personer endvidere potentielt modtage en sanktion efter ét år i kontanthjælpssystemet uden tilstrækkelig beskæftigelse (225 timer). En opgørelse peger på, at dagpengemodtagere med ret til kontanthjælp efter opbrug af retten til dagpenge i gennemsnit har udsigt til en cirka seks pct. lavere kontanthjælpsydelse ved en sanktion som følge af 225-timersreglen, *jf. boks 8*. Det betyder, at indkomstnedgangen fra dagpenge til kontanthjælp er forøget som følge af Jobreform fase 1.

Boks 8**Opgørelse af udsigt til ydelsesændringer for dagpengemodtagere som følge af kontanthjælpsloftet og 225-timersreglen**

I dagpengemodellens potentielle kontanthjælpsmodul beregnes for alle dagpengemodtagere en potentiel kontanthjælpssats, som dagpengemodtageren vil være berettiget til, hvis de opbruger retten til dagpenge. Den potentielle kontanthjælpssats er beregnet på baggrund af registeroplysninger om blandt andet familie- og formueforhold med udgangspunkt i regelsættet for kontanthjælp. I modellen fastlægges dermed størrelsen af ændringerne i de økonomiske incitament (ændringen i ydelsesniveauet), som dagpengeledige vil opleve, såfremt de ikke længere er berettigede til dagpenge, *jf. Dagpengekommissionen (2015), kapitel 4.*

Kontanthjælpsloft

Kontanthjælpsloftet kan medføre en reduktion i lediges boligstøtte og særlig støtte. Til brug for vurderingen af kontanthjælpsloftets virkning på lediges afgang fra dagpengesystemet til beskæftigelse beregnes en samlet ydelse (kontanthjælpssats og boligstøtte) i kontanthjælpssystemet, som ledige i dagpengesystemet har udsigt til efter opbrug af retten til dagpenge. Tilsvarende opgøres for hver dagpengemodtager i modellen den samlede ydelse i kontanthjælpssystemet efter et eventuelt ydelsesreduktion som følge af kontanthjælpsloftet. En opgørelse baseret på baggrund af oplysninger for 2016 viser, at ledige dagpengemodtagere i gennemsnit har udsigt til en ydelsesreduktion i kontanthjælpssystemet på cirka én pct. efter opbrug af retten til dagpenge som følge af kontanthjælpsloftet.

225-timersregel

Med Jobreform fase 1 har kontanthjælpsmodtagere udsigt til potentielt at blive omfattet af 225-timersreglen efter ét år på kontanthjælpssats. For at vurdere virkningen af 225-timersreglen opgøres den ydelsesændring, som den enkelte dagpengemodtager har udsigt til efter ét års ledighed i kontanthjælpssystemet, forudsat at personen ikke har et beskæftigelsesomfang på mindst 225 timer.

En sanktion som følge af 225-timersreglen varierer efter ydelsestype samt civil- og forsørgerstatus. Som en tilnærmelse er ydelsesreduktionen som følge af 225-timersreglen sat til at være lig med sanktionen for ugifte. Det betyder, at personer med en potentiel kontanthjælpssats lig med voksensatsen får reduceret ydelsen med 1.000 kr. Tilsvarende tildeles personer, der er berettiget til mindre end voksensatsen, en ydelsesreduktion på 500 kr. Dette er den mindste sanktion forbundet med ikke at leve op til 225-timersreglen. Opgørelsen baseret på oplysninger for 2016 viser, at dagpengemodtagere med ret til kontanthjælp efter opbrug af dagpenge retten har udsigt til en reduktion i kontanthjælpen på i gennemsnit cirka seks pct. efter ét års ledighed i kontanthjælpssystemet, hvis de ikke oparbejder beskæftigelse svarende til 225 timer i løbet af denne periode.

Det bemærkes, at der for personer, som både rammes af kontanthjælpsloftet og en 225-timerssanktion, først udregnes en ydelsesreduktion som følge af kontanthjælpsloftet, hvorefter 225-timerssanktionen er fratrasket.

Anm.: Til beregning af den samlede ydelse (kontanthjælp og boligstøtte) bruges dagpengemodtageres faktiske boligstøtte opregnet ud fra en forventet stigning i boligstøtte som følge af en nedgang i indkomst fra dagpenge til kontanthjælp. Det er forudsat, at dagpengemodtagere ikke har ret til særlig støtte, hvis de opbruger retten til dagpenge.

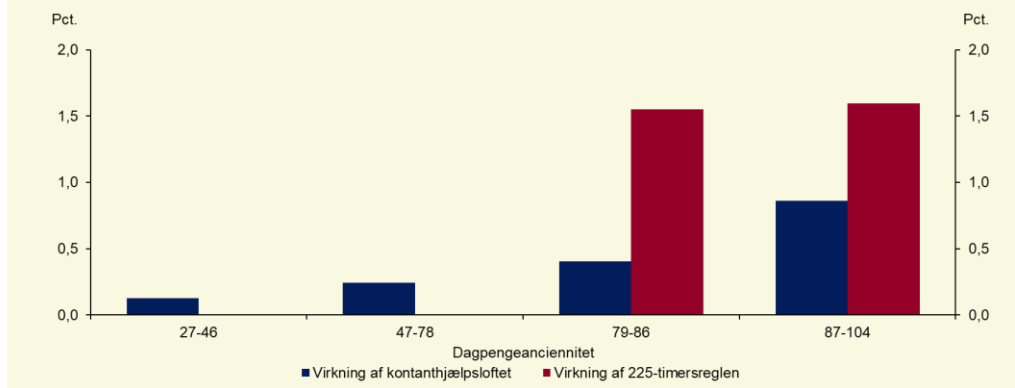
Kilde: Dagpengemodellen, Danmarks Statistik registre over boligstøtte og egne beregninger.

