



Analyse

Effekterne af førtidspensions- og fleksjobreformen for unge i kontanthjælpssystemet og på ressourceforløb

September 2016

Udarbejdet af Ulla N. Philip, Ferhan Duvarci & Anita M. Glenny

Analysens hovedkonklusioner

Reformens første resultater

- Reformen har betydet at mere end 11 pct. af de personer, som blev førtidspensioneret, før reformen trådte i kraft, ville have haft større tilknytning til det ordinære arbejdsmarked eller uddannelsessystemet, hvis de havde undgået førtidspensionering. Effekten er målt 1½ år efter førtidspensionering.
- På tilsvarende vis vil 1,2 pct. have haft en større tilknytning til arbejdsmarkedet igennem et fleksjob, hvis personerne havde undgået en førtidspension.
- Reformen har således haft størst effekt på de unge kontanthjælpsmodtageres tilknytning til enten ordinær beskæftigelse eller uddannelse, mens reformen i mindre omfang har forbedret de unge kontanthjælpsmodtageres tilknytning til arbejdsmarkedet igennem et fleksjob.
- Blandt personer, der blev førtidspensioneret efter 1-2 års ledighed, får knap 6 pct. tilknytning til det ordinære arbejdsmarked eller uddannelsessystemet 1½ år efter førtidspensionering. Tilsvarende viser analysen, at knap 34 pct. af selvsamme personer havde haft tilknytning til det ordinære arbejdsmarked eller uddannelsessystemet, hvis de havde undgået en førtidspensionering. Det giver således en merafgang på 28 pct. point. Dertil kommer, at målgruppen i gennemsnit akkumulerer op mod 90 flere løntimer i ordinært beskæftigelse 14 måneder efter.

- Blandt personer, der bliver førtidspensioneret efter 8-9 års ledighed, får knap 6 pct. tilknytning til det ordinære arbejdsmarked eller uddannelsessystemet 1½ år efter førtidspensionering. Tilsvarende viser analysen, at knap 17 pct. af disse personer havde haft tilknytning til det ordinære arbejdsmarked eller uddannelsessystemet, hvis de havde undgået en førtidspensionering. Dertil kommer, at disse personer i gennemsnit akkumulerer op mod 44 flere løntimer i ordinær beskæftigelse 14 måneder efter.

Hovedbudskaber

- Reformen har haft en positiv effekt på unge kontanthjælpsmodtageres tilknytning til arbejdsmarkedet og uddannelsessystemet, hvilket særligt gør sig gældende for dem, der har været ledige mellem 1 og 8 år.
- Analysen viser, at jo tidligere i ledighedsforløbet en ung kontanthjælpsmodtager undgår at blive førtidspensioneret, desto større tilknytning formår vedkommende at have til arbejdsmarkedet senere hen.
- Den forbedrede tilknytning til arbejdsmarkedet og uddannelsessystemet sker dels ved, at målgruppen i større omfang afgår til enten ordinær beskæftigelse eller uddannelse samtidig med, at personerne også akkumulerer flere løntimer i ordinær beskæftigelse.

Analysens grundlag og følsomhedstest

- Analysens effekter baserer sig på en observationsperiode, der ligger mellem ½ og op til 2 ¾ år efter reformen blev indført. De præsenterede effekter opfanger derfor ikke hele reformeffekten, da det kræver længere tid, inden gruppen af ledige er klar til arbejdsmarkedet, fx fordi et ressourceforløb kan vare op til 5 år.
- Indeværende analyse bidrager således med de første spæde bud på reformens effekter for unge kontanthjælpsmodtagere, og omfatter i højere grad effekten af, at tilgang til førtidspension er blevet begrænset frem for reformens andre elementer såsom ressourceforløb.
- Analysen udfører en række følsomhedstest med henblik på at undersøge, hvor robuste resultaterne er. På baggrund af robusthedstestene, kan det ikke udelukkes, at niveauet for de præsenterede resultater i mindre grad kan være påvirket af andre forhold end reformen. Den såkaldte placebotest viser dog, at selv særdeles konservative bud på reformeffekterne er overvejende positive.

1. Indledning

Den 1. januar 2013 trådte en ny reform af førtidspension og fleksjob i kraft, der havde til formål at sætte større fokus på den enkeltes ressourcer samt at udvikle den lediges arbejdsevne. Dette skulle ske igennem en begrænset adgang til førtidspension, der særligt var målrettet personer under 40 år. Samtidig blev der indført en ny mulighed for et ressourceforløb, der havde til hensigt at give den ledige en mere helhedsorienteret og individualiseret indsats. Yderligere blev fleksjobordningen udvidet med minifleksjob, der i højere grad skulle gøre det muligt for personer med en meget begrænset arbejdsevne at have en tilknytning til arbejdsmarkedet igennem et fleksjob. Der var således flere elementer i reformen af førtidspension og fleksjob.

I denne analyse evalueres om den begrænsede adgang til førtidspension, i sammenhæng med andre elementer i reformen, har forbedret arbejdsevnen og arbejdstilknytningen for unge under 40 år på uddannelseshjælp, kontanthjælp eller i ressourceforløb (omtales fremadrettet som kontanthjælpsmodtagere), der efter reformen ikke længere kan få tilkendt en førtidspension.

Analysen vil evaluere effekten af reformen ved at undersøge arbejdsmarkedstilknytningen for en udvalgt gruppe af kontanthjælpsmodtagere, der blev førtidspensioneret umiddelbart *før*, reformen trådte i kraft og sammenholde deres arbejdsmarkedstilknytning med arbejdsmarkedstilknytningen for en lignende gruppe af kontanthjælpsmodtagere, der var ledige umiddelbart *efter* reformen, og derfor ikke havde mulighed for at blive førtidspensioneret.

Ved at sørge for at personerne i de to grupper ligner hinanden på en lang række observerbare karakteristika, vil forskellen i gruppernes arbejdsmarkedstilknytning kunne tilskrives reformen af førtidspension og fleksjobordningen.

