

Baggrundsanalyse

# Adfærdseffekter af dagpengeændringer overvurderes

Dagpengemodellens adfærdseffekter har stor betydning for Finansministeriets skøn for dagpengeændringers effekt på de offentlige finanser. Adfærdseffekterne bygger på Finansministeriets estimater og bakkes op af nogle estimater, som vismændene har udført med en lignende metode. Men der er en del forhold, som der ikke er taget højde for i estimaterne. Ifølge vores beregninger bliver effektestimaterne noget mindre, hvis man tager højde for de forhold.

af senioranalytiker **Jes Vilhelmsen** og  
chefanalytiker **Jon Nielsen**

Januar 2024

## Analysens hovedkonklusioner

- Vismændene og Finansministeriet har estimeret effekten af dagpengereformen fra 2010. De skønner, at reformen øgede de lediges afgang til job allerede efter omkring 26 dagpengeuger, altså halvandet år før dagpengeudløb.
- Vismændene estimerer effekten ved blandt andet at sammenligne de lediges adfærd i 2009 og 2011. Finansministeriets metode minder om vismændenes, men de anvender et mere detaljeret datagrundlag. Der er imidlertid en del forhold, som vismændene og Finansministeriet ikke tager højde for.
- Hvis man tager højde for, at flere ledige var på arbejdsfordeling i 2009 end i 2011, ved kun at se på ledighedsforløb over 26 uger, giver vismændenes metode først en signifikant effekt omkring fire måneder før dagpengeudløb.
- Hvis vi balancerer de to grupper af ledige før og efter reformen, så de i større grad ligner hinanden, findes der først en signifikant effekt tre måneder før dagpengeudløb.
- Således er vismændenes effektestimat overvurderet, og det samme vil Finansministeriets estimater formentlig være. Dermed vil Finansministeriet overvurdere, hvad det koster at forbedre dagpengene.

## Kontakt

Senioranalytiker  
Jes Vilhelmsen  
Mobil 30 68 70 95  
jv@ae.dk

## Adfærdseffekter af dagpengeændringer overvurderes

I denne analyse ser vi nærmere på, om ledige dagpengemodtagere kom hurtigere i beskæftigelse i forbindelse med, at dagpengeperioden blev halveret fra fire til to år med Genopretningsaftalen fra 2010.

Analysens relevans skal ses i sammenhæng med, at Finansministeriet indregner adfærdseffekter i Dagpengemodellen. Disse adfærdseffekter er baseret på Dagpengekommissionens analyse af, hvordan dagpengemodtagere i perioden 2008-2014 reagerede på den ydelsesreduktion, som fandt sted ved dagpengeperiodens udløb. De estimerede adfærdseffekter baserer sig således på individuelle ændringer af de lediges kompensationsgrad. Dagpengekommissionen fandt en adfærdseffekt på en ydelsesændring allerede halvandet år før ydelsesændringen.

På den baggrund er der indregnet en adfærdseffekt i Dagpengemodellen fra 78 uger før til 26 uger efter en potentiel ydelsesreduktion i dagpengesystemet. Dertil kommer, at det for ydelsesændringer, som finder sted tidligere i ledighedsforløbet, er implementeret sådan, at en del af de estimerede afgangseffekter optræder som tilgangseffekter i modellen.

De estimerede adfærdseffekter bliver således i dag anvendt i Dagpengemodellen som et afgørende element til at vurdere økonomiske konsekvenser af periode- og ydelsesændringer i dagpengesystemet.<sup>1</sup>

Formålet med denne analyse er at undersøge, hvor robuste adfærdseffekterne er, og undersøge, hvilke andre faktorer som kan have indflydelse på adfærdseffekterne i dagpengesystemet.

Vi har forsøgt at få adgang til det datagrundlag, som Dagpengekommissionen brugte, og som Finansministeriet i dag bruger til at estimere adfærdseffekterne. Dette ønske har Finansministeriet afslået.

Vi har derfor valgt at anvende data for to kohorter af nyledige dagpengemodtagere før og efter reformen i 2010. De Økonomiske Råds Sekretariat (DØRS) har tidligere anvendt disse data til at belyse effekterne af den toårige dagpengeperiode, og Dagpengekommissionen har tilsvarende anvendt dette datagrundlag i robusthedstest af resultaterne i Dagpengekommissionens rapport.

Fremgangsmåden i analysen er, at vi først estimerer adfærdseffekterne, som DØRS og Dagpengekommissionen gjorde på ovennævnte datasæt, og kommer frem til tilsvarende resultater. Dernæst har vi lavet en række robusthedstest af disse adfærdseffekter.

### Dagpengereformen i 2010

Med Genopretningsaftalen i 2010 blev dagpengeperioden afkortet fra fire til to år. I analysen vil vi undersøge, hvilken effekt den afkortede dagpengeperiode havde på de lediges afgang til beskæftigelse. Mere konkret tages der udgangspunkt i dagpengemodtagere, som begyndte på en ny dagpengeperiode i henholdsvis 1. halvår 2009 og 1. halvår 2011.

2009-gruppen havde ved ledighedsstart en forventning om fire års dagpenge. Dagpengereformen betød dog, at deres dagpengeperiode blev afkortet til 3-3,5 år. Efterfølgende blev dagpengeperioden dog

<sup>1</sup>Jf. Dagpengekommissionens tekniske rapport kapitel 3.

forlænget med et halvt år for denne gruppe, hvilket betød, at de ledige havde mulighed for at modtage dagpenge i 3,5-4 år.

2011-gruppen var de første, som kun havde ret til en dagpengeperiode på to år. Med de midlertidige ydelser fik 2011-gruppen dog forlænget perioden på ydelser, om end til et lavere ydelsesniveau (60 procent af dagpengesats, dog 80 procent for forsørgere).

I analysen betragter vi de nyledige fra 1. halvår 2011 som vores deltagergruppe og de nyledige fra 1. halvår 2009 som vores kontrolgruppe. Konkret beregner vi adfærdseffekten for 2011-gruppen, hvor vi anvender afgangsmønstret for 2009-gruppen til at belyse, hvad der ville være sket for 2011-gruppen, hvis de havde haft en dagpengeperiode på fire år. Dette er samme metode som vismændene og Dagpengekommissionen/Finansministeriet.

Effekten af den halverede dagpengeperiode er tidligere blevet evalueret af DØRS (2014) samt SFI (2014). Tilsvarende har Dagpengekommissionen evalueret afkortningen af dagpengeperioden i deres tekniske analyserapport fra 2015 som et robusthedstjek af deres egen analyse af adfærdseffekter. DØRS, SFI (nu VIVE) og Dagpengekommissionen finder alle signifikant positive effekter henimod dagpengeudløb, dvs. større afgang fra ledighed til beskæftigelse. Forskellen er dog, at DØRS og Dagpengekommissionen finder positive effekter omkring halvandet år før dagpengeudløb, mens SFI først finder en effekt ca. fire måneder før dagpengeudløb.<sup>2</sup>

## Data

I analysen bruger vi data fra Beskæftigelsesministeriets DREAM-register samt data fra Danmarks Statistik. Nyledige i analysen er defineret ud fra a-kassernes indberetninger om indplaceringsdatoer. Tidspunktet for start af dagpengeperioden er opgjort ved den første uge med en dagpengeydelse efter indplaceringsdatoen.<sup>3</sup>

Varigheden af ledighedsforløbet er som udgangspunkt opgjort på baggrund af de ydelser, som klipper af dagpengeperioden, samt kontanthjælpsydelser og de midlertidige ydelser. Det vil sige, at feriedagpenge og de første seks uger på sygedagpenge indgår i varigheden. Varigheden af ledighedsforløbet er opgjort, indtil personen har fire sammenhængende uger uden de pågældende ydelser. Definitionen af varighed og afgangskriterium følger Dagpengekommissionens/Finansministeriets definition.

Hvis personen har fire sammenhængende uger uden offentlige ydelser (blanke uger i DREAM) og samtidig har fire uger med beskæftigelse, jf. de månedlige beskæftigelsesoplysninger i DREAM, registreres afgang ud af ledighed som en afgang til beskæftigelse.

Personer, som har fire sammenhængende uger uden ydelser, og som ikke overgår til beskæftigelse, indgår i beregningerne indtil den pågældende dagpengeuge. Udtrækket er nærmere beskrevet i Boks 1 i bilaget.

<sup>2</sup> I sammenligning med 2009 data som bruges i denne analyse, finder DØRS mere præcist en signifikant effekt på afgang til beskæftigelse efter 35 ugers beskæftigelse.

<sup>3</sup> Analysen er baseret på DREAM version 2104, hvorfra STAR har øget antallet af indplaceringsdatoer i dagpengeperioden til ni. Det gør det muligt at fange alle nyindplacerede i dagpengeperioden i både 2009 og 2011.

## 2009-gruppen og 2011-gruppen har forskellige karakteristika

Der er forholdsmeæssigt store forskelle på de nyledige i 1. halvår 2009 og 1. halvår 2011, når der opdeles på personkarakteristika.

Først og fremmest var der godt 74.000 nyledige i 2009-gruppen, mens der var godt 48.000 i 2011-gruppen. Blandt 2009-gruppen er der f.eks. en markant overvægt af især 3F'ere og medlemmer af Dansk Metals A-kasse, ligesom der er en overvægt af mænd samt ansatte i industrien. Derudover er der flere ufaglærte og faglærte end i 2011-gruppen. Omvendt er der langt flere offentligt ansatte blandt de nyledige i 2011 sfa. genopretningspakken. Endelig er der flere dimittender og flere med mellemlange- og lange videregående uddannelser i 2011-gruppen.

Vi hæfter os især ved, at nyledige fra industrien udgjorde knap 33 procent i 2009, mens andelen var godt 12 procent i 2011. Tilsvarende udgjorde 3F godt 32 procent af de nyledige i 2009, mens de til sammenligning udgjorde 18 procent i 2011. Bilagstabel 1 bagest i analysen viser en samlet oversigt over personkarakteristika i de to perioder.