I dagpengemodellen oversættes disse ændrede økonomiske incitament (udsigt til ydelsesændringer) via de såkaldte estimerede adfærdsparametre til ændringer i afgangsraterne fra dagpenge til beskæftigelse, *jf. kapitel 4 i Dagpengekommissionen (2015).*

Beregninger i modellen viser, at kontanthjælpsloftet isoleret set øger afgangsraterne for ledige i dagpengesystemet med mellem 27 og 104 ugers ledighedsanciennitet. Samtidigt viser beregningerne i modellen, at 225-timersreglen øger afgangsraterne for ledige i dagpengesystemet med mellem 79 og 104 ugers ledighedsanciennitet, *jf. figur 19.*

Figur 19

Ændring i afgangsrater til beskæftigelse i dagpengesystemet som følge af en virkning af kontanthjælpsloftet og 225-timersreglen



Anm.: Figuren er vist for beskæftigelsesanciennitet nul. Afgangsraterne for dagpengeanciennitet mindre end 27 uger er uændret som følge af reformen og fremgår derfor ikke af figuren.

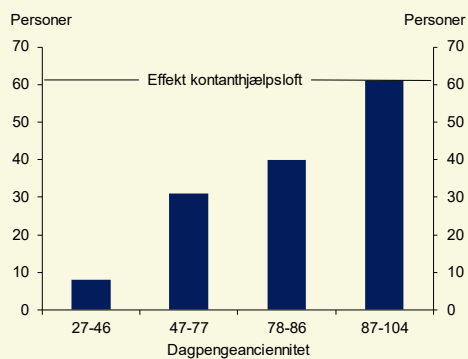
Kilde: Egne beregninger i dagpengemodellen.

På baggrund af den estimerede adfærd i dagpengemodellen vurderes det, at kontanthjælpsloftet umiddelbart har øget beskæftigelsen for dagpengemodtagere med cirka 60 personer. Samtidigt har 225-timersreglen umiddelbart øget beskæftigelsen med cirka 50 personer, *jf. figur 20 og figur 21*.

Samlet set vurderes det på baggrund af beregninger i dagpengemodellen, at Job-reform fase 1 har medvirket til at øge beskæftigelsen med cirka 100 fuldtidspersoner. Det vil sige, at godt 100 fuldtidspersoner er afgået fra dagpengesystemet til beskæftigelse som følge af reformen. Dette indebærer samtidig, at tilgangen til kontanthjælpssystemet er reduceret, i det omfang at dagpengemodtagerne havde opbrugt retten til dagpenge. Det skønnes, at reformen har reduceret tilgangen fra dagpenge til kontanthjælp med ca. 250 personer, fordi personer afgår til beskæftigelse og andre ydelser end kontanthjælp.

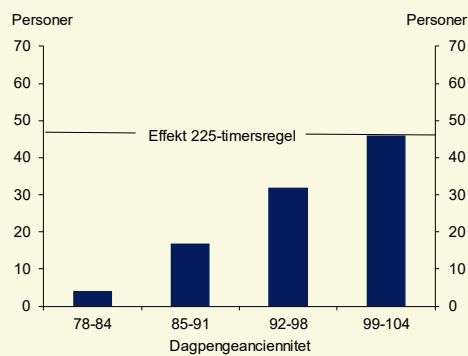
Figur 20

Kumuleret effekt af kontanthjælpsloftet på beskæftigelsen som følge af øget afgang fra dagpengesystemet



Figur 21

Kumuleret effekt af 225-timersreglen på beskæftigelsen som følge af øget afgang fra dagpengesystemet



Anm.: I figurene er øget beskæftigelsesvirkning opdelt de dagpengeanciennitetstrin, hvor ledige øger afgang til beskæftigelse som følge af henholdsvis kontanthjælpsloftet og 225-timersreglen. Effekten på beskæftigelse for dagpengeancienniteter mindre end henholdsvis 27 og 78 uger er uændret som følge af reformen og fremgår derfor ikke af figurene.

Kilde: Egne beregninger i dagpengemodellen.

8. Litteratur

Angrist, Joshua D og Jörn-Steffen Pischke. Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion, Princeton University Press, 2009.

Dagpengekommissionen. Dagpengemodellen – Teknisk analyserapport, 2015.

Finansministeriet. Opdateret 2025-forløb: Grundlag for udgiftslofter 2022, 2018.

Hermansen, Mikkel. En foreløbig evaluering af dagpengereformen, De Økonomiske Råd (DØR), 2014.

Jonassen, Anders Bruun. Konsekvenser af dagpengeperiodens halvering. Det Nationale Forskningscenter for Velfærd (SFI), 2014.

Krinsky, I. a. On Approximating the Statistical Properties of Elasticities. *The Review of Economics and Statistics*, s. 715-719, 1986.

Lalive, Rafael, Jan van Ours og Josef Zweimüller. How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment, *Review of Economic Studies* 73, s. 1009-1038, 2006.

9. Appendiks til delanalyse 1

9.1 Validering

Der indgår fire elementer i beregningen af relative potentielle ydelsesreduktioner: Satsen for kontanthjælpsydelsen, boligstøtte, særlig støtte og kontanthjælpsloftet. Ydelsessatsen og kontanthjælpsloftet er beregnet på baggrund af individers karakteristika, herunder alder og uddannelsesniveau, mens boligstøtte og særlig støtte baserer sig direkte på faktiske udbetalinger¹⁹.

De beregnede ydelsesreduktioner vil afvige fra de faktiske, fordi der per analysens design udelades modregning for arbejdsindkomst i beregning af kontanthjælpsydelsen, *jf. boks 3*. Denne del af afvigelsen fra de observerede ydelsesreduktioner er således ikke en målefejl. Der kan dog være andre faktorer end modregning for arbejdsindkomst, der kan medføre afvigelser mellem de beregnede ydelsesændringer og de faktiske. Disse øvrige afvigelser kan give anledning til bias i estimationerne. Derfor sammenlignes de beregnede ydelsesreduktioner, med faktiske ydelsesreduktioner ifølge STAR i perioden november 2016 til december 2017²⁰, *jf. afsnit 5.1*, for at få en indikation af omfanget af de øvrige afvigelser, der ikke kan henføres til modregning for arbejdsindkomst.

Opgørelsen viser, at de beregnede ydelsesreduktioner i gennemsnit stemmer overes med de ydelsesreduktioner, som ydelsesmodtagere faktisk oplevede i perioden ifølge STAR, i godt 85 pct. af tilfældene, *jf. figur 22*. Grundet modregning for arbejdsindkomst er det kun en andel af de resterende 15 pct., der skal ses som målefejl²¹.