2. Reform af førtidspension og fleksjob

Reformen af førtidspension og fleksjob trådte i kraft d. 1. januar 2013 og medførte væsentlige ændringer af begge ordninger. Reformen indebærer, at unge under 40 år i udgangspunktet ikke længere kan få tilkendt førtidspension, men i stedet skal deltage i et nyt introduceret ressourceforløb. I tilfælde, hvor det er åbenlyst, at borgeren ikke kan komme i beskæftigelse pga. alvorlig sygdom eller handicap, vil der fortsat være mulighed for at få tilkendt en førtidspension. I et ressourceforløb skal borgeren have en helhedsorienteret og koordineret indsats, der tager udgangspunkt i den enkeltes muligheder for at komme i uddannelse eller arbejde. Ressourceforløbene kan vare mellem et og fem år afhængig af den enkeltes behov.

Yderligere indebærer reformen en målretning af fleksjobordningen, der medfører, at personer med en meget begrænset arbejdsevne fremover også kan få glæde af ordningen. Denne målretning betyder, at der er sket en omfordeling af tilskuddene til fleksjobansatte, således at det er fleksjobansatte med de laveste

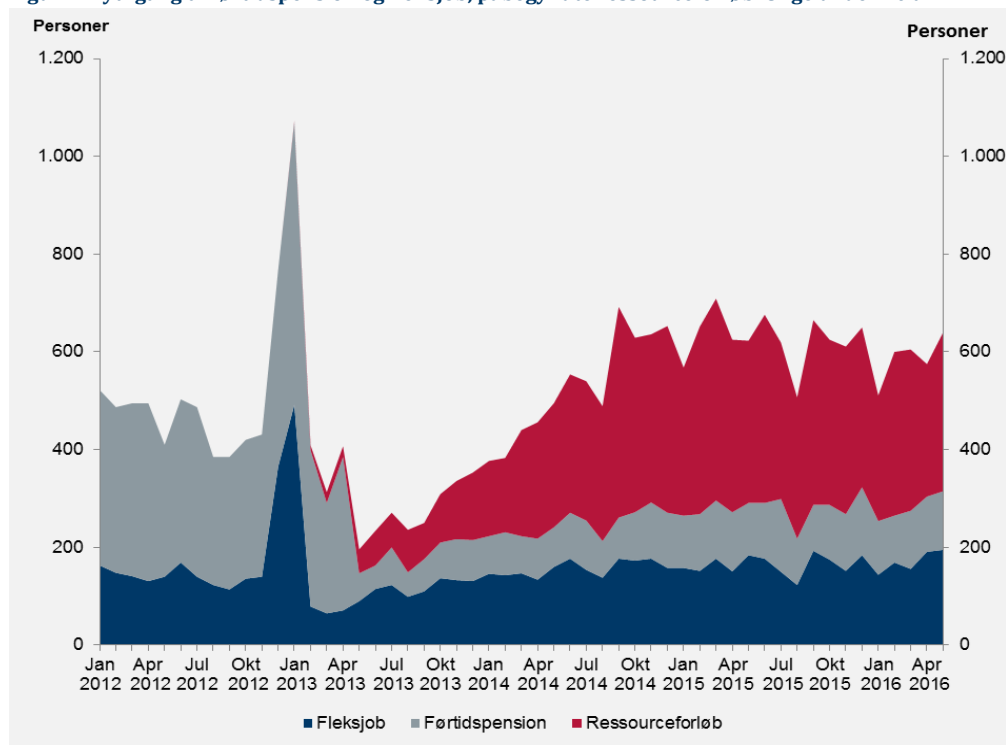
lønninger og dermed den mindste arbejdsevne, der nu modtager de største tilskud fremfor fleksjobansatte med høje lønninger. Ligeledes bliver der introduceret såkaldte minifleksjob, der gør det muligt at få et fleksjob i ganske få timer om ugen. Reformen har til formål, at fleksjobordningen på den ene side bliver åbnet op for ledige med lav arbejdsevne samtidigt med, at ordningen også bliver målrettet disse personer.

Siden reformen trådte i kraft, er der sket en opbremsning i antallet af nytilkendelser af førtidspension for de unge under 40 år. I 2012 blev der i gennemsnit tilkendt knap 325 førtidspensioner pr. måned til unge under 40 år, mens det i 2015 var faldet til godt 115 tilkendelser, *jf. figur 1*. Ressourceforløb blev indført med reformen, og efter en opstartsperiode, hvor der kun blev påbegyndt få ressourceforløb, blev der i 2015 startet knap 350 ressourceforløb om måneden. Endelig er omfanget af personer, der er visiteret til et fleksjob, i store træk uændret i perioden, efter reformen trådte i kraft. Både i 2012 og 2015 var der i gennemsnit omkring 160 nye visitationer til fleksjobordningen.

Til sidst skal det bemærkes, at der er en tydelig pukkel både i nytilkendelserne af førtidspension og visitation til fleksjobordningen umiddelbart før og efter, reformen trådte i kraft. Puklen fortsætter lidt efter reformen trådte i kraft, da påbegyndte sager før 1. januar 2013 blev behandlet efter de gamle regler.

Den øgede tilgang til førtidspension skyldes, at det efter reformen blev langt sværere at få tilkendt førtidspension for unge under 40 år. Det øgede antal visitationer til fleksjob kan skyldes flere af elementerne i reformen. Indfasningen af reformen betyder eksempelvis, at personer, der allerede har et fleksjob, kan fortsætte efter de gamle regler. I reformen indgår også krav om ansættelse efter de sociale kapitler i en periode forud for et fleksjob, og derfor har virksomhederne også incitament til at ansætte i fleksjob inden reformen.

Figur 1. Nytildgang til førtidspension og fleksjob, påbegyndte ressourceforløb. Unge under 40 år.