## Økonometrisk model

I lighed med både DØRS og Dagpengekommissionen/Finansministeriet bruger vi varighedsanalyse til at estimere adfærdseffekterne. Den økonometriske model er nærmere beskrevet i Boks 1.

Når vi har opstillet vores økonometriske model, skal der være taget højde for alle forhold, som har betydning for at blive ledig, og som samtidig også påvirker afgang til beskæftigelse. Kun hvis det er opfyldt, kan forskellen på afgangsraterne til beskæftigelse før og efter reformen tilskrives den afkortede dagpengeperiode. Den økonometriske model skal derudover være specificeret korrekt, og antagelser om kausalitet skal ligeledes være opfyldt.

Figur 1 viser adfærdseffekterne af at afkorte dagpengeperioden fra fire til to år, når vi anvender samme metode som vismændene, og som Dagpengekommissionen brugte i et robusthedstjek. Det kontrafaktiske forløb for 2011-gruppen er beregnet ved at anvende afgangsmønsteret for 2009-gruppen. Det kontrafaktiske forløb skal vise, hvad der ville være sket for 2011-gruppen, hvis de havde haft en dagpengeperiode på fire år.

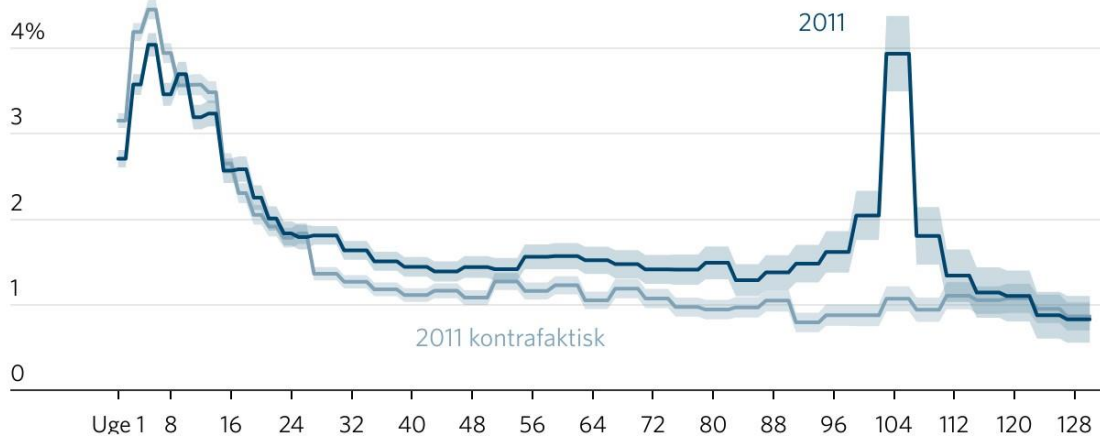
Umiddelbart indikerer figuren, at afkortningen har en effekt på de lediges afgang til beskæftigelse ved 26 ugers ledighed. Det er netop det, som DØRS og Dagpengekommissionen/Finansministeriet konkluderer.

Det ses dog også, at afkortningen af dagpengeperioden har en negativ effekt i starten af ledighedsforløbet. Det vender vi tilbage til.

FIGUR 1

## Gennemsnitlig afgang fra ledighed til job med og uden reformen

Figuren viser sandsynligheden for at finde job for hver uge af dagpengeperioden i et scenarie med en toårig og en fireårig dagpengeperiode.



Anm.: Der er angivet 95%-konfidensintervaller. Konfidensintervaller er beregnet ved Delta-metoden

Grafik: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd • Kilde: AE på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM samt DST's registre.

Interaktiv udgave af figuren: <https://www.datawrapper.de//4L19B/>

I det følgende undersøges det blandt andet, hvor robuste disse resultater er, ved at foretage mindre justeringer i den anvendte økonometriske model samt ved at bruge andre økonometriske metoder. Det gøres ved at undersøge følgende:

1. **Proportionalitet:** Vi vil starte med at se på afgangsrater fra ledighed til beskæftigelse for 2009- og 2011-gruppen. Specifikt vil vi se på, om afgangsraterne til beskæftigelse er proportionale over hele ledighedsforløbet for forskellige grupper af ledige. Dette er relevant, da proportionalitet er en central antagelse i den økonometriske model, som vismændene og Dagpengekommissionen/Finansministeriet anvendte. Proportionalitetsantagelsen indebærer, at reformen er det eneste, der får *treatment*-gruppens afgangskurve til at have en anden facon end kontrolgruppens. For at belyse denne problemstilling yderligere, ser vi nærmere på afgangsrater til beskæftigelse for medlemmer af 3F og HK, samt for tidligere industriansatte og for tidligere offentligt ansatte.
2. **Arbejdsfordeling:** Vi undersøger, hvad den forholdsmæssige store brug af arbejdsfordeling i 2009 kan betyde for beregningen af adfærdseffekter i modellen. Det centrale er her, at ledige på arbejdsfordeling som udgangspunkt vender tilbage til beskæftigelse i samme virksomhed. Hvis der ikke korrigeres for brugen af arbejdsfordeling i vores estimationer, vil vores estimater ikke være retvisende, og resultaterne vil ikke kunne beskrives som en egentlig effekt.<sup>4</sup> Forløb på arbejdsfordeling har som udgangspunkt en varighed på 13 uger, men kan forlænges op til 26 uger. Da vi ikke har adgang til data for brugen af arbejdsfordeling, måler vi adfærdseffekten

<sup>4</sup> Da vi ikke har adgang til registeroplysninger om arbejdsfordeling, har vi ikke mulighed for direkte at tage højde for det i vores analyser. Det er derfor en problemstilling, som gælder alle modeller/kørsler i analysen. Derudover bidrager brugen af arbejdsfordeling formentlig også til, at forskellene mellem de to grupper (før og efter reformen) af ledige bliver større efter 26 uger.

- (reformeffekten) på dagpengeforløb, som har en varighed over 26 uger, da disse ikke er påvirket af arbejdsfordeling.
3. **Brancheforskelle:** Der er som nævnt markant forskel på, hvilken branche de ledige kom fra i 2009 og 2011. Vismændene og ministerierne tager i nogen grad højde for, at der er forskel på, hvor hurtigt man kommer i job afhængigt af, hvilken branche man kommer fra. Men de låser forholdet mellem afgangsraten for personer fra forskellige brancher, så der er samme forhold mellem afgangsraten for f.eks. tidligere industriansatte og tidligere offentligt ansatte i dagpengeperiodens uge 1 som i uge 100. Det bygger på den ovennævnte proportionalitetsantagelse om, at hele forskellen mellem 2009- og 2011-afgangskurvernes facon skyldes reformen. For at teste betydningen af proportionalitetsantagelsen justerer vi estimationsmodellen således, at også de lediges branchetilhørsforhold kan give forskelle i afgangskurvernes facon.
  4. **Balancerede data:** En anden måde at tage højde for de store forskelle på de to grupper af ledige før og efter reformen, er ved at balancere data vha. *entropy*-metoden. Det er en statistisk metode til at skabe større overensstemmelse i sammensætningen af ledige før og efter reformen ved at vægte individerne i 2009-gruppen, så gruppen som helhed ligner 2011-gruppen. For at teste betydningen af sammensætningsforskelle, estimerer vi reformeffekten på balancerede data.
  5. **Afgang til andet end beskæftigelse:** Der er en større andel af forløb, som afgår til andet end beskæftigelse i 2011-gruppen sammenlignet med 2009-gruppen.<sup>5</sup> Forløb, som overgår til andet end beskæftigelse, indgår ikke længere i beregningen af afgangsrater fra dette tidspunkt. Spørgsmålet er derfor, om de højere afgangsrater til beskæftigelse i 2011 skal ses i sammenhæng med, at en større andel af forløbene afsluttes til andet end beskæftigelse. I dette afsnit estimerer vi reformeffekten ved at tillade, at sygedagpenge indgår i varigheden.
  6. **Supplerende dagpenge mv.:** Vi vil derudover diskutere en række forhold, som kan have betydning for reformeffekten, men som der ikke er taget højde for i analysen. Det diskuteres bl.a., hvordan brugen af supplerende dagpenge kan være et problem, når adfærdseffekten af dagpengeændringer evalueres. Derudover indgår personer på jobrettet uddannelse (tidligere seks ugers selvvalgt uddannelse), først i data fra august 2009. Dermed risikerer man både at måle varigheden af ledighedsforløb forkert, samt at udelade grupper af ledige, når reformen evalueres. I 2011 blev det muligt for dimittender at modtage dagpenge fra dag ét ved afslutning af en erhvervskompetencegivende uddannelse, hvor de i 2009 først kunne modtage dagpenge efter fire uger. Det forhold kan ligeledes være et problem, når vi sammenligner forløb i 2009 med forløb i 2011. Endelig berøres nogle mulige problemer i Finansministeriets datasæt.

### Afgangsrater fra ledighed

Figur 2 viser afgangsrater for nyindplacerede i dagpengesystemet i 2009 og 2011. Som det fremgår af figuren, havde 2009-gruppen en større afgang til beskæftigelse blandt de korte ledighedsforløb op til omkring 26 ugers varighed, mens 2011-gruppen havde en større afgang blandt de længerevarende forløb over ét år og især ved dagpengeudløb efter to år.

<sup>5</sup> Der er her tale om, at en større andel af ledighedsforløbene i 2011-gruppen censureres (afsluttes til andet end beskæftigelse).