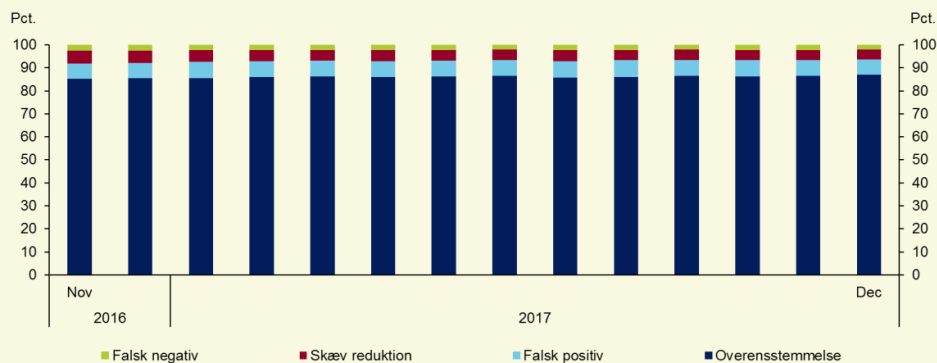
Generelt vil tilfældige målefejl tendere til at trække effekten af kontanthjælpsloftet mod nul, *jf. boks 9*. Hvis målefejlene er systematiske, kan de dog give anledning til over- og undervurdering af effekten. For eksempel overvurderes effekten af kontanthjælpsloftet, hvis personer, der er tilbøjelige til at afgang til beskæftigelse eller arbejde under ledighedsforløbet, systematisk tildeles en ydelsesreduktion

¹⁹ Boligstøtten fordeles ud på antal voksne i husstanden. To ens boligstøtteudbetalinger i samme måned betragtes som en fejl og den ene fjernes, mens to forskellige boligstøtteudbetalinger i samme måned summeres.

²⁰ En andel på mindre end tre pct. af observationerne fremgår ikke af STAR's datasæt med faktiske ydelsesreduktioner og indgår derfor ikke i valideringen. De er i stedet undersøgt separat (ikke vist). Det vurderes, at de ikke adskiller sig væsentligt fra de andre observationer, da cirka samme andel tildeles en ydelsesreduktion og den prædikterede ydelsesreduktion i gennemsnit er den samme. Det vurderes, at disse personer ikke har indvirkning på estimationsresultatet.

²¹ Hertil kommer, at der også kan være fejlregistreringer i STAR's datasæt, som giver anledning til afvigelser mellem ydelsesreduktioner.

ved en fejl. Omvendt bliver effekten underestimeret, hvis det systematisk er personer med begrænset tilbøjelighed til at afgå til beskæftigelse, som ved en fejl tildeles en ydelsesreduktion.

Figur 22**Overensstemmelse mellem beregnede og faktiske ydelsesændringer, nov. 2016 – dec. 2017**

Anm.: En beregnet ydelsesændring betegnes i overensstemmelse med den faktiske ydelsesændring, hvis differencen i den relative ydelsesændring er mindre end ét procentpoint.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, registre fra Danmarks Statistik, register over faktiske udbetalinger fra Styrelsen for Arbejdsmarked og Rekruttering og egne beregninger.

Afvielser mellem de beregnede og de faktiske reduktioner kan deles op i tre kategorier:

1. Falsk positiv: Den beregnede ydelsesreduktion er positiv, mens den faktiske er nul.
2. Falsk negativ: Den beregnede ydelsesreduktion er nul, mens den faktiske er positiv.
3. Skæv reduktion: Omfanget af den beregnede reduktion er betydelig anderledes end den faktiske.

Afvielser som følge af falsk positiv forekommer i cirka halvdelen af tilfældene og er dermed den mest hyppige type afvigelse. I de tilfælde, hvor afvigelsen skyldes modregning i arbejdsindkomst, vil en falsk positiv ikke være udtryk for målefejl. Der kan dog være andre årsager til afvielser, såsom forskelle i visitation af ydelsesmodtageren. Aktivitetsparate under 30 år modtager således en højere ydelse end jobparate.

Cirka 1/3 af afvielserne udgøres af skæve reduktioner. Afvielser af denne type opstår oftest som følge af forskelle mellem den beregnede og den udbetalte ydelsessats. Når afvigelsen skyldes modregning for arbejdsindkomst er der ikke tale om en målefejl. Afvielser kan dog også skyldes forskelle i boligstøtte ifølge Danmarks Statistik henholdsvis STAR.

De resterende afvigelser kategoriseres som falsk negativ. Denne type afvigelser kan henføres til de samme årsager som de skæve reduktioner, men vil ikke skyldes modregning for arbejdsindkomst.

Til Dagpengekommissionens estimation af effekterne af ydelsesændringer på afgangsfærd for dagpengemodtagere omkring opbrug af dagpengeperioden er der også beregnet ydelsesniveauer, herunder kontanthjælp. Præcisionen af de beregnede ydelsesreduktioner ovenfor kan delvist sammenholdes med præcisionen af beregnede ydelsesændringer i figur 3.6 i Dagpengekommissionen (2015). I den forbindelse findes overensstemmelse mellem beregnede og faktiske ydelsesniveauer for forløb tæt på opbrug af den toårige dagpengeperiode på mellem cirka 80 og 97 pct. målt for forskellige grupper. Præcisionen skal ses i lyset af, at der blandt også beregnes dagpengesatser, som afhænger af færre parametre end satserne i kontanthjælpssystemet.

Boks 9

Attenuation bias

"Attenuation bias", som kan oversættes til "udtyndingsbias", betyder, at tilfældige målefejl beskrevet i dette afsnit vil tendere til at trække de estimerede effekter mod nul. Denne konsekvens af målefejl kan forklares i et illustrativt eksempel.

Hvis det antages, kontanthjælpsloftet har øget afgang til beskæftigelse via ydelsesreduktioner, har personer, der faktisk oplever en ydelsesreduktion en større sandsynlighed for at afgå til beskæftigelse, end personer der ikke oplever en ydelsesreduktion.