Kilde: Særkørsel fra Styrelsen for arbejdsmarked og rekruttering.

3. Analysedesign

Formålet med analysen er at evaluere, om reformen i højere grad formår at bringe personer, der tidligere ville få tilkendt en førtidspension, men - som efter reformen - ikke længere kan blive førtidspensioneret, tættere på arbejdsmarkedet. For at finde de personer, der efter reformen ikke længere har mulighed for at blive førtidspensioneret, er der taget udgangspunkt i personer, der gennem en længere periode har været i kontanthjælpssystemet eller i et ressourceforløb.

Den klassiske udfordring ved en sådan undersøgelsen er, at det kun er muligt at observere beskæftigelsesudviklingen for personerne, der ikke længere kan få tilkendt en førtidspension, mens det ikke er muligt at observere, hvilken alternativ beskæftigelsesudvikling disse personer ville have haft i en situation, hvor de havde været førtidspensioneret. Denne udfordring kan fx imødekommes ved at anvende en matchinganalyse, jf. *Rosenbaum & Robin (1983)*.

Derudover er det formentligt ikke tilfældigt, hvilke personer, der får tilkendt en førtidspension tidligt i deres ledighedsforløb i forhold til personer, der først får tilkendt en førtidspension efter flere års ledighed. Det er derfor relevant at undersøge, om effekten af en begrænset tilgang til førtidspension varierer på tværs af, hvornår i ledighedsforløbet personerne bliver førtidspensioneret. Dette adresseres konkret ved at anvende en udvidet matching – nemlig dynamisk matching, jf. *Frederiksson & Johansson (2008)*.

Den resterende del af afsnittet om analysedesign er opdelt i følgende to delafsnit; det første delafsnit beskriver den klassiske matchingmetode, mens andet delafsnit beskriver det dynamiske aspekt af matchningen.

Klassisk matching

Til at analysere om reformen og dens begrænsede tilgang til førtidspension har øget arbejdsmarkedstilknytningen for de unge kontanthjælpsmodtagere, vil analysen undersøge, hvordan beskæftigelsesudviklingen ville være for de personer, der *før* reformen blev førtidspensioneret, hvis de i stedet befandt sig i et regime, hvor de ikke længere havde mulighed for at få tilkendt en førtidspension. Eftersom det ikke er muligt at observere disse personers beskæftigelsesudvikling i den kontrafaktiske situation, hvor de afholdes fra at lade sig førtidspensionere, er det derfor nødvendigt at finde nogle personer, der ligner dem mest muligt, og som på grund af reformen *ikke* er blevet førtidspensioneret. Analysen skelner derfor mellem to grupper; en gruppe, der blev førtidspensioneret *før* reformen (herefter: indsatspersoner), og en gruppe, der ikke er førtidspensioneret *efter* reformen (herefter: kontrolpersoner).

For hver indsatsperson findes en kontrolperson, der på en række karakteristika er identisk til indsatspersonen. På den måde er det igennem matching muligt at anvende beskæftigelsesudviklingen for en kontrolperson som den kontrafaktiske beskæftigelsesudvikling for en førtidspensionist, hvis vedkommende var blevet afholdt fra at lade sig førtidspensionere.

Til at lave matchene mellem indsats- og kontrolpersonerne anvendes en propensity score matching. Denne metode baserer sig på et statisk mål (propensity score) for en persons tilbøjelighed til at blive førtidspensioneret, før reformen trådte i kraft. En indsatsperson vil derfor blive matchet med en kontrolperson, der har tilsvarende tilbøjelighed for at blive førtidspensioneret, hvis de havde været i regimet, før reformen trådte i kraft. Dette statiske mål er modelleret på baggrund af en lang række karakteristika, og det er i litteraturen vist, at når en indsats- og en kontrolperson bliver matchet på baggrund af en propensity score, vil de have samme egenskaber, som hvis personerne var matchet direkte på de anvendte observerbare karakteristika, *jf. boks 1*. På den måde vil indsats- og kontrolpersoner, der er matchet på baggrund af en propensity score, have lignende karakteristika.

Boks 1. Propensity score matching.

En person har to potentielle beskæftigelsesudviklinger, der noteres ved Y_0 og Y_1 , hvor den realiserede beskæftigelsesudvikling afhænger af, om personen får tilkendt en førtidspension eller ej. En persons førtidspensionsstatus vil i det følgende blive noteret ved indikatorvariablen, D , der tager værdien 1, hvis personen er førtidspensioneret og 0 ellers.

Eftersom det ikke er muligt at observere både Y_0 og Y_1 for den selvsamme person, vil indeværende analyse igennem matching finde de kontrolpersoner og indsatspersoner, der ligner hinanden mest muligt, og herigennem anvende beskæftigelsesudviklingen for kontrolpersonen som indsatspersonens kontrafaktiske beskæftigelsesudvikling, Y_0 . Ved en sammenligning af de to beskæf-

tigelsesudviklinger for indsatspersonerne ($D=1$) og kontrolpersonerne ($D=0$), er det således muligt at identificere effekten af reformen ved følgende:

$$\Delta = E(Y_1|X, D = 1) - E(Y_0|X, D = 0)$$

For at beskæftigelsesudviklingen for en kontrolperson kan anvendes som den kontrafaktiske beskæftigelsesudvikling for indsatsperson, skal følgende antagelser være overholdt:

A.1: $D \perp (Y_0, Y_1) | X$

A.2: Førtdispensionering af person i påvirker udelukkende beskæftigelsesudvikling for individ i , og ingen andre personers beskæftigelsesudvikling.

Antagelse **A.1** indebærer, at betinget på en række relevante observerbare karakteristika, X , skal tilkendelsen af en førtdispension være uafhængig af de potentielle beskæftigelsesudfald (Y_0, Y_1). Antagelse **A.1** beror derfor på, at hele selektionen til førtdispension og beskæftigelse er fuldt kontrolleret for i de observerbare karakteristika, X , og der er således ingen uobserverbare karakteristika, der påvirker hverken beskæftigelsesudviklingen eller tilkendelsen af en førtdispension.