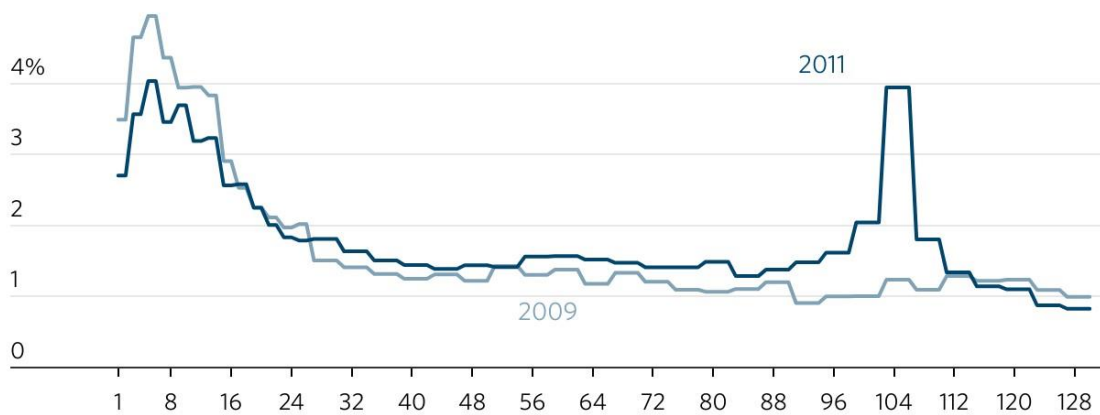
De forholdsmæssigt høje afgangsrater tidligt i ledighedsforløbet blandt 2009-gruppen skal formentlig ses i sammenhæng med, at forholdsmæssigt mange ledige var på arbejdsfordeling og dermed hurtigt og ubesværet vendte tilbage til beskæftigelse efter ledighed. Dette uddybes nedenfor. Det tegner også et billede af, at 2009-gruppen – dvs. kontrolgruppen – er relativt stærk.

De stigende afgangsrater til beskæftigelse ved dagpengeudløb skal som altid tolkes med en vis forsigtighed. Dels kan der være målefejl i beregningen af varigheden. Målefejl opstår, da vi f.eks. ikke har adgang til data for sanktioner, som også forbruger af ledighedsperioden. Derudover er der en større afgang til andet end beskæftigelse som f.eks. sygedagpenge i perioden op til dagpengeudløb. Begge forhold vil trække personer ud af nævneren i beregningen, og derved vil afgangsen til beskæftigelse synes større og mod dagpengeudløb, end den reelt er.

FIGUR 2

## Afgangsrater til beskæftigelse nyledige dagpengemodtagere 1. halvår 2009 og 1. halvår 2011

Figuren viser den ugentlige afgang til beskæftigelse for de to grupper.



Anm.: Varigheden er opgjort ud fra uger med dagpenge, feriedagpenge, kontanthjælp, og de første seks uger på sygedagpenge samt de midlertidige ydelser. 25-50-årige.

Grafik: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd • Kilde: AE på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM.

Interaktiv udgave af figuren: <https://www.datawrapper.de//iXnEF/>

Da afgangsraterne til beskæftigelse for 2009 og 2011 krydser hinanden omkring 26 ugers ledighed, er antagelsen om proportionalitet som udgangspunkt ikke opfyldt i vores økonometriske model. I den økonometriske model, som vismændene og Dagpengekommissionen/Finansministeriet anvender, tillades det dog, at reformeffekten kan variere med varigheden af ledighedsforløb. Proportionalitetsantagelsen er mere detaljeret beskrevet i Boks 1 i bilaget.

Figur 3A og Figur 3B viser henholdsvis afgangsrater for medlemmer af 3F samt HK. De er beregnet i de samme intervaller af dagpengeperioden, som bruges i estimationen af reformeffekten. Som det fremgår af figurerne, er afgangsraterne til beskæftigelse mindst dobbelt så høje for 3F'ere tidligt i ledighedsforløbet sammenlignet med HK'ere. Når vi kommer hen omkring 30 ugers ledighed, er der ikke de store forskelle i afgangsraterne til beskæftigelse.

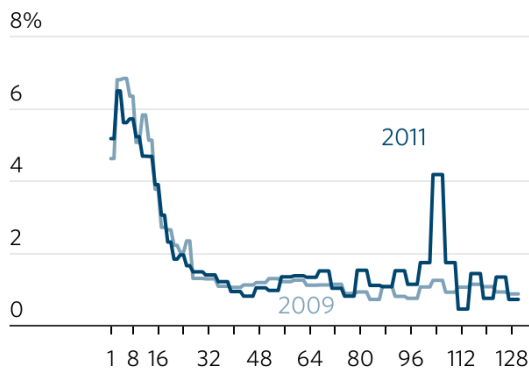
Figur 4A og 4B viser henholdsvis afgangsrater fra ledighed for tidligere industriansatte og for tidligere offentligt ansatte. Som det fremgår, er industriens afgangskurve høj i starten, men falder i løbet af det første halve år til et lavt niveau, hvorefter afgangskurven er flad. De offentligt ansattes afgangskurve er samlet set fladere, især i 2011. Før reformen ses et tydeligt dyk i industriens afgangskurve efter 13 uger og igen efter 26 uger, som ikke ses i 2011. De to dyk skyldes formentlig afgange fra arbejdsfordeling.

Figurerne viser, at det er svært at argumentere for, at proportionalitetsantagelsen er opfyldt, dvs. at afgangen til beskæftigelse er proportional over alle varigheder i ledighedsforløbet. Vi ser også, at afgangsraten til beskæftigelse er højere i 2009 end 2011 i starten af ledighedsforløbet for 3F'ere og tidligere industriansatte, hvilket kan hænge sammen med brugen af arbejdsfordelinger. At afgangskurven for offentligt ansatte er fladere i 2011 end i 2009 kan skyldes fyringer og ansættelsesstop i det offentlige, som gjorde, at selv de stærkeste ledige var længe om at overgå til job i 2011.

**FIGUR 3A**

### Afgangsrater, 3F'ere

Figuren viser den ugentlige afgang til beskæftigelse for de nyledige i 1. halvår 2009 og 1. halvår 2011.



Anm.: Varigheden er opgjort ud fra uger med dagpenge, feriedagpenge, kontanthjælp, og de første seks uger på sygedagpenge samt de midlertidige ydelser. 25-50-årige.

Grafik: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd • Kilde: AE på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM.

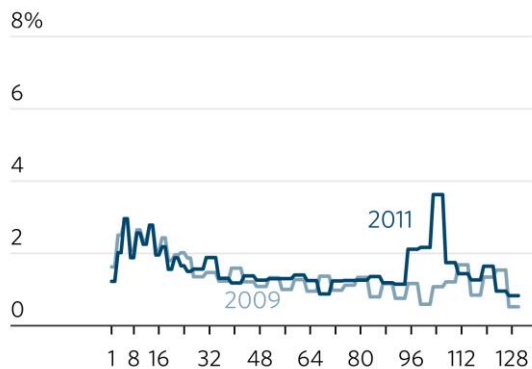
Interaktiv udgave af figuren:

<https://www.datawrapper.de//ZFw4w/>

**FIGUR 3B**

### Afgangsrater, HK'ere

Figuren viser den ugentlige afgang til beskæftigelse for de nyledige i 1. halvår 2009 og 1. halvår 2011.



Anm.: Varigheden er opgjort ud fra uger med dagpenge, feriedagpenge, kontanthjælp, og de første seks uger på sygedagpenge samt de midlertidige ydelser. 25-50-årige.

Grafik: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd • Kilde: AE på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM.

Interaktiv udgave af figuren:

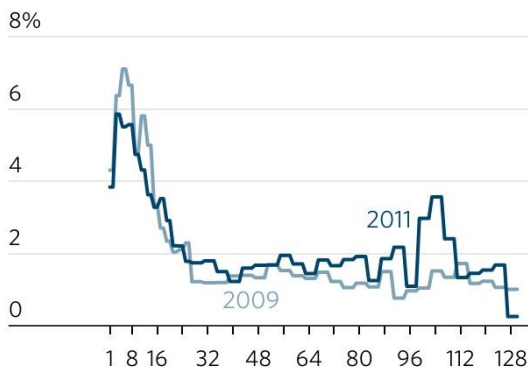
<https://www.datawrapper.de//46Twe/>



FIGUR 4A

### Afgangsrater, industri

Figuren viser den ugentlige afgang til beskæftigelse for de nyledige i 1. halvår 2009 og 1. halvår 2011.



Anm.: Varigheden er opgjort ud fra uger med dagpenge, feriedagpenge, kontanthjælp, og de første seks uger på sygedagpenge samt de midlertidige ydelser. 25-50-årige.

Grafik: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd • Kilde: AE på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM.

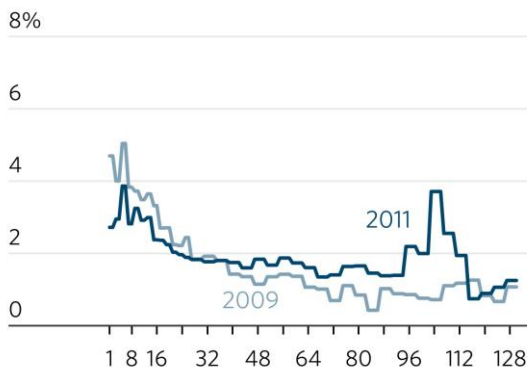
Interaktiv udgave af figuren:

<https://www.datawrapper.de/ /k9HiZ/>

FIGUR 4B

### Afgangsrater, offentligt ansatte

Figuren viser den ugentlige afgang til beskæftigelse for de nyledige i 1. halvår 2009 og 1. halvår 2011.



Anm.: Varigheden er opgjort ud fra uger med dagpenge, feriedagpenge, kontanthjælp, og de første seks uger på sygedagpenge samt de midlertidige ydelser. 25-50-årige.

Grafik: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd • Kilde: AE på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM.