Målefejlene medfører, at en andel af personer uden en faktisk ydelsesreduktion (falsk positiv) i estimationen placeres sammen med personer med en faktisk ydelsesreduktion i behandlingsgruppen; ligeledes placeres nogle personer med en faktisk ydelsesreduktion (falsk negativ) sammen med personer uden en faktisk ydelsesreduktion i kontrolgruppen.

På grund af effekterne af kontanthjælpsloftet har de falske positive imidlertid lavere afgangsrater end de øvrige personer i behandlingsgruppen, ligesom de falske negative har højere afgangsrater end resten af kontrolgruppen. Når estimationen tager udgangspunkt i forskellen mellem afgangsraterne for den samlede behandlingsgruppe og den samlede kontrolgruppe, vil den finde en effekt af ydelsesreduktioner, der er mindre end den "sande" effekt. Afvigelserne er således med til at reducere forskellen mellem behandlingsgruppen og kontrolgruppen, og derved udtyndes de estimerede effekter.

Personer med skæve reduktioner placeres alle i behandlingsgruppen, men også her kan målefejl medføre en dæmpning af effekterne af kontanthjælpsloftet, da de skæve reduktioner skaber en negativ sammenhæng mellem størrelsen på ydelsesreduktionen og afgang til beskæftigelse.

9.2 Opregning af estimerede effekter til fuldtidspersoner

I det følgende beskrives, hvordan de estimerede effekter af kontanthjælpsloftet på henholdsvis afgang til beskæftigelse og arbejdstimer under ledighedsforløbet kan opgøres som en helårsvirkning udtrykt ved fuldtidspersoner²².

²² Metoden er også beskrevet i Lalive et al. (2006).

Afgang til beskæftigelse

Til opgørelse af kontanthjælpsloftets effekt på afgang til beskæftigelse målt i fuldtidspersoner beregnes afgangsrater til beskæftigelse $\hat{p}_{il}$ ud fra modellen i ligning (2). Afgangsraterne $\hat{p}_{il}$ beregnes for hver person i alle de måneder, de modtager en kontanthjælp i 2017, $l = 1, 2, \dots, L_i$. Afgangsraterne beregnes for to scenarier: (1) Det faktiske scenarie, hvor reformeffekterne er slået til, $\hat{p}_{il}(\hat{\beta}_{1,t \geq 2017})$, og (2) det kontrafaktiske scenarie uden reformvirkning, $\hat{p}_{il}(\bar{\beta}_{1,t < t_R})$ ²³. I beregningen af afgangsraterne for det kontrafaktiske scenarie forudsættes det, at forskellen mellem sandsynligheden for at afgå til beskæftigelse for personer berørt af kontanthjælpsloftet henholdsvis upåvirkede personer er uændret før og efter reformen.

Når reformeffekten er identificeret, er værdien af hvert enkelt parameterestimat for perioder, før reformen får effekt, $\hat{\beta}_{1,t < t_R}$, ikke signifikant forskellige fra gennemsnittet, $\bar{\beta}_{1,t < t_R}$. Der vil således ikke være et bidrag til reformeffekten for disse perioder, hvorfor de frasorteres inden prædiktionen af afgangsraterne. Det bemærkes i forlængelse heraf, at opregningen er baseret på en bestandsopgørelse, det vil sige, at alle observationer i 2017 benyttes, herunder personer, der har påbegyndt deres ledighedsforløb, før 2017.

De beregnede afgangsrater omdannes til betingede sandsynligheder for at forblive på kontanthjælp i periode $l + 1$, forudsat at personen fortsat var ledig i perioden l . Disse ”overlevelsessandsynligheder” $\hat{S}_{il}$ opgøres for hvert individ og hvert scenarie som

$$\hat{S}_{il}^X = \prod_{j=1}^l (1 - \hat{p}_{ij}^X)(1 - a_j), \quad X = (\text{faktisk}, \text{kontrafaktisk}) \quad (5)$$

hvor a_j er den aggregerede rate for afgang fra kontanthjælp til andet end beskæftigelse for hvert niveau for anciennitet på ydelsen. Denne indgår i beregningen for ikke at overvurdere afgang til beskæftigelse.

Ud fra overlevelsessandsynlighederne tilnærmes de forventede (rest)varigheder på kontanthjælp²⁴ for hvert individ, $E[L_i|X_i]$, for de to scenarier som

$$E[L_i|X_i] = \sum_{l=1}^{L_i} \hat{S}_{il}^X, \quad X = (\text{faktisk}, \text{kontrafaktisk}) \quad (6)$$

Forskellen mellem $E[L_i|\text{faktisk}_i]$ og $E[L_i|\text{kontrafaktisk}_i]$ angiver ændringen i den forventede (rest)varighed i 2017 opgjort i måneder og individets bidrag til

²³ Hvor $\bar{\beta}_{1,t < t_R} = \sum_{t=1}^{t_R-1} \hat{\beta}_{1,t} / (t_R - 1)$.

²⁴ For personer, der har påbegyndt sit kontanthjælpsforløb før reformen, vil ligning (5) være udtryk for overlevelsessandsynligheden fra 1. januar 2017 og frem. Summen over overlevelsessandsynlighederne vil således være udtryk for den forventede varighed for den resterende del af forløbet i 2017.

den samlede reformeffekt. Tallet kan normaliseres til fuldtidspersoner ved at dividere med antal måneder Y i perioden, i dette tilfælde 12 måneder.

Personer, der ikke oplever en ydelsesændring i reformperioden, bidrager ikke til reformeffekten, da de forventede varigheder i det faktiske og det kontrafaktiske scenarie er ens. Reformeffekten skal således fortolkes som effekten af kontanthjælpsloftet på dem, der oplevede en ydelsesreduktion.

Den samlede reformeffekt R^{afgang} findes ved at aggregere reformbidraget opgjort i fuldtidspersoner fra hvert individ.

$$R^{afgang} = \sum_{i=1}^N (E[L_i|faktisk_i]/Y - E[L_i|kontrafaktisk_i]/Y) \quad (7)$$

Arbejdstimer under ledighedsforløbet (småjob)

Udgangspunktet for opgørelsen af kontanthjælpsloftets effekt på arbejdstimer i småjob i fuldtidspersoner er beregnede månedlige arbejdstimer $\hat{h}_{il}$ baseret på modellen i ligning (3). For hver person i i alle de måneder, de modtager kontanthjælp i 2017, beregnes månedlige arbejdstimer i to scenarier: (1) Det faktiske scenarie, hvor reformeffekterne er slået til, $\hat{h}_{il}(\hat{\beta}_{1,t \geq 2017})$, og (2) det kontrafaktiske scenarie uden reformvirkning, $\hat{h}_{il}(\bar{\beta}_{1,t < t_R})$. Principperne for beregning, herunder afgrænsning af periode og identifikation af effekten, er de samme som for afgang til beskæftigelse ovenfor.