Hvis **A.2** ikke er overholdt, betyder det, at beskæftigelsesudviklingen for kontrolpersonerne (og andre agenter på arbejdsmarkedet) er påvirket af, at indsatspersonerne bliver førtdispensioneret. Derfor er antagelse **A.2** en nødvendig antagelse for, at matchingmetoden kan identificere de altomfattende beskæftigelseseffekter af reformen. Ved brud på antagelsen vil den kontrafaktiske beskæftigelsesudvikling for kontrolpersonen ikke være tilstrækkelig til at opfange hele reformens effekter.

Naturligvis bliver matchingen af kontrol- og indsatspersonerne mere kompleks desto flere observerbare karakteristika, der er nødvendige at kontrollere for før, at antagelse **A.1** er overholdt. Derfor kan man anvende en propensity score matching, jf. *Rosenbaum & Rubin (1983)*. Propensity scoren angiver sandsynligheden for at få tilkendt en førtdispension og er estimeret på baggrund af en række karakteristika. Konkret er propensity scoren defineret ved:

$$P(D = 1|X) = G(X\beta)$$

Her er β de estimerede koefficienter, der angiver kovariatens betydning for sandsynligheden for at blive førtdispensioneret, mens $G(\cdot)$ er den kumulative logistisk fordeling. Et resultat heraf er, at sandsynligheden for at blive tilkendt en førtdispension er estimeret ved en logistisk regression. I indeværende analyse vil propensity scoren blive estimeret på baggrund af den potentielle indsatsgruppe, der vil blive beskrevet i det efterfølgende afsnit.

På baggrund af propensity score vælges personer fra den potentielle kontrolgruppe, der har en tilsvarende sandsynlighed for at få tilkendt en førtdispension, som personer fra indsatsgruppen. I denne analyse bruges matchingmetoden "nearest neighbour" med tilbagelægning, og der anvendes tre nearest neighbours, hvilket betyder, at hver person i indsatsgruppen matches med de tre mest lignende kontrolpersoner.

Dynamisk matching

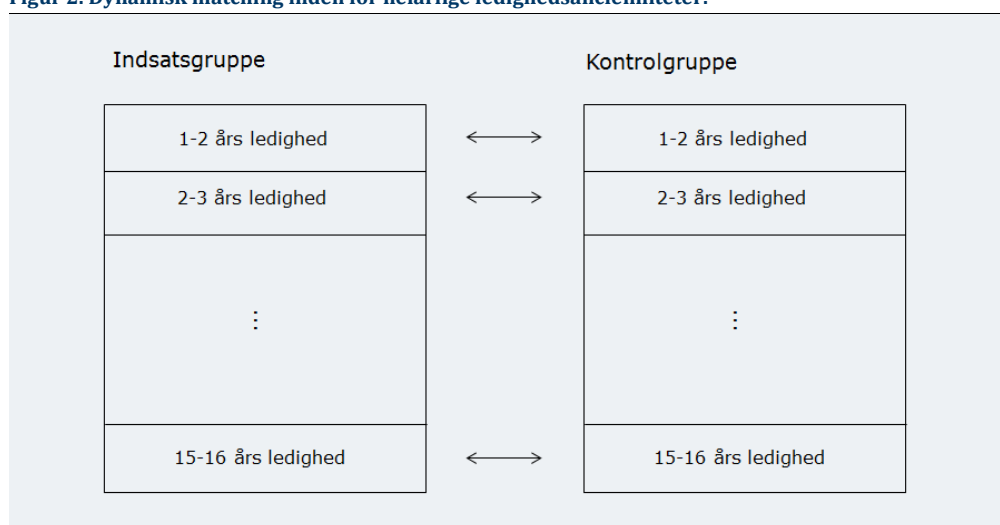
Dynamisk matching baserer sig på klassisk matching, men er en metode, der anerkender, at tidspunktet for hvornår den enkelte bliver førtdispensioneret, er en dynamisk proces, der kan være relateret til personens potentielle beskæftigelsesudvikling.

Med andre ord tager dynamisk matching højde for, at det formentligt ikke er tilfældigt, hvilke personer der bliver førtidspensioneret efter kort tids ledighed i forhold til personer, der har været ledige igennem længere tid. Det betyder samtidig også, at en dynamisk matching tillader, at effekten af indsatsen kan variere på tværs af indsatstidspunktet. På den måde er det muligt at undersøge, om der er forskel i effekterne af arbejdsmarkedstilknytningen for personer, der bliver ramt af en begrænset tilgang til førtidspension tidligt i deres ledighedsforløb i forhold til personer, der først bliver ramt efter længere tids ledighed.

For at kunne udføre en dynamisk matching er det nødvendigt at inddele indsats- og kontrolgruppen i undergrupper efter deres ledighedsanciennitet. Det er i indeværende analyse valgt at inddele indsats- og kontrolgruppen efter helårslige ledighedsancienniteter. Dette resulterer i femten særskilte indsats- og kontrolgrupper, hvor personerne i den første indsats- og kontrolgruppe består af personer, der har en ledighedsanciennitet på 1-2 år, mens den femtende indsats- og kontrolgruppe består af personer, der har en ledighedsanciennitet på 15-16 år, *jf. figur 2*.

Analysen ser bort fra personer, der har en ledighedsanciennitet på mindre end 1 år samt personer, der har en ledighedsanciennitet på mere end 16 år. Førstnævnte er gjort af hensyn til personer, der bliver førtidspensioneret tidligt i deres ledighedsforløb kan skyldes en ulykke eller anden akut situation, der berettiger personen til en førtidspension. Disse personer vil efter reformen stadig have mulighed for at blive førtidspensioneret, og er derfor ikke medtaget i analysen. Endvidere vil der blandt personerne med en ledighedsanciennitet på mindre end 1 år og mere end 16 år være relativt få personer, der bliver førtidspensioneret.