Interaktiv udgave af figuren:

<https://www.datawrapper.de/ /zez1Z/>

Én af de justeringer, som vi laver i den økonometriske model er, at vi justerer modellen, så den tager højde for, at afgang til beskæftigelse ikke er proportional over hele ledighedsforløbet for brancher. Det vil sige, at vi f.eks. tillader, at afgangsraten til beskæftigelse tidligt i dagpengeperioden kan være dobbelt så store for tidligere industriansatte som for tidligere offentligt ansatte, men ens for de to grupper senere i dagpengeperioden.

### Brugen af arbejdsfordelinger

En arbejdsfordeling er en ordning, som en virksomhed kan anvende for at undgå afskedigelser i perioder med f.eks. manglende ordretilgang. Mens der er en aftale om arbejdsfordeling, må arbejdsgiveren ikke afskedige ansatte på grund af arbejdsmangel. Det særegne ved ledige på arbejdsfordeling er, at de ledige på arbejdsfordeling som udgangspunkt vender tilbage til samme virksomhed, når arbejdsfordelingsordningen er slut. Varigheden af forløb i arbejdsfordeling kan vare fra få uger op til 26 uger.<sup>6</sup>

Som det fremgår af Figur 5, steg tilgangen til arbejdsfordelingsordningen markant i første halvår af 2009. I første halvår 2009 var der godt 23.400 dagpengemodtagere, som påbegyndte en arbejdsfordeling i op til 13 uger, mens der til sammenligning var knap 2.200 i 1. halvår 2011. Hvis vi antager, at de alle startede på et nyt dagpengeforløb, svarer det til 21,5 procent af de nyledige i 2009-gruppen, mens det kun udgør godt tre procent i 2011-gruppen.

Derudover var der i 1. halvår 2009 godt 5.300, som påbegyndte en arbejdsfordeling over 13 uger, mens der i 1. halvår 2011 kun var knap 250 påbegyndte forløb over 13 uger.

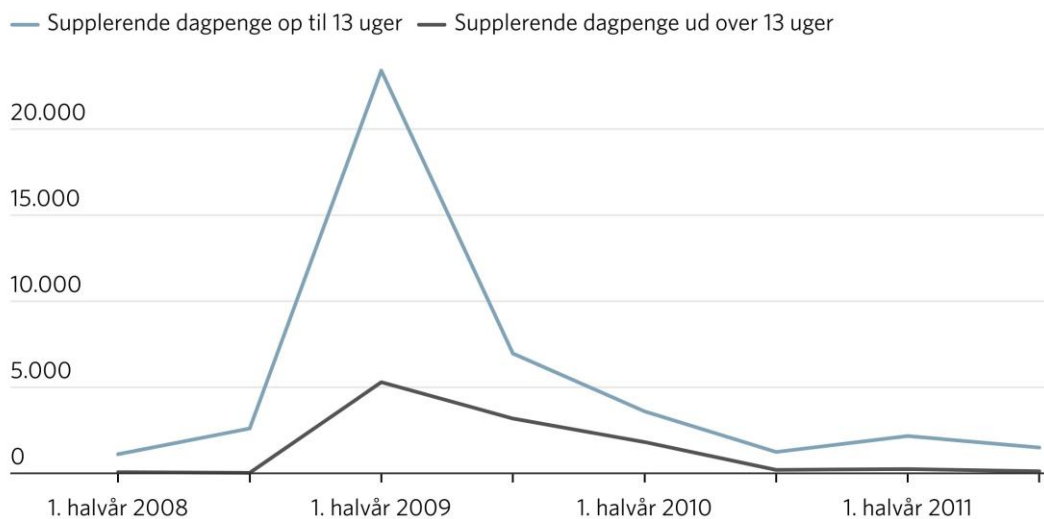
<sup>6</sup> Se f.eks. <https://www.3fkongres.dk/2013/nyheder/8934f17c60ab41b2988c9e8e7d489e96-20100127-32000-paa-tvungen-jobdeling-i-2009.html>

Overgangen fra ledighed til beskæftigelse er derfor ikke baseret på den lediges adfærd på det tidspunkt, hvor den ledige stopper på dagpenge, men derimod baseret på beslutninger, som er truffet i virksomheden. Brugen af arbejdsfordelinger bidrager formentlig til, at afgangsraterne til beskæftigelse er højere for 2009-gruppen i begyndelsen af dagpengeperioden, samt at afgangsraterne for 2009- og 2011-gruppen krydser omkring 26 ugers ledighed.

FIGUR 5

## Tilgangen til arbejdsfordelinger, 1. halvår 2008 - 2. halvår 2011.

Figuren viser den relativt store tilgang til arbejdsfordelingsordningen i 1. halvår 2009.



Grafik: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd • Kilde: AE på baggrund af Jobindsats.dk.

Interaktiv udgave af figuren: <https://datawrapper.dwcdn.net/EI4KA/2/>

Som det fremgår af Bilagstabel 2 blev arbejdsfordelinger især brugt i industrien. Da brugen af arbejdsfordelinger både betyder noget for deltagelse i især 2009-gruppen og for muligheden for at komme i job efterfølgende, er det vigtigt, at vi får taget hånd om arbejdsfordelinger i vores estimationer. Ellers vil brugen af arbejdsfordelinger påvirke effektestimaterne.

Arbejdsfordelingsordningen skaber problemer for vismændenes estimationer i Figur 1, fordi den alt andet lige gør kontrolgruppen stærkere. Det trækker i retning af en negativ reformeffekt tidligt i ledighedsforløbet, hvilket også fremgår af Figur 1. I det omfang, personer på arbejdsfordeling kommer hurtigere i job, vil de grupper, som har været omfattet af arbejdsfordelingsordningen, alt andet lige fremstå stærkere, end de reelt er i forhold til de øvrige grupper af ledige. Når vi beregner den kontrafaktiske afgangskurve for 2011-gruppen, risikerer vi, at afgangsraterne (for de længere ledighedsforløb) bliver lavere, end de reelt er. Det betyder, at vi vil overvurdere effekten af at afkorte dagpengeperioden.<sup>7</sup> En del af den estimerede reformeffekt skyldes øget brug af arbejdsfordeling i 2009 og ikke ændret adfærd blandt ledige i 2011.

<sup>7</sup> Da vi beregner effekten for de ledige i 2011 efter reformen (deltagergruppen) er den faktiske afgangsrate for 2011-gruppen i princippet givet, og vi skal derfor alene estimere/prædiktere det kontrafaktiske forløb for de ledige i 2011. Med det kontrafaktiske forløb menes afgangsmønsteret for de ledige i 2011-gruppen (efter reformen), hvis de havde været ledige i 2009 (før reformen).

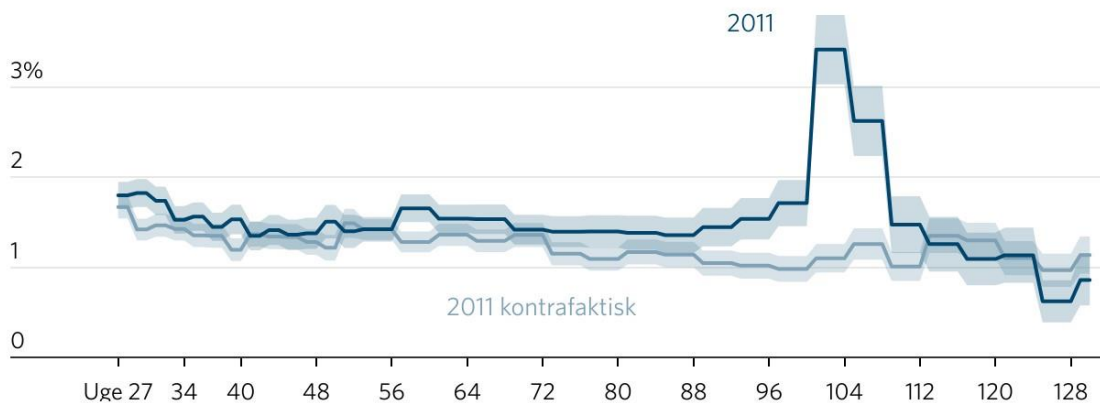
Vi har ikke mulighed for at identificere ledige på arbejdsfordelingsordninger i vores data. Vi kan dog vælge alene at se på ledighedsforløb, som har været ledige i mere end 26 uger.

Figur 6 viser adfærdseffekten af det afkortede dagpengeforløb, når vi kun ser på ledighedsforløb med en varighed over 26 uger. Som det fremgår af figuren, er det først reelt omkring 88 ugers varighed (fire måneder før dagpengeophør), at der kan ses en statistisk signifikant effekt til beskæftigelse.<sup>8</sup> SFI – nu VIVE – har tidligere fået resultater, der er på linje med disse.<sup>9</sup>

FIGUR 6

## Gennemsnitlig afgang fra ledighed til job med og uden reformen. Forløb med varigheder over 26 uger.

Figuren viser sandsynligheden for at finde job for hver uge af dagpengeperioden i et scenarie med en toårig og en fireårig dagpengeperiode.



Anm.: Der er angivet 95%-konfidensintervaller. Konfidensintervaller er beregnet ved Delta-metoden.

Grafik: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd • Kilde: AE på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM samt DST's registre.

Interaktiv udgave af figuren: [https://www.datawrapper.de/\\_/q1B0I/](https://www.datawrapper.de/_/q1B0I/)

### Brancher krydset med tid

Som vist ovenfor ændrede sammensætningen af de ledige sig meget fra 2009 til 2011, hvor især tidligere industriansatte (med relativt stejle afgangskurver) fyldte meget i starten af finanskrisen, og offentligt ansatte (med relativt flade afgangskurver) fyldte meget efter genopretningspakken. Vismændene og ministerierne tager i nogen grad højde for, at der er forskel på, hvor hurtigt man kommer i job afhængigt af, hvilken branche man kommer fra. Men de låser forholdet mellem afgangsraten for personer fra forskellige brancher, så der er samme forhold mellem afgangsraten for f.eks. tidligere industriansatte og tidligere offentligt ansatte i dagpengeperiodens uge 1 som i uge 100.