Hver persons bidrag til reformeffekten, $\hat{H}_i$, opgjort i arbejdstimer udgøres af forskellen mellem de faktiske og kontrafaktiske beregnede arbejdstimer i hele den del af ledighedsforløbet, der ligger i 2017, $l = 1, 2, \dots, L_i$, jf. ligning (8). Denne kan variere fra person til person, alt efter hvornår personen påbegynder og afslutter sit ledighedsforløb.

$$\hat{H}_i = \sum_{l=1}^{L_i} (\hat{h}_{il}(\hat{\beta}_{1,t \geq 2017}) - \hat{h}_{il}(\bar{\beta}_{1,t < t_R})) \quad (8)$$

Perioder, hvor personer ikke berøres af kontanthjælpsloftet, det vil sige, hvor $\hat{h}_{il}(\hat{\beta}_{1,t \geq 2017}) = \hat{h}_{il}(\bar{\beta}_{1,t < t_R})$, vil ikke bidrage til reformeffekten af kontanthjælpsloftet.

Den samlede effekt af kontanthjælpsloftet på arbejdstimer under ledighedsforløbet opgjort i fuldtidspersoner, R^{timer} , opgøres som den normaliserede sum over alle personers reformbidrag

$$R^{timer} = \sum_{n=1}^N \hat{H}_i / 1.924 \quad (9)$$

hvor normaliseringsfaktoren er 1.924 timer, som en fuldtidsbeskæftiget arbejder i løbet af et år.

Strukturel effekt af kontanthjælpsloftet på afgang til beskæftigelse og småjob

I evalueringen opgøres effekten af kontanthjælpsloftet på beskæftigelsen for kontanthjælpsmodtagere strukturelt ved at erstatte bestanden i 2017 med en strukturel bestand. Opgørelsen bygger på antagelser om, hvor stor en andel af bestanden af fuldtidspersoner, der berøres af kontanthjælpsloftet strukturelt, og at den estimerede effekt af kontanthjælpsloftet svarer til den fuldt indfasede effekt.

Konkret opgøres de opregnede effekter per fuldtidsperson i kontanthjælpssystemet i 2017, hvorefter effekten skaleres med den strukturelle fuldtidsbestand af kontanthjælpsmodtagere.

Omregning af effekter til elasticitet

De samlede opregnede effekter beskrevet ovenfor kan omregnes til en elasticitet ε af arbejdsudbud for kontanthjælpsmodtagere med hensyn til ydelsesniveauet. Hvis kontanthjælpsloftet har øget arbejdsudbuddet vil elasticiteten være negativ og tolkes som den procentvise ændring af bestanden af kontanthjælpsmodtagere (som overgår til beskæftigelse) ved en ændring i ydelsen på én pct. Elasticiteten ε beregnes på *makroniveau* ud fra formlen

$$\varepsilon = \frac{\text{relativ ændring i kontanthjælpsmodtagere}}{\text{gennemsnitlig relativ ydelsesændring}} \quad (10)$$

Den relative ændring i kontanthjælpsmodtagere opgøres som arbejdsudbudsvirkningen opgjort i fuldtidspersoner (både fra øget afgang til beskæftigelse og arbejdstimer under ledighedsforløbet) målt i forhold til den samlede fuldtidsbestand af kontanthjælpsmodtagere berørt af kontanthjælpsloftet²⁵. Den gennemsnitlige relative ydelsesændring opgøres kun for de kontanthjælpsmodtagere, der er berørt af kontanthjælpsloftet.

²⁵ Når elasticiteten opgøres på baggrund af resultaterne for 2017, skal der korrigeres for, at bestanden af kontanthjælpsmodtagere er mindre, end den havde været i fravær af Jobreform fase 1. Derfor tillægges bestanden den samlede arbejdsudbudsvirkning.

Elasticiteten kan også opgøres på mikroniveau, *jf. boks 10*. I en opgørelse på mikroniveau beregnes en elasticitet for hvert enkelt individ ved at sammenholde ændringen i personens arbejdsudbud i forhold til personens ydelsesreduktion. Ved opgørelsen på mikroniveau vægtes elasticiteten med længden af personernes ledighedsforløb, hvorfor den kan afvige fra elasticiteten beregnet på makroniveau. Fortolkningen af elasticiteten er dog den samme som ovenfor.

Boks 10

Elasticiteter beregnet på mikroniveau

Effekten af kontanthjælpsloftet på henholdsvis afgang til beskæftigelse og arbejdstimer under ledighedsforløbet omregnes til elasticiteter på mikroniveau hver for sig. De kan efterfølgende summeres og benyttes på samme måde som elasticiteten beregnet på makroniveau.

Afgang til beskæftigelse

Elasticiteten beregnes først på individniveau¹⁾. Det gøres ved at måle den relative ændring i hver persons forventede (rest)varighed²⁾ i 2017 som følge af kontanthjælpsloftet i forhold til den gennemsnitlige beregnede ydelsesreduktion, som personen oplever i perioden. Elasticiteten for hver enkelt person i er givet ved ligning (11), hvor L_i er antallet af måneder, personen modtager en kontanthjælp i 2017.

$$\varepsilon_i = \frac{E[L_i|faktisk] - E[L_i|kontrafaktisk]}{E[L_i|kontrafaktisk]} \cdot \frac{L_i}{\sum_{i=1}^{L_i} r_{il}} \quad (11)$$

Herefter tages et gennemsnit over alle personers individuelle elasticitet. Effekten af kontanthjælpsloftet på afgang til beskæftigelse opgjort som en elasticitet på mikroniveau er således givet ved

$$\varepsilon_{afgang} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varepsilon_i \quad (12)$$

hvor N er antallet af personer, der oplever en ydelsesreduktion i 2017.