Figur 2. Dynamisk matching inden for helårslige ledighedsancienniteter.



På baggrund af en udvalgt gruppe af personer, der var ledige *før* reformen, vil der for hver årlig ledighedsanciennitet blive udført en særskilt estimation af

personernes tilbøjelighed til at blive førtidspensioneret i det tidligere regime. De femten estimerede modeller vil blive anvendt til at beregne propensity scores for kontrolgruppen af personer, der *efter* reformen ikke længere kan blive førtidspensioneret, men som tidligere var i målgruppen for en førtidspension. Med andre ord findes sandsynligheden for at blive førtidspensioneret, hvis det tidligere regime fortsat var gældende.

Herefter vil indsats- og kontrolgrupperne matches indenfor hver årlig ledighedsanciennitet. På den måde sikrer den dynamiske matching, at en indsatsperson bliver matchet med en kontrolperson, der er tilsvarende langt i sit ledighedsforløb. Ved at sammenligne de to gruppers tilknytning til arbejdsmarkedet eller uddannelsessystemet, er det muligt at identificere reformens effekt på de unge kontanthjælpsmodtageres tilknytning til arbejdsmarkedet.

Afslutningsvist skal det bemærkes, at en yderligere fordel ved dynamisk matching er, at metoden er mere fleksibel overfor dynamisk selektion. Ved at de to grupper bliver sammenlignet på tilsvarende tidspunkter i ledighedsforløbet sikres det, at sammensætningen af uobserverbare karakteristika er mere ens for de to grupper på tidspunktet for matchet, *jf. van den Berg et al. (2015)*.

4. Datagrundlag og definitioner

I dette afsnit gives en kort beskrivelse af de registerdata, der danner grundlaget for analysen. Derefter følger en udførlig gennemgang af analysens populationsafgrænsning.

Registerdata

Datagrundlaget for analysen er baseret på Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, som på ugebasis indeholder oplysninger på individniveau om udbetalinger af offentlige ydelser fra 1991 og frem til i dag. Disse oplysninger er anvendt til at udvælge den relevante population for analysen. Fra 2008 og frem indeholder databasen yderligere en række oplysninger om branchetilknytning, der oprinder fra eIndkomst. Endelig indeholder DREAM også oplysninger om individernes bopælskommune, alder, køn og etnicitet.

Oplysningerne fra DREAM er suppleret med en række informationer om individerne fra følgende andre registre:

- BFL lønmodtagerbeskæftigelsen: antal løntimer i den aktuelle beskæftigelse.
- Landspatientregistret: antal indskrivninger på hospital.
- Sygesikringsregistret: antal læge- og speciallægebesøg.
- Lægemiddelstyrelsens register over medicinforbrug: køb af forskellige typer medicin.
- Danmarks Statistiks register over befolkningens uddannelse: højest fuldførte uddannelse og igangværende uddannelse.

Relevante populationer

Analysen er baseret på fire grupper af kontanthjælpsmodtagere, der er udvalgt i perioden før og efter reformen trådte i kraft. De fire grupper har forskellige funktioner i analysen, og dette afsnit vil både beskrive deres afgrænsning samt anvendelse i analysen.

Før reformen udvælges en *potentiel indsatsgruppe*. Den potentielle indsatsgruppe består af kontanthjælpsmodtagere, som fik tilkendt en førtidspension, før reformen trådte i kraft samt kontanthjælpsmodtagere, der ikke fik tilkendt en førtidspension. På baggrund af den potentielle indsatsgruppe estimeres en særskilt model for hvert ledighedsanciennitetsinterval, der angiver sandsynligheden for at få tilkendt en førtidspension i et regime, hvor der er lempeligere regler for tilkendelserne af førtidspension til unge under 40 år. Ud fra den potentielle indsatsgruppe udgør personer, der rent faktisk fik tilkendt en førtidspension, den *faktiske indsatsgruppe*, og det er udelukkende den faktiske indsatsgruppe, der vil danne grund for de senere beregninger af reformens effekt.

I perioden efter reformen trådte i kraft, udvælges en *potentiel kontrolgruppe*. Den potentielle kontrolgruppe består af personer, der ikke er førtidspensioneret, men som derimod modtager kontanthjælp, uddannelseshjælp eller er i et ressourceforløb. Ud fra den potentielle kontrolgruppe udvælges en *faktisk kontrolgruppe* på baggrund af matchingen med den faktiske indsatsgruppe.

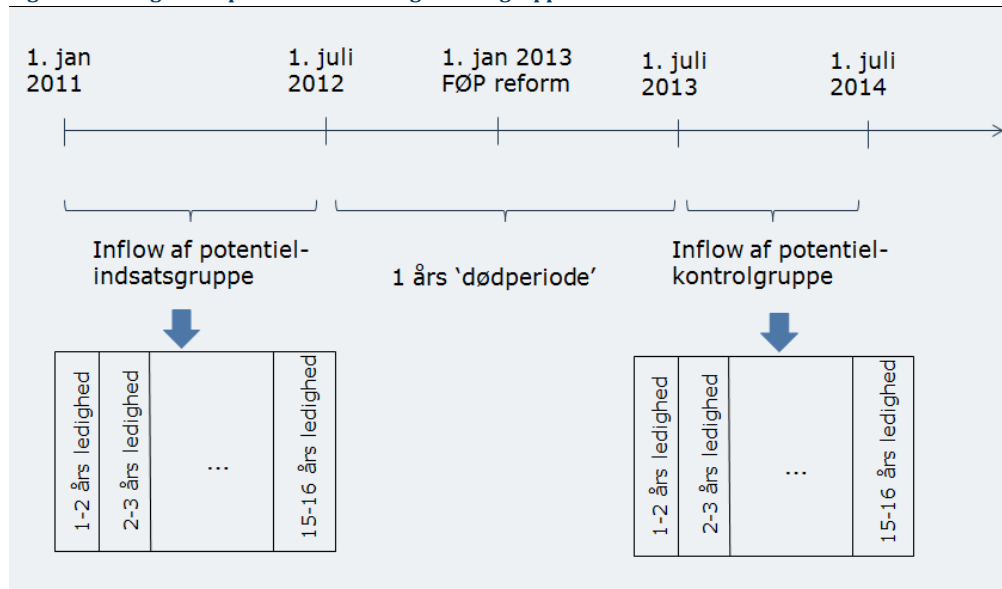
Analysen anvender således fire grupper af kontanthjælpsmodtagere; en potentiel- og faktisk indsatsgruppe samt en potentiel- og faktisk kontrolgruppe. De endelige beregninger af reformeffekten vil udelukkende være baseret på en sammenligning af den faktiske indsats- og kontrolgruppe, og de to grupper vil i de følgende afsnit blot være betegnet som hhv. indsats- og kontrolgruppen.