Problemet er, som vi viste ovenfor, at afgangskurverne for forskellige brancher ikke er proportionale.

For at løse antagelsen om, at hele forskellen mellem 2009- og 2011-afgangskurvernes facon skyldes reformen, kan man justere estimationsmodellen, så man tillader, at også de lediges

<sup>8</sup> For at sikre, at afgrænsningen med forløb over 26 uger, ikke er drevet af forskelle mellem de to grupper, har vi testet validiteten ved, at balancere grupperne med entropy balancing. Denne fremgangsmåde giver stort set samme resultat. Dette test er ikke vist i analysen. Vi har derudover undersøgt reformeffekten ved at udelade personer, som vender tilbage til den virksomhed, de var ansatte i før de blev ledige, hvilket også trækker i retning af en lavere reformeffekt.

<sup>9</sup> SFI (2014): 'Konsekvenser af dagpengeperiodens halvering' v. Anders Bruun Jonassen.

branchetilhørsforhold kan give forskelle i afgangskurvernes facon. Det kan man gøre ved at tilføje branche-dagpengeuge-kryds til modellen, så branchetilhørsforholdets betydning for afgangskurvernes niveau kan variere hen over dagpengeperioden. Det er et standard robusthedstjek i den økonomiske litteratur.

Med denne fremgangsmåde låser vi ikke længere forholdet mellem afgangsraten for personer fra forskellige brancher. Vi tillader, derfor at der f.eks. kan være ét forhold i starten af ledighedsperioden for tidligere industriansatte og tidligere offentligt ansatte, men der kan være et andet forhold senere i ledighedsperioden. På den måde får vi til en vis grad isoleret effekten af arbejdsfordelingsordningen til kun at påvirke de korte forløb.

Når vi tilføjer branche-dagpengeugekryds til modellen, er estimatet for afgangseffekten kun statistisk signifikant i de sidste tre måneder før dagpengeophør og i løsrevne uger før.<sup>10</sup> Det fremgår af Figur 7.

FIGUR 7

## Gennemsnitlig afgang fra ledighed til job med og uden reformen. Brancher krydset med tid.

Figuren viser sandsynligheden for at finde job for hver uge af dagpengeperioden i et scenarie med en toårig og en fireårig dagpengeperiode.



Anm.: Der er angivet 95%-konfidensintervaller. Konfidensintervaller er beregnet ved Delta-metoden.

Grafik: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd • Kilde: AE på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM samt DST's registre.

Interaktiv udgave af figuren: [https://www.datawrapper.de/\\_/wcM6K/](https://www.datawrapper.de/_/wcM6K/)

## Grupperne gøres sammenlignelige med entropy balancing

I de to foregående afsnit har vi testet for to problemer i vismændenes og Dagpengekommissionens/Finansministeriets estimationer. Dels, at afgangskurverne for især industriansatte blev fladere fra 2009 til 2011 af andre årsager end reformen, og dels at brancher, der ser ud til at have relativt flade afgangskurver, udgjorde en større andel af de ledige i 2011. Men grupperne af ledige før og efter reformen afviger også fra hinanden på andre parametre end deres branchetilhørsforhold. I dette afsnit bruger vi en alternativ tilgang til at håndtere sammensætningsforskelle, som er mere generel, men som til gengæld ikke eksplicit håndterer det proportionalitetsproblem, der er knyttet til branchetilhørsforholdet.

<sup>10</sup> I interaktionen mellem branche og tid er branchegrupperne krydset med samtlige tidsintervaller i analysen, da det ikke er lykket at få modellen til at køre rundt med færre tidsperioder. I de lange ledighedsforløb er brancheestimerne derfor baseret på celler med relativt få observationer. Et visuelt check indikerer imidlertid ikke, at standardfejlene er blevet afgørende større.

Konkret bruger vi den såkaldte entropy-metode til at sikre større overensstemmelse i sammensætningen af de ledige før og efter reformen.<sup>11</sup>

Hver ledig har i princippet sin egen individuelle afgangskurve – sin egen sandsynlighed for at få job i hver uge af dagpengeperioden. Vi er interesserede i, hvordan reformen påvirker den gennemsnitlige dagpengemodtagers individuelle afgangskurve, men vi kan ikke observere de samme personer med og uden reformen. Det forsøger entropy-metoden at løse ved for hver 2011-dagpengemodtager at sammensætte en "syntetisk dobbeltgænger" ud af de ledige i 2009-gruppen; konkret vægtes de ledige i 2009-gruppen ud fra, hvor meget de ligner 2011-dagpengemodtageren på en række punkter.

Dermed får man to grupper, 2011-gruppen og en syntetisk/hypotetisk 2009-gruppe, der er vægtet til at ligne 2011-gruppen på en lang række baggrundsforhold.<sup>12</sup> Når man ser på faconen af afgangskurverne, vil 2011-gruppen ligne den vægtede 2009-gruppe mere end den faktiske 2009-gruppe. Derfor kan man bedre tillade sig at antage, at hele den resterende forskel i afgangskurvernes facon skyldes reformen. Entropy balancing er nærmere beskrevet i Boks 1 i bilaget.

Når vi balancerer grupperne med entropy-metoden er estimeret for afgangseffekten kun statistisk signifikant tre måneder før dagpengeophør samt i løseve uger før.<sup>13</sup> Det fremgår af Figur 8.

FIGUR 8

## Gennemsnitlig afgang fra ledighed til job med og uden reformen. Grupperne er balanceret med entropy balancing.

Figuren viser sandsynligheden for at finde job for hver uge af dagpengeperioden i et scenarie med en toårig og en fireårig dagpengeperiode.



Anm.: Der er angivet 95%-konfidensintervaller. Konfidensintervaller er beregnet ved Delta-metoden.

Grafik: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd • Kilde: AE på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM samt DST's registre.

Interaktiv udgave af figuren: <https://www.datawrapper.de//KWHH6/>

<sup>12</sup> I analysen har vi balanceret de to grupper for samtlige forklarende variable i modellen. Det er derudover testet (ikke vist i analysen), hvordan effekten er, hvis vi balancerer på en mindre del af de forklarende variable. Det giver stort set samme resultater.

<sup>13</sup> Afgangsraterne til beskæftigelse er her beregnet i en model, hvor der ikke indgår forklarende variable, hvilket svarer til at beregne Kaplan Meier afgangsrater for de to grupper.



## Afgange til andet end beskæftigelse

Varigheden af ledighedsperioden opgøres, indtil den ledige har fire sammenhængende uger uden de ydelser, som vi tæller med i varigheden af ledighedsforløbene. Hvis personen har fire uger med beskæftigelse, registreres skiftet som et skift til beskæftigelse. Hvis personen ikke har en beskæftigelsesmarkering i mindst fire uger, indgår forløbet fra denne varighed ikke længere i beregningerne (forløbene censureres).

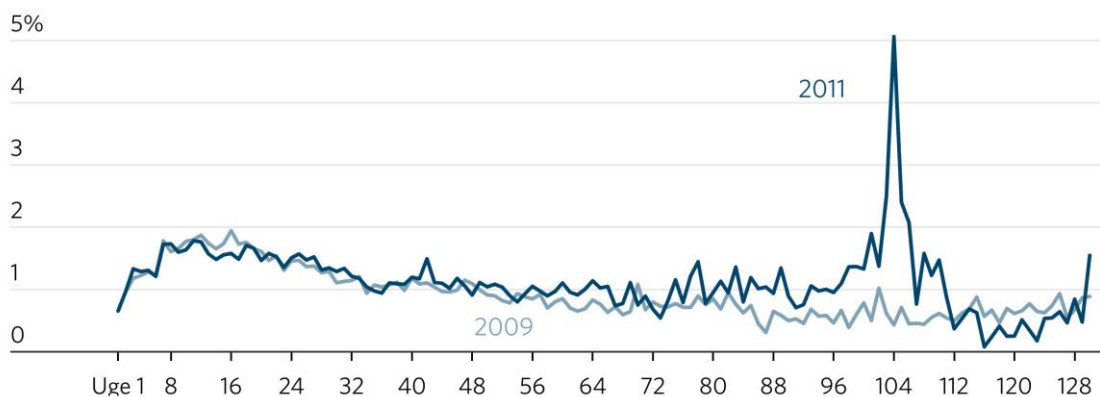
Vores økonometriske model bygger på en antagelse om, at de ledighedsforløb/ledige, som afsluttes til andet end beskæftigelse (censurerede forløb) i gennemsnit har samme underliggende afgangsmønster til beskæftigelse som de ledighedsforløb, der ikke afgår til andet end beskæftigelse (ikke-censurerede forløb).

Når vi sammenligner andelen, som afgår til andet end beskæftigelse i vores 2009- og 2011-grupper, ser vi, at der er forholdsmæssigt mange ledige, som afgår til andet end beskæftigelse i 2011-gruppen efter omkring 52 ugers varighed i forhold til 2009-gruppen. Dette fremgår af Figur 9.

FIGUR 9

### Andel forløb, som afsluttes til andet end beskæftigelse, 1. halvår 2009 og 1. halvår 2011.

Figuren viser, at en relativt større andel af 2011-gruppen overgår til andet end beskæftigelse.



Anm.: Varigheden er opgjort ud fra uger med dagpenge, feriedagpenge, kontanthjælp, og de første seks uger på sygedagpenge samt de midlertidige ydelser. Afgange er defineret som fire sammenhængende uger uden de ydelser, som indgår i beregning af varigheden af ledighedsforløb. Aldersmæssigt er der afgrænset til de 25-50-årige.

Grafik: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd • Kilde: AE på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM.