Arbejdstimer under ledighedsforløbet

Elasticiteten beregnes først for hver person i hver måned, personen berøres af en ydelsesreduktion i 2017. Det gøres ved at sammenholde den relative ændring i antallet af timer på kontanthjælp i en måned som følge af kontanthjælpsloftet med den beregnede ydelsesreduktionen i samme måned. Antallet af timer på kontanthjælp for person i i måned l beregnes som

$$g_{il}^X = 160,33 - \hat{h}_{il}^X, \quad X = (faktisk, kontrafaktisk) \quad (13)$$

hvor $\hat{h}_{il}^X$ er det beregnede antal arbejdstimer i det faktiske og det kontrafaktiske scenarie. Elasticiteten for hver person i i hver måned er derved givet som

$$\varepsilon_{il} = \frac{g_{il}^{faktisk} - g_{il}^{kontrafaktisk}}{g_{il}^{kontrafaktisk}} \cdot \frac{1}{r_{il}} \quad (14)$$

Den gennemsnitlig elasticitet på tværs af individer og måneder beregnes som

$$\varepsilon_{timer} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{L_i} \sum_{l=1}^{L_i} \varepsilon_{il} \quad (15)$$

hvor N er antal personer med en ydelsesreduktion og L er antallet af måneder, personen oplever en ydelsesreduktion.

- 1) Hvis en person har flere forløb i 2017 beregnes elasticiteterne for hvert enkelt forløb.
- 2) Den relative ændring i den forventede varighed svarer til den relative ændring i en fuldtidsbestand.

Statistisk usikkerhed af opregnede effekter

Der er statistisk usikkerhed på parameterestimerne i estimationerne af modellerne i ligning (2) og (3). Denne er illustreret ved hjælp af konfidensintervaller i figurerne i afsnit 4.5. Den statistiske usikkerhed fra estimationerne føres også over i opregningen af de estimerede effekter til fuldtidspersoner, *jf. nedre og øvre grænse for effekterne af kontanthjælpsloftet i tabel 4.*

Den statistiske usikkerhed på de opregnede effekter beregnes ved hjælp af Krinsky-Robb-metoden, *jf. Krinsky (1986)*. Metoden er beskrevet i *boks 11*.

Boks 11

Krinsky-Robb-metoden (parametrisk bootstrap)

Med denne metode udnyttes det, at parameterestimerne i modellerne i ligning (2) og (3) følger en fordeling af formen¹⁾ $\hat{\beta}_t \sim MVN(\beta_t, \Sigma_t)$. Det vil sige, at parameterestimerne for hver kvartalsvise estimation (markeret med fodtegn t) følger en multivariat normalfordeling med middelværdierne β_t , de "sande" effekter af de forskellige variable i modellen, herunder ydelsesreduktioner som følge af kontanthjælpsloftet, og med variation i hvert enkelt parameterestimat og samvariation parameterestimerne imellem i en varians-kovarians matrix Σ_t .

Til beregningen af usikkerheden i de opregnede estimer "trækkes" forskellige værdier af parameterestimerne fra fordelingen for iteration $i = 1, 2, \dots, I$. I praksis beregnes "alternative" værdier af parameterestimerne ud fra parameterestimerne fra selve estimationerne, $\hat{\beta}$, og deres fordeling, $MVN(\beta, \Sigma)$. De alternative værdier, $\tilde{\beta}_t$, beregnes som $\tilde{\beta}_{it} = \hat{\beta}_t + C_t V_{it}$, hvor $C_t C_t' = \Sigma_t$ er en "Cholesky dekomponering", og V_t er en standard-normalfordelt vektor $V_t \sim N(0,1)$. Dette svarer til at "trække" værdier af parameterestimerne fra fordelingen, men er betydeligt hurtigere tidsmæssigt.

Når de opregnede effekter beregnes på baggrund af $\tilde{\beta}_{it}$ et hvis antal gange (i vores tilfælde 500 gange), fås en fordeling af de opregnede effekter, med hvilken den statistiske usikkerhed kan udregnes og bruges til for eksempel konfidensintervaller som i tabel 4.

1) $\hat{\beta}$ er en samlebetegnelse (vektor) for alle parameterestimerne $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ og $\hat{\beta}_3$.

9.3 Beskrivende statistik om småjob og unges beskæftigelse

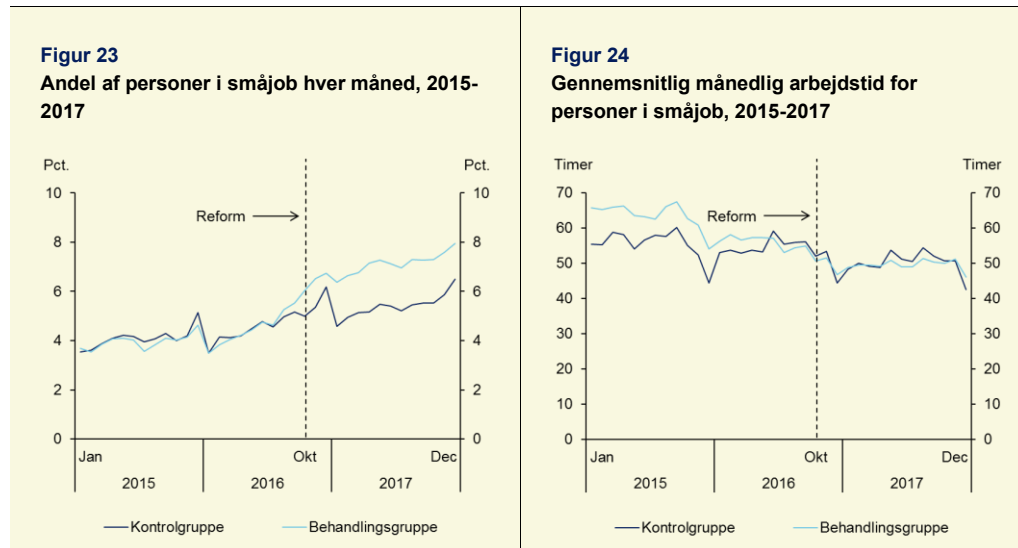
I det følgende uddybes beskrivelsen af småjob for kontanthjælpsmodtagere samt beskæftigelse for unge under 30 år i kontanthjælpssystemet.