Den potentielle indsatsgruppe er udvalgt i perioden fra 1. januar 2011 til 1. juli 2012 blandt personer, der har været i kontanthjælpssystemet i mindst 80 pct. af tiden i hvert af de foregående to år. Den potentielle kontrolgruppe er udvalgt på tilsvarende vis, men kan dog befinde sig både på kontanthjælp, uddannelseshjælp og ressourceforløb. Derudover er den potentielle kontrolgruppe udvalgt i perioden fra 1. juli 2013 til 1. juli 2014, *jf. figur 3*.

Den potentielle indsats- og kontrolgruppe består således af langtidsledige personer, der har en stor tilknytning til kontanthjælpssystemet i de foregående to år. Baggrunden for, at analysen anvender et udvælgelseskrav på 80 pct. tidligere tilknytning til kontanthjælpssystemet, er, at i 2011 og 2012 kom ca. 40 pct. af ny tilkendte førtidspensionister fra kontanthjælp samtidig med, at hver anden var uden forudgående beskæftigelse i de seneste fem år inden tilkendelsen, *jf. Ankestyrelsen (2014)*. Udvalgelseskravet om, at en person skal have været på kontanthjælp i mindst 80 pct. af tiden i de foregående to år sikrer således, at analysen får afgrænset populationen til en gruppe af ledige, der er relevante, når de personer, der i fravær af reformen, kunne være i målgruppen for en førtidspen-

sion, skal findes. Det bemærkes, at kravet om 80 pct. tidligere tilknytning til kontanthjælpssystemet/ressourceforløb udelukkende fungerer som et udvælgelseskrav, mens de udvalgte personers beregnede ledighedsanciennitet vil beskrives i det følgende afsnit.

Figur 3. Udvælgelse af potentiel indsats og kontrolgruppe.



Som tidligere nævnt indebar reformen en introduktion af de nye ressourceforløb, der er målrettet personer, som ikke længere kan få tilkendt en førtidspension. En del af de personer, der ikke længere er berettiget til en førtidspension, vil derfor være i gang med et ressourceforløb. Af den grund er udvælgelseskravet om, at en person skal have været på kontanthjælp i mindst 80 pct. af tiden i de foregående to år, udvidet til også at inkludere ressourceforløb for den potentielle kontrolgruppe. Endeligt blev der også gennemført en reform af kontanthjælpssystemet som indebar, at unge under 30 år uden en kompetencegivende uddannelse ikke længere kan modtage kontanthjælp men i stedet skal modtage uddannelseshjælp. Af den grund omfatter 80 pct.-kravet også uddannelseshjælp for den potentielle kontrolgruppe.

Mellem udvælgelsesperioderne er der en "død periode" på et år, hvor hverken indsats- eller kontrolgruppen bliver udvalgt. Den døde periode skyldes, at der op imod reformtidspunktet var en kraftig vækst i tilkendelser af førtidspension, jf. figur 1. Det samme gjorde sig gældende umiddelbart efter reformen, da påbegyndte sager fortsatte efter de tidligere gældende regler, selvom tilkendelsen først skete efter 1. januar 2013.

Populationerne er afgrænset til personer i alderen 20 til 39 år. Eftersom det først er muligt at få tilkendt en førtidspension, når man er fyldt 18 år, må det forventes, at størstedelen af nytilkendte førtidspensionister under 20 år skyldes, at det er åbenlyst, at vedkommende ikke kan komme i beskæftigelse. Af den

grund er personer under 20 år ikke medtaget i analysen. Derudover har analysen til hensigt at evaluere effekten af reformen for den gruppe, der oplevede en særlig begrænsning i tilgangen til førtidspension – derfor medtager analysen heller ikke personer, der er fyldt 40 år.

Opdeling efter ledighedsanciennitet

Da analysen anvender dynamisk matching, inddeles personerne i den potentielle indsats- og kontrolgruppe efter deres årlige ledighedsanciennitet. Personernes ledighedsanciennitet er beregnet på baggrund af udbetalinger af offentlige ydelser¹ i forbindelse med ledighed i perioden forud for udvælgelsestidspunktet. Et ledighedsforløb er behandlet som påbegyndt, såfremt der ikke er observeret nogen udbetaling af en offentlig ydelse i forbindelse med ledighed i mindst tretten sammenhængende uger. En konsekvens af denne definition er, at der potentielt kan være personer, som har påbegyndt deres ledighedsforløb, før DREAM's dataperiode starter, hvilket vil resultere i en venstrecensurering i den potentielle indsats- og kontrolgruppe. Set i lyset af analysens aldersafgrænsning, er venstrecensureringer ikke et omfattende problem, og de 9 forløb, hvor det ikke er muligt at observere den faktiske ledighedsanciennitet, vil blive ekskluderet fra analysen.