Interaktiv udgave af figuren: <https://www.datawrapper.de//XmQ3t/>

Spørgsmålet er derfor, om den større andel, som kommer i beskæftigelse efter omkring ét års varighed i 2011-gruppen i forhold til 2009-gruppen, kan forklares ud fra, at en større andel af de ledige overgår til andre ordninger som f.eks. sygedagpenge.

Hvis en større andel af de ledige i 2011-gruppen overgår til andre ordninger, kan den stigende afgang til beskæftigelse i 2011-gruppen, som vi så i afgangsraterne tidligere, forklares ud fra, at nævneren bliver mindre. En større afgang til sygedagpenge i 2011-gruppen kan f.eks. forklares ud fra, at de ledige i større grad melder sig syge efter, at dagpengeperioden er halveret (f.eks. på grund af den kortere dagpengeperiode). Sygedagpengeforløb udover seks uger forbruger ikke af dagpengeperioden.



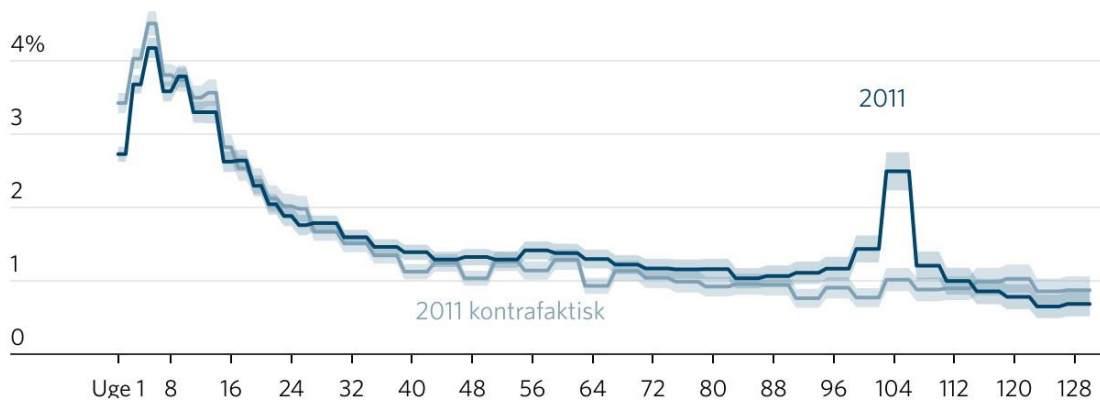
For at teste effektestimatets robusthed over for dette undlader vi at censurere overgange til sygedagpenge. Her er det vigtigt at gøre opmærksom på, at vi i forvejen – i lighed med Dagpengekommissionen/Finansministeriet – har de første seks uger på sygedagpenge med i vores varighed, da disse uger også forbruger af dagpengeperioden. Så det virker som en rimelig antagelse.

Figur 10 viser reformeffekten af den afkortede dagpengeperiode, når vi ser på entropy balancing tilgangen, hvor alle uger på sygedagpenge indgår i varigheden af ledighedsforløb. Som det fremgår af figuren, er det først omkring tre måneder før dagpengeudløb samt i løsrøve uger før, at der er kan ses en signifikant reform effekt. Som det fremgår af figuren, er reformeffekten omkring dagpengeudløb også blevet mindre.

FIGUR 10

### Gennemsnitlig afgang fra ledighed til job med og uden reformen. Entropy balancing plus sygedagpenge i varigheden.

Figuren viser sandsynligheden for at finde job for hver uge af dagpengeperioden i et scenarie med en toårig og en fireårig dagpengeperiode.



Anm.: Der er angivet 95%-konfidensintervaller. Konfidensintervaller er beregnet ved Delta-metoden.

Grafik: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd • Kilde: AE på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM samt DST's registre.

Interaktiv udgave af figuren: [https://www.datawrapper.de/\\_/EGghT/](https://www.datawrapper.de/_/EGghT/)

Når Finansministeriet laver konsekvensberegninger af dagpengeforslag, tager man højde for overgange til sygedagpenge i den makroøkonomiske Dagpengemodel, hvor afgang fra ledighed ud af arbejdsmarkedet også er modelleret. Således løser man problemet med censurede forløb ved at reducere den base af ledige, som man ganger afgangseffekten på.

I den makroøkonomiske Dagpengemodel antager Finansministeriet, at personer under opsigelse reagerer på samme måde på dagpengeændringer som ledige. Den antagelse ligger til grund for Dagpengemodellens *tilgangseffekt*. Imidlertid modellerer man ikke afgang fra opsigelsesperioden ud af arbejdsstyrken. Ved at gange en afgangseffekt, hvor der ikke er taget højde for censurede forløb, på en base af opsagte, som ikke er reduceret af afgang ud af arbejdsstyrken, får man derfor en større afgangseffekt blandt opsagte end blandt ledige. Implicit antager man altså, at opsagte reagerer stærkere på dagpengeændringer, end ledige gør.

### Kombinationer af de økonometriske metoder

Ovenfor har vi med tre forskellige estimationsmetoder vist, at reformeffekten ligger markant senere end i vismændenes og Finansministeriets/Dagpengekommissionens beregninger. Derudover har vi vist at den større tilgang til andet end beskæftigelse også kan have betydning for reformeffekten.

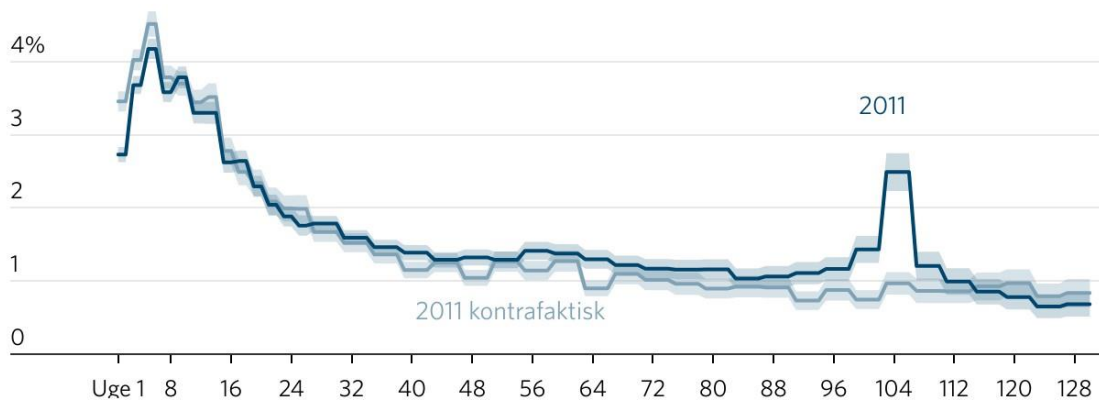
I dette afsnit kombinerer vi nogle af de anvendte metoder. I de to nedenstående kørsler bruger vi en double-robust tilgang, hvor vi både vægter grupperne, så de ligner hinanden, og en varighedsmodel, hvor der indgår forklarende variable. Først vil vi kombinere modellen med entropy balancing, hvor vi derudover krydser brancher med tid i ledighed, samt lader sygedagpenge indgå i varigheden. I den sidste kørsel vil sygedagpenge ikke indgå.

I modellen, hvor sygedagpenge indgår i varigheden, er det igen først omkring tre måneder før dagpengeudløb samt i løsevne uger før, at der kan ses en statistisk signifikant reformeffekt.

FIGUR 11

### Gennemsnitlig afgang fra ledighed til job med og uden reformen. Entropy, branchekryds med tid, sygedagp. i varighed.

Figuren viser sandsynligheden for at finde job for hver uge af dagpengeperioden i et scenarie med en toårig og en fireårig dagpengeperiode.



Anm.: Der er angivet 95%-konfidensintervaller. Konfidensintervaller er beregnet ved Delta-metoden.

Grafik: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd • Kilde: AE på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM samt DST's registre.

Interaktiv udgave af figuren: [https://www.datawrapper.de/\\_/3P0kn/](https://www.datawrapper.de/_/3P0kn/)

Når vi kombinerer modellen med entropy balancing, og derudover krydser brancher med tid i ledighed, det igen først omkring tre måneder før dagpengeudløb samt i løsevne uger før, at der kan ses en statistisk signifikant reformeffekt.

FIGUR 12

## Gennemsnitlig afgang fra ledighed til job med og uden reformen. Entropy balancing og branchekryds med tid.

Figuren viser sandsynligheden for at finde job for hver uge af dagpengeperioden i et scenarie med en toårig og en fireårig dagpengeperiode.



Anm.: Der er angivet 95%-konfidensintervaller. Konfidensintervaller er beregnet ved Delta-metoden.

Grafik: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd • Kilde: AE på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM samt DST's registre.

Interaktiv udgave af figuren: [https://www.datawrapper.de/\\_/zTdfq/](https://www.datawrapper.de/_/zTdfq/)

### Supplerende dagpenge, jobrettet uddannelse og dimittender

Udover brugen af arbejdsfordelinger, sammensætningen af de ledige og afgang til sygedagpenge er der en række mere datamæssige problemstillinger, der kan have betydning, når reformeffekten af den afkortede dagpengeperiode skal evalueres. Det drejer sig om afgang fra supplerende dagpenge, fra jobrettet uddannelse og afgang for dimittender. Nedenfor vil vi diskutere betydningen af de forhold samt en række andre mulige problemer i Finansministeriets datasæt.

#### Supplerende dagpenge

Når Beskæftigelsesministeriets DREAM-database anvendes til at belyse ledighedsforløb blandt dagpengemodtagere, er det et åbent spørgsmål, hvordan forløb på supplerende dagpenge skal håndteres. Dagpengemodtagere, som modtager supplerende dagpenge, er personer, som samtidig er i beskæftigelse på deltid. Det vil sige, at vi har at gøre med personer, som reelt er i ordinær beskæftigelse, men som samtidig er registreret som ledige. I dag er det muligt at være på supplerende dagpenge i 30 uger.