Småjob

Det forholdsvis lave gennemsnit for månedlige arbejdstimer under ledighedsperioden, *jf. figur 13 i afsnit 5.4*, skyldes, at det generelt er få kontanthjælpsmodtagere, som har et småjob. Det er i gennemsnit omtrent fem pct. af kontanthjælpsmodtagerne hver måned, der har et småjob²⁶, *jf. figur 23*. Ligesom det gennemsnitlige

²⁶ Hvis personer tilgår kontanthjælpssystemet fra beskæftigelse eller afgår fra kontanthjælp til beskæftigelse i midten af en måned, kan der være arbejdstimer i personernes første eller sidste måned på kontanthjælp, der er ordinær beskæftigelse før eller efter ledighedsforløbet. For ikke at overvurdere antallet af arbejdstimer under ledighedsforløbet nulstilles arbejdstimer i første og sidste måned af et ledighedsforløb, hvis de overgår til eller fra beskæftigelse.

antal arbejdstimer stiger andelen med et småjob hver måned kraftigt for behandlingsgruppen, fra cirka fire pct. primo 2015 til knap otte pct. ultimo 2017. Der er ligeledes en stigning for kontrolgruppen, omend den er svagere.



Anm.: Figureerne er baseret på rådata og tager således ikke forbehold for andre forskelle mellem grupperne end, om de bliver berørt af reformen eller ej.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, registre fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

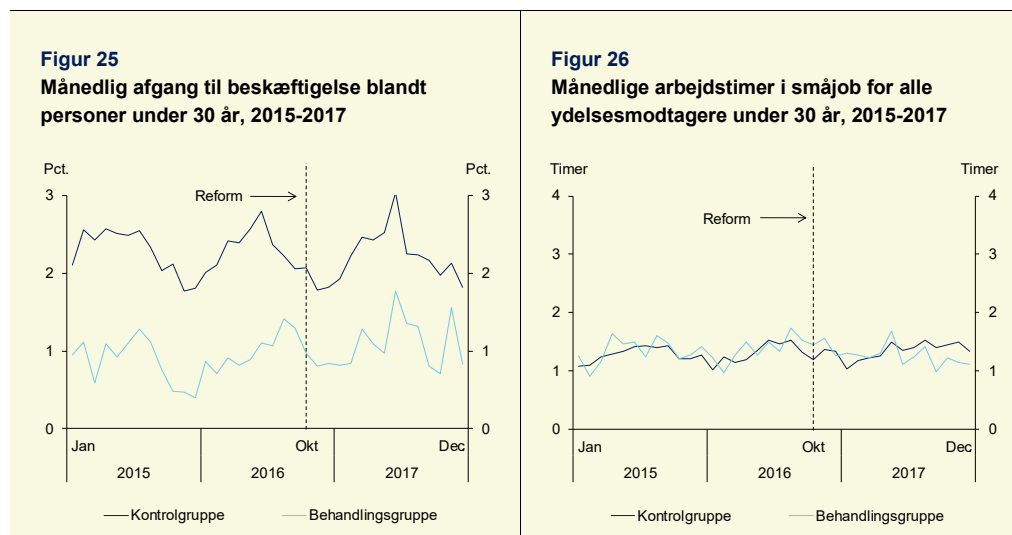
De personer, der har småjob under ledighedsforløbet, arbejder i gennemsnit godt 50 timer om måneden svarende til cirka 12 timer om ugen, dvs. under en 1/3 af en fuldtidsstilling, *jf. figur 24*. Timeantallet falder dog over perioden i takt med, at en større andel af gruppen får småjob. Arbejdstimerne i hvert småjob er i gennemsnit højere for behandlingsgruppen før reformen, men i 2017 er forskellen fuldt udlignet.

Det lavere niveau for arbejdstimer i 2016 og 2017 kan dels afspejle, at antallet af personer i kontanthjælpssystemet er faldet, dels at andelen af personer i småjob er steget. Når antallet af kontanthjælpsmodtagere falder, vil de tilbageværende, der ikke er afgået til beskæftigelse, formentlig være forholdsvis længere væk fra arbejdsmarkedet, og deres evne til at oparbejde arbejdstimer ved siden af ydelsen vil derfor også være lavere. Samtidig kan en forøgelse af andelen af kontanthjælpsmodtagere i småjob betyde, at personer længere væk fra arbejdsmarkedet tager et småjob med forholdsvis få timer.

Ovenstående kan være en indikation på, at Jobreform fase 1 kan have haft en effekt på antallet af småjob, mens reformen ikke umiddelbart har haft effekt på den gennemsnitlige arbejdstid.

Unge beskæftigelse

For at undersøge, i hvilket omfang billedet af beskæftigelsen for kontrol- og behandlingsgruppen i figur 12 og figur 13 er påvirket af unge kontanthjælpsmodtagere, er tilsvarende figurer lavet for personer under 30 år. Afgangsraterne viser samme mønster for de unge som for alle ydelsesmodtagerne, hvor kontrolgruppen generelt har højere afgangsrater end personer, som tilhører behandlingsgruppen, *jf. figur 25*. Afgangsraterne er præget af sæsonudsving, hvor der er tendens til flere afgang til beskæftigelse i midten af året. Raterne for behandlingsgruppen svinger en smule mere end kontrolgruppen, hvilket kan skyldes forholdsvis få observationer i denne gruppe. Der er en svag indikation af, at forskellen i afgangsraterne mellem de to grupper mindskes efter reformens ikrafttræden, men det kan muligvis også tilskrives udsvingene.



Anm.: Figurene er baseret på rådata og tager således ikke forbehold for andre forskelle mellem grupperne, end om de bliver berørt af reformen eller ej.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, registre fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

Det gennemsnitlige antal månedlige arbejdstimer under ledighedsforløbet er forholdsvis konstant over hele perioden. Det er derfor ikke umiddelbart tegn på en effekt af reformen på antallet af arbejdstimer under ledighedsforløbet, når man ser på alle unge ydelsesmodtagere, *jf. figur 26*. Dette indikerer, at personer under 30 år ikke er drivkraften bag udviklingen i småjobstimer, der er vist i figur 13.