Når analysen anvender dynamisk matching, opstår der en yderligere udfordring. For den faktiske indsatsgruppe er det naturligt at sætte udvælgelsestidspunktet til første gang, hvor personen er observeret med en udbetaling af førtidspension. Det er derimod ikke oplagt, hvornår kontrolpersonerne skal udvælges indenfor et årligt ledighedsanciennitets-interval. Inden for et årligt ledighedsanciennitetsinterval kan den potentielle indsatsperson være placeret på forskellige tidspunkter; fx vil der blandt den faktiske indsatsgruppe med 1-2 års ledighed være nogen, der bliver førtidspensioneret efter 1 år og 1 uge, mens der vil være andre, som først bliver førtidspensioneret efter 1 år og 51 uger. Derfor vil alle personer inden for et årligt ledighedsanciennitetsinterval indgå med månedlige observationer, så det bliver muligt at matche så præcist som muligt inden for de årlige ledighedsanciennitetsintervaller (herefter refereret til som matchtidspunktet).

Definition af afgang og tilhørende effekter

Analysen vil evaluere reformens effekter ved at sammenligne kontrol- og indsatsgruppernes senere tilknytning til arbejdsmarkedet efter matchtidspunktet. Indsats- og kontrolgruppernes tilknytning til arbejdsmarkedet vil først og fremmest blive evalueret på baggrund af en afgang til støttet og ordinær beskæftigelse samt uddannelse, og kvalificeres yderligere ved at undersøge deres efterfølgende akkumulerede løntimer. Begge effektmål vil blive evalueret sær-

¹ Kontanthjælp, uddannelseshjælp, dagpenge, særlig uddannelsesydelse, arbejdsmarkedsydelse, sygedagpenge, jobafklaringsforløb, for- og revalidering, ressourceforløb.

skilt for støttet beskæftigelse, mens ordinær beskæftigelse og uddannelse vil blive vurderet samlet.

Støttet beskæftigelse vil udelukkende inkludere fleksjob, mens skånejob og løn-tilskud ikke indgår i effektmålene af støttet beskæftigelse. Løn-tilskud er ekskluderet fra effektmålet, fordi det er en indsats, som kommunerne kan tilbyde den ledige. I nogle tilfælde kan kommunerne anvende et løn-tilskudsjob som en arbejdsprøvning af den lediges arbejdsevne. Derfor kan et løn-tilskudsjob ikke betragtes som støttet beskæftigelse på samme vilkår som fleksjob. Endelig er skånejob også ekskluderet fra beskæftigelsesmålet, fordi et skånejob hverken er beskæftigelse til overenskomstmæssig løn eller dækker over effektive arbejdstimer på tilsvarende vis som i et fleksjob. På den måde kan et skånejob ikke sammenlignes med fleksjob, fordi både indholdet og omfanget af et skånejob er langt lempeligere end i et fleksjob.

En afgang til støttet beskæftigelse er defineret ved en registrering af indkomst i eIndkomst samtidig med, at personen har fået udbetalt en offentlig ydelse i forbindelse med et fleksjob i den pågældende måned. Ordinær beskæftigelse indebærer en registrering af indkomst i eIndkomst, hvor der i den pågældende måned hverken er udbetalt en offentlig ydelse i forbindelse med løn-tilskud, skånejob eller fleksjobtilskud. Endelig vil en afgang til uddannelse være baseret på en udbetaling af SU eller en oplysning om påbegyndt uddannelse. Det bemærkes, at når effekterne opgøres i løntimer fra ordinær beskæftigelse og uddannelse, vil kun elevtimer fra uddannelse samt ordinær beskæftigelse være inkluderet.

Til at bestemme omfanget af afgangne blandt indsats- og kontrolgrupperne beregnes Kaplan-Meier overlevelseskurver og dertilhørende konfidensintervaller. Idéen bag Kaplan-Meier overlevelseskurver er, at der for hver måned findes det antal personer, der er afgået fra ledighed/førtidspension, som en andel af de personer, der havde mulighed for at afgå, *jf. boks 2*.

Grundet datastrukturen i eIndkomst, vil afgangne og akkumulerede løntimer beregnes på månedsbasis. Det bemærkes, at eIndkomst fra DREAM kan observeres frem til udgangen af 2015, mens løntimer fra BFL kun kan observeres frem til september 2015. Dette betyder, at afgangene for kontrolpersoner, der er udvalgt i udgangen af 1. halvår 2014, kan observeres 18 måneder frem, mens de akkumulerede løntimer blot kan observeres 14 måneder frem.

Boks 2. Beregning af overlevelseskurver og konfidensintervaller.

Analysen anvender Kaplan-Meier overlevelseskurver til at illustrere beskæftigelsesafgangene for hhv. indsats- og kontrolgruppen i hver måned efter matchtidspunktet. Denne boks vil gennemgå beregningerne af overlevelseskurverne, og vil for simplicitetens skyld tage udgangspunkt i afgangne til beskæftigelse. Kaplan-Meier overlevelseskurven er en ikke-parametrisk estimator, der er givet ved følgende:

$$\hat{S}_g(j) = \prod_{j=1}^{18} \frac{n_j - d_j}{n_j}, \quad g = i(\text{indsats}), k(\text{kontrol})$$

Her angiver j antallet af måneder efter matchtidspunktet, og indeværende analyse vil konkret følge de to grupper i op til 18 måneder, efter de er blevet matchet. Til hver måned, j , afgår d_j personer til beskæftigelse, mens n_j angiver antallet af fx kontrolpersoner, der fortsat befinder sig på kontanthjælp, og derfor er i risiko for at afgå til beskæftigelse i måned j . På den måde vil Kaplan-Meier estimatoren løbende korrigeres for, at antallet af afgang skal vurderes ud fra, hvor mange der reelt er i risiko for at afgå.