Når ledige har opbrugt de 30 uger på supplerende dagpenge, og hvis de derefter fortsætter i samme job, vil de fremgå med en afgang til beskæftigelse i vores analyse. Der er derfor risiko for, at overgangen til beskæftigelse ikke er baseret på den lediges adfærd i forhold til tidspunkt for udløb af dagpengeperioden, men på baggrund af en mulighed i arbejdsløshedslovgivningen.

I denne analyse har vi ikke korrigeret for brugen af supplerende dagpenge, da vi ligesom Dagpengekommissionen/vismændene antager at, der ikke er forskel mellem 2009- og 2011-gruppen.<sup>14</sup> Denne antagelse bygger vi dog ikke på empiriske tests, men på et hensyn til dette analysearbejdes omfang. Når ministerierne bruger estimater for dagpengereformens effekt til at skønne over virkningen af ændrede

<sup>14</sup> Personer på arbejdsfordeling, brugte af perioden, som de kunne være på supplerende dagpenge.

dagpengeregler, bør de argumentere for, i hvilket omfang og hvornår afgang til beskæftigelse fra supplerende dagpenge bør indgå. Skal dagpengeforløbet f.eks. afsluttes ved påbegyndelse af supplerende dagpenge, eller når perioden på supplerende dagpenge stopper?

### Jobrettet uddannelse

Dagpengemodtagere, som begynder en ny dagpengeperiode, havde i 2009 og 2011 ret til seks ugers jobrettet uddannelse. I DREAM-registret indgår der først oplysninger om jobrettet uddannelse fra august 2009.<sup>15</sup> Det vil sige, at for størstedelen af de nyledige i 2009 vil det ikke fremgå i vores registre, om de har benyttet muligheden for seks ugers jobrettet uddannelse.

Dermed risikerer vi dels, at vi beregner varigheden af ledighedsforløbet i 2009-gruppen forkert, samt at der kan være grupper af ledige, som slet ikke indgår. Derudover er der risiko for, at vi vil afslutte (censurere) ledighedsforløb, som reelt fortsat er ledige.<sup>16</sup>

Personer, som brugte jobrettet uddannelse før august 2009, er som udgangspunkt ikke registreret som ledige i DREAM i de uger. Erfaringsmæssigt ved vi, at jobrettet uddannelse, som blev givet i forbindelse med en handlingsplan, kan være registreret som aktiverede/ledige i DREAM. Så vi er på lidt usikker grund rent datamæssigt her.<sup>17</sup> På grund af usikkerhed omkring data har vi for nuværende valgt at udelade dette robusthedstjek i analysen.

Tilgangen til jobrettet uddannelse blandt de nyledige i 1. halvår i 2009, 2010 samt 2011 er vist i Figur 13. Grunden til, at 2010 indgår, er, at der kom beløbsmæssige restriktioner på brugen af jobrettet uddannelse i 2011. 2010 synes derfor at være et bedre sammenligningsgrundlag. Der var 5.700 færre påbegyndte forløb i 2009 sammenlignet med 2010, på trods af at der var flere nyledige i 2009 end i 2010. De manglende oplysninger om jobrettet uddannelse i 2009 har derfor et ret stort omfang.

<sup>15</sup> Før august 2009 lå jobrettet uddannelse ressortmæssigt i Undervisningsministeriet. I 2009 og 2011 hed ordningen seks ugers selvalgt uddannelse.

<sup>16</sup> Der er derudover risiko for, at dagpengemodtagere, som kun har deltaget i jobrettet uddannelse før august 2009, slet ikke indgår i DREAM, og heller ikke er med i denne analyse. Dette kan forklares ud fra, at indplaceringsdatoerne i DREAM er betinget af, at der er udbetalt dagpenge i ledighedsforløbet.

<sup>17</sup> Vi har ikke korrigeret for, at personer, som er på jobrettet uddannelse i en given uge, samtidig kan være på dagpenge i ugen.

FIGUR 13

**Tilgang til jobrettet uddannelse, 1. halvår 2009 - 1. halvår 2011.**

Figuren viser den relativt lave tilgang til jobrettet uddannelse i 1. halvår 2009.



Grafik: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd • Kilde: AE på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM

Interaktiv udgave af figuren: [https://www.datawrapper.de/\\_/FKdP/](https://www.datawrapper.de/_/FKdP/)

**Dimittender direkte på dagpenge i 2011**

Derudover havde dimittender i 2011 mulighed for at komme direkte på dagpenge efter at have afsluttet en erhvervskompetencegivende uddannelse, hvor de i 2009 først kunne modtage dagpenge efter fire uger. De ledige dimittender, som fandt job i løbet af de første fire uger efter afsluttet uddannelse, vil derfor ikke indgå i 2009-gruppen, men kun i 2011-gruppen. Derudover er der risiko for, at vi beregner varigheden af ledighedsforløb i op til ti uger forkert for 2009-gruppen (inklusive evt. manglende oplysninger om seks ugers jobrettet uddannelse). Dette har betydning, når vi sammenligner afgangsrater for 2009- og 2011-gruppen. Der er ikke taget højde for dette i denne analyse.

**Mulige udfordringer i Finansministeriets datasæt**

I Finansministeriet/Dagpengekommissionens estimer af afgangseffekter tillades det, at ledige kan indgå med flere ledighedsforløb. Det kan være en god idé at bruge den information, som flere ledighedsforløb bidrager med. En antagelse i den økonometriske model er dog, at ledighedsforløbene er uafhængige. Når der indgår flere ledighedsforløb per person i beregningerne, vil disse forløb være korrelerede. Det er muligt at tilpasse den økonometriske model, så den enkelte ledige kan have flere ledighedsforløb. I dokumentationen til Finansministeriets/Dagpengekommissionens model fremgår det dog ikke, om og hvordan der er taget højde for dette.

Finansministeriets/Dagpengekommissionens skriver, at estimationerne er baseret på samtlige dagpengeforløb fra 2008 og frem til udgangen af 2014. Det er dog kun ledige, som bliver indplaceret i en ny (hel) dagpengeperiode efter 2008, som bør indgå i estimationerne. Hvis der indgår ledighedsforløb, hvor de første ledighedsuger er udeladt af data (venstre-censurerede forløb), er det en klar fejl.

## Konklusion

Analysen viser, at vismændene overvurderer effekten af at forkorte dagpengeperioden i 2010. De ledige reagerede ikke halvandet år før dagpengeudløb, men snarere tre-fire måneder før. Det flugter med SFI's resultater, som viste en effekt ca. fire måneder før dagpengeudløb.

Når Finansministeriet skønner, hvad dagpengeændringer betyder for arbejdsudbuddet og de offentlige finanser, så sker det ved hjælp af en makroøkonomisk model, Dagpengemodellen, som Finansministeriet udviklede i 2015. De centrale adfærdseffekter i Dagpengemodellen bygger på en effektanalyse med et mere detaljeret datagrundlag end vismændenes, men hvor mange af de grundlæggende antagelser er de samme.

Således tager hverken vismændene eller Finansministeriet højde for, at der var forskel på, hvor meget man før og efter dagpengereformen i 2010 brugte arbejdsfordelinger samt den generelt store forskel på gruppernes baggrundskarakteristika. De forskelle bliver fejlagtigt regnet med som en del af dagpenge-reformens effekt.

Hvis man kontrollerer for de forskelle, bliver vismændenes effekttestimat markant mindre, og også Finansministeriets estimat vil blive mindre. Da vi desværre ikke har fået adgang til Finansministeriets data, kan vi dog ikke sætte tal på, hvor meget de nævnte forhold reducerer ministeriets effektestimater. De ovenfor udførte robusthedstests kan betyde mindre for Finansministeriets estimationer end for vismændenes, men kan potentielt også betyde mere, jf. Boks 2 i bilaget.

Når Finansministeriet overvurderer adfærdseffekten af dagpengeændringer, så vil ministeriet også overvurdere de makroøkonomiske konsekvenser af dagpengeændringer. Konkret vil ministeriet sætte et for højt prisskilt på, hvor meget en dagpengeforbedring koster på arbejdsudbuddet og de offentlige finanser. Det vil føre til at politiske beslutninger om dagpengesystemet træffes på et forkert grundlag.



## Bilag

## Boks 1. Sådan har vi gjort

Analysen er lavet på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM samt Danmarks Statistiks registre.

Ledige i analysen omfatter dagpengemodtagere, som begynder på en ny dagpengeperiode i 1. halvår 2009 samt 1. halvår 2011 jf. a-kassernes indberetning om første dag i dagpengeperioden. Varigheden af ledighedsforløb er opgjort på baggrund af uger på dagpenge, kontanthjælp samt de første seks uger på sygedagpenge fra ledighed. Analysen omfatter kun ledige, som havde bopæl i Danmark det pågældende år.

Afgange til beskæftigelse er defineret som fire sammenhængende uger med beskæftigelse. Beskæftigelse i en uge er defineret ud fra, om personen har en beskæftigelsesmarkering i måneden og samtidig ikke modtager andre offentlige ydelser i ugen. Ledighedsforløb, som afbrydes af fire uger uden de ovenfor nævnte ydelser, og ikke samtidig har en beskæftigelsesmarkering, indgår i beregningerne indtil dette tidspunkt. Der måles kun på første afgang til beskæftigelse eller til andet end beskæftigelse.

I analysen har vi i lighed med DØRS afgrænset populationen til de 25-50-årige.

*Økonometrisk model*

Afgangssandsynligheden for, hvornår en person kommer i beskæftigelse, er modelleret ved en complementary log-log specifikation, som ligeledes anvendes af både DØR og Dagpengekommissionen i deres effektanalyser af afkortning af dagpengeperioden. Modellen er en diskret repræsentation af den proportionale hazard-model i kontinuert tid.