En konstant udvikling over tid kan være udtryk for, at flere ydelsesmodtagere får et småjob, men arbejder færre timer i gennemsnit. Generelt ligger antal månedlige arbejdstimer for unge lidt under niveauet for alle ydelsesmodtagerne. Det kan forklares med, at unge under 30 år uden en erhvervskompetencegivende uddannelse får en uddannelsesrettet indsats i jobcentret frem for en jobrettet indsats, som øvrige kontanthjælpsmodtagere får.

9.4 Robusthed af resultater

I det følgende foretages en række undersøgelser af analyseresultaternes robusthed over for valg af model og inkludering af kontrolvariable i estimationerne.

Model

Der benyttes en probit-model til estimation af effekten af kontanthjælpsloftet på sandsynligheden for at afgå til beskæftigelse og for at have et småjob, *jf. boks 4*. Der findes en række alternativer til at modellere disse sandsynligheder.

For at undersøge robustheden af resultaterne vedrørende afgang til beskæftigelse i afsnit 5.5 estimeres derfor en lineær sandsynlighedsmodel (svarende til ligning (3)), en logit-model og en cloglog-model. Modellerne adskiller sig ved forskellige antagelser om fordelingen af den betingede sandsynlighed for at afgå til beskæftigelse.

Med en lineær sandsynlighedsmodel antages den marginale effekt af en ydelsesreduktion på afgang til beskæftigelse at være konstant. Således påvirker en forøgelse af en ydelsesreduktion på et procentpoint fra eksempelvis 10 til 11 pct. sandsynligheden for at afgå til beskæftigelse lige så meget som en forøgelse fra 50 til 51 pct. Dette indebærer også, at en beregning af en persons betingede sandsynlighed for at afgå til beskæftigelse (som i afsnit 9.2) kan falde uden for intervallet nul til en – det vil sige uden for definitionen af sandsynlighed.

Både probit-, logit- og cloglog-modeller antager ikke-lineære sammenhænge mellem ydelsesreduktioner og afgang til beskæftigelse. Den marginale effekt af en forøgelse af en ydelsesreduktion på et procentpoint fra 10 til 11 pct. kan således påvirke sandsynligheden for at afgå til beskæftigelse anderledes end en forøgelse fra 50 til 51 pct. Beregning af personers betingede sandsynlighed for at afgå til beskæftigelse overholder af denne grund også definitionen af sandsynlighed.

Med probit antages den betingede sandsynlighed at følge en standard normalfordeling, mens den med logit og cloglog antages at følge en standard logistisk fordeling henholdsvis en invers log-Weibull-fordeling. Probit og logit anvendes ofte inden for modellering af todelte valg, mens cloglog er standard inden for varighedsanalyser med en diskret tidsdimension (måneder, kvartaler mv.), for eksempel analyser af varighed på kontanthjælp.

Valg af model har ikke stor betydning for effekten af kontanthjælpsloftet på afgang til beskæftigelse, når der ses hen over resultaterne fra de ikke-lineære modeller, *jf. tabel 5*. Effekten af kontanthjælpsloftet på antallet af personer på kontanthjælp i 2017 varierer således med fem fuldtidspersoner, og logit- og cloglog-modellerne giver omtrent de samme resultater.

Tabel 5**Effekt af kontanthjælpsloftet på afgang til beskæftigelse ved forskellige modeller**

Fuldtidspersoner	Probit	Logit	Cloglog	Lineær
2017	223	219	218	273
Strukturelt	252	248	247	309

Anm.: Alle modellerne i tabellen indeholder kontrolvariable.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, registre fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

Effekten af kontanthjælpsloftet bliver dog betydeligt større ved brug af en lineær sandsynlighedsmodel. Således øges effekten med 50 fuldtidspersoner. Ved gennemgang af opregningen fra parameterestimater til fuldtidspersoner, *jf. afsnit 9.2*, ses det dog, at nogle personer får beregnet negative betingede sandsynligheder for at afgå til beskæftigelse med den lineære sandsynlighedsmodel.

Da størrelsesordenen på effekterne fra probit-modellen ligger mellem logit og cloglog henholdsvis den lineære sandsynlighedsmodel – og da sidstnævnte medfører negative beregnede sandsynligheder for at afgå til beskæftigelse for visse personer – er resultaterne fra probit-modellen valgt som de centrale i evalueringen.

Kontrolvariable

Det er valgt at inkludere en række kontrolvariable i estimationerne, *jf. boks 4*. Variablene er med til at kontrollere for ændringer i sammensætningen af gruppen af kontanthjælpsmodtagere over tid på baggrund af uddannelse, køn mv. Parameterestimaterne for variablene er generelt signifikante og har det forventede fortegn.

Inklusion af kontrolvariable er forholdsvis ubetydelig for effekten af kontanthjælpsloftet på afgang til beskæftigelse. Med kontrolvariable i estimationen er effekten således kun marginalt lavere svarende til under 10 fuldtidspersoner, *jf. tabel 6*.

Tabel 6**Effekter af kontanthjælpsloftet med og uden kontrolvariable**

Fuldtidspersoner	Uden kontrolvariable	Med kontrolvariable	Forskel
Afgang til beskæftigelse			
2017	229	223	-6
Strukturelt	259	252	-7
Småjob			
2017	129	88	-41
Strukturelt	146	100	-46
I alt			
2017	359	311	-48
Strukturelt	406	352	-54

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, registre fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

Betydningen af inklusion af kontrolvariable er dog væsentlig større for resultaterne vedrørende småjob. Med kontrolvariable er effekten af kontanthjælpsloftet således knap $\frac{1}{3}$ mindre, end hvis de udelades af estimationerne. Sammensætning af gruppen af kontanthjælpsmodtagerne er således i højere grad en drivende faktor for antallet af arbejdstimer under ledighedsforløbet end for afgang til beskæftigelse.

Da kontrolvariablene har stor betydning for resultaterne vedrørende småjob og for at sikre konsistens i valg af variable på tværs af estimationerne, er de centrale resultater i evalueringen inklusiv kontrolvariable.

fm.dk