Sandsynligheden for, hvornår person kommer i beskæftigelse efter  $t$  ugers ledighed, givet at personen var ledig i uge  $t-1$  er givet ved funktionen:

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

hvor  $\theta(t)$  er baseline hazarden, som er specificeret som stykvis konstant.  $\delta(t)$  er en funktion af samme form som baseline-hazarden, men interageret med en indikatorvariabel  $R$  for ledighedsforløb, som er påbegyndt i 2011 (efter dagpengereformen).  $R$  har således værdien én for ledige i 2011-gruppen, som har ret til to års dagpenge og nul for 2009-gruppen med ret til fire års dagpenge.  $X_i$  fanger de nylediges observerbare personkarakteristika som f.eks. alder, køn og uddannelse.

Baseline hazarden antages at være den samme for alle nyledige, herunder ledige før og efter refomen. Baseline-hazarden giver derfor formen på afgangsraterne for alle nyledige, mens de individuelle karakteristika kan påvirke niveauet for afgangsraterne. Med denne specifikation af modellen påvirker de individuelle karakteristika baseline-hazarden proportionalt over alle varigheder. Proportionalitetsantagelsen betyder blandt andet, at afgangsraterne for forskellige grupper ikke må krydse hinanden.

Det er proportionalitetsantagelsen som løsnes, når vi krydser brancher med ledighedens varighed. Hvor det i ovenstående model alene er reformeffekten  $\delta(t)R$ , som kan variere hen over ledighedsforløbet, tillader vi, at brancheestimerne også kan variere over ledighedens varighed  $\delta(t)$ .

*Entropy balancing*

I analysen benytter vi en metode, der hedder *entropy balancing*, til at korrigere for forskelle mellem deltagere (2011-gruppen) og kontrolgruppen (2009-gruppen). Entropy balancing tildeler hver person i populationen (her: nyledige i 1. halvår 2009 samt nyledige i 1. halvår 2011) en vægt. En person, der er ledige i deltagergruppen (2011-gruppen), får tildelt en vægt på én. Hvis personen er i kontrolgruppen (2009-gruppen), får personen en vægt, der sikrer, at kontrolpopulationen som helhed har præcis samme gennemsnit på baggrundsvariable i modellen.

Entropy balancing har nogle fordele i forhold til propensity score matching, som tidligere er benyttet i denne slags analyser. Hainmueller, J. (2012) oplister fire grunde til at benytte entropy balancing: Den første er, at der er bedre balance på tværs af alle baggrundsvariable, fordi balancekravet indgår direkte i vægtningen af kontrolgruppen. Det andet er, at hele kontrolgruppen indgår i analysen og ikke kun de (potentielt få) kontrolpersoner, der ligner deltagergruppen mest. Det giver dermed mere robuste estimater at benytte hele populationen, frem for at matche en mindre del af kontrol-populationen. Den tredje fordel er, at metoden både reducerer model-afhængighed af efterfølgende analyse (ligesom f.eks. propensity score matching), men også fjerner behovet for at estimere (og re-estimere) propensity-scoren, indtil der er balance i kontrolgruppens baggrundsvariable. Den fjerde fordel er, at metoden er meget efficient og let at implementere.

I analysen har vi valgt alene at balancere på gennemsnittet. Det er også muligt at balancere de kontinuerte variable på varians og skævhed.

Bilagstabel 1. Karakteristika blandt nyledige i 2009 og 2011		
	2009	2011
	Procent	Procent
25-30 år	22,6	29,0
30-40 år	39,3	37,5
40-50 år	38,1	33,4
Danskere	88,8	87,5
Vestlige indvandrere/efterkommere	2,8	4,0
Ikke-vestlige indvandrere/efterkommere	8,4	8,6
Uddannelse		
Grundskole	28,3	20,7
Faglært	45,6	39,9
KVU	4,8	5,1
MVU	11,1	19,5
LVU	8,2	12,7
Uoplyst	2,0	2,2
A-kasse		
3F	31,2	18,0
FOA	3,0	6,3
Metal	8,9	3,6
HK	7,4	8,3
Kristelig	10,7	11,5
Akademikernes	5,3	8,1
Magistre	2,5	3,4
Det Faglige Hus	4,1	4,9
Byggefagene	2,4	2,3
Min a-kasse	2,7	3,0
Lederne	2,2	3,0
FTF	3,2	4,5
ASE	3,4	4,3
Øvrige	13,1	18,8
Branche		
Landbrug mv.	0,9	1,1
Industri	32,8	12,4
Byggeri	12,6	9,6
Handel	19,1	18,5
Erhvervsservice mm.	15,2	17,9

Offentlig	9,7	23,5
Uoplyst	9,7	17,0
Hovedstadsområdet		
Storby	13,3	15,6
Provins	24,4	22,1
Opland	17,5	15,1
Land	24,3	20,0
Arbejdsfunktion (disco kode)		
Ledelse/højt	8,4	16,6
Kontor/mellem	17,6	15,2
Salg, service, omsorg	8,9	16,2
Håndværk, landbrug mv.	19,9	11,7
Proces- og maskinoperatør	16,6	6,1
Andet	28,7	34,3
Køn		
Mænd	59,9	46,8
Kvinder	40,2	53,2
Ejerskab		
Lejer	46,6	49,1
Ejer	53,4	51,0
Familieforhold		
Gift	42,4	40,3
Samboende	23,8	24,9
Enlig	33,8	34,8
Børn		
Ingen børn	48,0	48,1
Et barn	20,9	21,1
To børn	23,0	22,9
Tre børn mm	8,1	7,9
Uddannelse		
Ikke dimittend	91,6	81,8
Dimittend	8,4	18,2
Lønindkomst		
Op til 200.000 kr.	20,3	34,1
250-350.000 kr.	53,3	45,3
Over 350.000 kr.	26,5	20,5
Aktiver ekskl. bolig		

Op til 10.000 kr.	34,6	31,0
10-50.000 kr.	39,4	42,4
Over 50.000 kr.	26,0	26,7

Anm: I estimationerne indgår derudover data om tidligere arbejdsmarkedshistorik, som f.eks. sygedagpenge, dagpenge, ledighedsforløb, offentlig forsørgelse. I 2009-gruppen er der godt 74.200 nyledige, mens der er godt 48.000 i 2011-gruppen.  
 Kilde: AE på baggrund af Beskæftigelsesministeriets DREAM samt DST's registre.

	Supplerende dagpenge op til 13 uger		Supplerende dagpenge udover 13 uger	
	1. halvår 2009	1. halvår 2011	1. halvår 2009	1. halvår 2011
Branche i alt	23.409	2.168	5.296	244
Landbrug, skovbrug og fiskeri	14	5	0	0
Industri mv.	19.076	1.546	4.396	182
Bygge og anlæg	403	108	106	4
Handel og transport mv.	2.656	167	505	19
Information og kommunikation	30	0	0	0
Finansiering og forsikring	102	30	26	8
Ejendomshandel og udlejning	307	137	65	0
Erhvervsservice	663	56	132	22
Offentlig adm. Mv.	14	0	0	0
Kultur, fritid og anden service	49	7	4	0
Uoplyst aktivitet	95	109	61	4

Kilde: AE på baggrund af Jobindsats.dk.

### Boks 2. Problemer i vismændenes metode går igen i Finansministeriets metode

De problemer, vi har fundet i vismændenes estimationer, er formentlig også til stede i Dagpengekommissionens/Finansministeriets estimationer. Finansministeriets metode afviger fra vismændenes på flere punkter, men især to er centrale: Finansministeriet ser dels på en længere tidsperiode (2008-2014) og ser dels ikke på effekten af at opbruge dagpenge, men på effekten af at gå procentmæssigt ned i ydelse (primært ifm. overgangen fra dagpenge til kontanthjælp/arbejdsmarkedsydelse).

Dermed har Finansministeriet ikke et eksplicit kontrolgruppe/*treatment*-gruppe-setup, men implicit har de stadig en kontrolgruppe (de ledige i 2008-2009, som fylder meget i datasættet) og en *treatment*-gruppe (de ledige i 2011-2014). Finansministeriets estimationer bygger også på en antagelse om proportionalitet. Der er derfor ikke noget fundamentalt i Finansministeriets analyse-setup, der gør deres tilgang immun over for de problemer, vi har påpeget her.

Det kan være, at de problemer, vi påpeger, har mindre betydning for Finansministeriets estimationer end for vismændenes, da Finansministeriets datasæt er større, og de ledige i 2009 hhv. 2011 ikke udgør hele kontrol-/*treatment*-gruppen. Men det kan også være, at det omvendte er tilfældet. Således gør Finansministeriets lange dataperiode det endnu vigtigere at håndtere ændringer i sammensætningen, den økonomiske situation i perioden samt administrative ændringer, som påvirker afgangskurvens facon.

## Litteratur

Finansministeriet, (2021), "Bilag Robusthedstests af estimerede adfærdseffekter i dagpengemodellen".

Dagpengekommissionen (2015), "DAGPENGEMODELLEN TEKNISK ANALYSERAPPORT"

De Økonomiske Råd (2014): "Effekter af en toårig dagpengeperiode på beskæftigelse og ledighed": En foreløbig evaluering af dagpengereformen', Arbejdsrapport 2014:3, v. Mikkel Nørlem Hermansen.

Hainmueller, J. (2012). "Entropy Balancing for Causal Effects": A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies. *Political Analysis*, 20(1), 25-46.  
doi:10.1093/pan/mpr025.

Hainmueller, J. & Yiqing Xu (2013). "Ebalance: A Stata package for Entropy Balancing". *Journal of Statistical Software*, Volume 54, Issue 7.

Judith D. Singer & John B. Willet (2003), "Applied Longitudinal Data Analysis", *Oxford University Press*.

Rockwool Fondens Forskningsenheds, RFF (2019), "Hvordan udvikler beskæftigelsen sig i Danmark".

SFI (2014): "Konsekvenser af dagpengeperiodens halvering", v. Anders Bruun Jonassen.