Reformens effekt på de unge kontanthjælpsmodtageres afgang til beskæftigelse kan derfor findes som forskellen mellem indsats- og kontrolgruppens overlevelseskurver:

$$\hat{\Delta}(j) = \hat{S}_i(j) - \hat{S}_k(j)$$

Effektens konfidensinterval er givet ved $\hat{\Delta}(j) \pm Z_{\alpha/2} \cdot \sqrt{\text{var}(\hat{\Delta}(j))}$, og det er derfor nødvendigt at beregne estimatorens varians. Variansen er angivet i Fredriksson, P. & Johansson, P. (2008), og er defineret ved følgende:

$$\text{var}(\hat{\Delta}(j)) = \text{var}(\hat{S}_i(j)) + \text{var}(\hat{S}_k(j)) - 2\text{cov}(\hat{S}_i(j), \hat{S}_k(j))$$

Da det er muligt, at en kontrolperson kan blive førtidspensioneret på et senere tidspunkt, skal der tages højde for en korrelation mellem kontrolgruppens afgang til førtidspension og beskæftigelse. Af den grund indeholder ovenstående udtryk for variansen et led for kovariansen mellem indsats- og kontrolgruppens overlevelseskurver. Blandt de anvendte kontrolpersoner ender 189 personer med at blive førtidspensioneret på et senere tidspunkt, og der er således mindre end 4 pct. af den samlede kontrolgruppe, der er berørt af en førtidspension. Eftersom der er så få kontrolpersoner, der bliver førtidspensioneret på et senere tidspunkt, er det vurderet rimeligt at approksimere kovariansen til at være 0, jf. Fredriksson, P. & Johansson, P. (2008). Det er således blot nødvendigt at beregne variansen på de to overlevelseskurver, der er givet ved Greenwoods (1926) formel:

$$\widehat{\text{var}}(\hat{S}(t)) = (\hat{S}(t))^2 \sum_{j=1}^{18} \frac{d_j}{n_j(n_j - d_j)}$$

Når det nedre konfidensinterval for $\hat{\Delta}(j)$ er større end 0, vil effekten være signifikant på et α -pct. niveau. Det kan vises, at det nedre konfidensinterval for $\hat{\Delta}(j)$ kan findes som forskellen mellem det nedre konfidensinterval for indsatsgruppens overlevelseskurve fratrasket det øvre konfidensinterval for kontrolgruppens overlevelseskurve. Fra Greenwoods formel kan Kaplan-Meier overlevelseskurvernes konfidensintervaller findes ved:

$$\hat{S}(t) \pm Z_{\alpha/2} \hat{S}(t) \sqrt{\sum_{j=1}^{18} \frac{d_j}{n_j(n_j - d_j)}}$$

I analysen er der beregnet et 95 pct. konfidensinterval ($\alpha = 5$) på forskellen i overlevelseskurverne mod en afgang til støttet beskæftigelse samt forskellen i overlevelseskurverne mod en afgang til ordinær beskæftigelse eller uddannelse.

Konfidensintervallerne for de gennemsnitligt akkumulerede løntimer er fundet på baggrund af bootstrapping. Bootstrapping er udført ved, at der for hvert anciennitetsinterval samples en subpopulation med tilbagelægning blandt de matchede af indsats- og kontrolpersoner, hvorfra

forskellen i deres akkumulerede løntimer beregnes. Denne sampling udføres 999 gange², hvorfra 2,5 percentilen af den beregnede effekt bidrager med det nedre skøn for konfidensintervallet, mens den beregnede effekt, der ligger umiddelbart før 97,5 percentilen, bidrager med den øvre grænse for konfidensintervallet. Det skal bemærkes, at det tidligere er vist, at bootstrapping ikke nødvendigvis fører til konsistente estimater for variansen af nearest-neighbour-estimatoren, *jf. Abadie, A. & Imbens G. (2008)*. Der er dog ingen umiddelbar bedre mulighed for at beregne konfidensintervaller for de akkumulerede løntimer, og det er derfor almen praksis at anvende bootstrapping.

5. Deskriptiv statistik og forklarende variable

Når sandsynligheden for at blive førtidspensioneret (i et lempeligere førtidspensions-regime) skal estimeres, bliver det gjort på baggrund af en række observerbare karakteristika. Disse karakteristika er valgt ud fra, hvilke forhold der forventes at have betydning for en persons udsigt til at komme i beskæftigelse samt vedkommendes tilbøjelighed til at få tilkendt en førtidspension, *jf. Ankestyrelsen (2014)*. Dette afsnit vil derfor belyse hvilke særlige karakteristika, der kendetegner personer, som får tilkendt en førtidspension, og hvilke karakteristika analysen kontrollerer for.

I perioden fra 2003 til 2010 var mere end 80 pct. af nytilkendte førtidspensionister i alderen 20-29 år diagnosticeret med en psykisk lidelse. Tilsvarende gjorde sig gældende for knap 70 pct. af nytilkendte førtidspensionister i alderen 30-39 år, *jf. tabel 1*. Det er således nødvendigt at få kontrolleret for personernes mentale tilstand i matching-analysen, hvilket konkret bliver gjort ved tage højde for køb af psykofarmaka- og antidepressiv medicin. Pga. manglende information om dosis samt pakningsstørrelsen på medicinkøbet, vil analysen ikke tage højde for selve mængden af medicinforbruget.

Dertil kommer, at et højt medicinforbrug både kan dække over personer, der er velmedicinerede, og som derved er velfungerende i forhold til deres psykiske lidelser samtidigt med, at et højt medicinforbrug kan dække over personer, der har en mere omfattende psykisk lidelse. Af den grund er der udelukkende kontrolleret for, om personen har gjort brug af psykofarmaka eller antidepressiv medicin i hhv. et og to kalenderår forud for matchtidspunktet.

Endvidere er der kontrolleret for køb af somatiske medikamenter for at kontrollere for den mindre andel af personer, der førtidspensioneres som følge af fysiske lidelser.

² Det er påvist, at bootstrapping generelt fører til eksakte mål for signifikansniveauet, når $\alpha \cdot (\#samples + 1)$ giver et heltal, *jf. Davidson, R. (2007)*.

Tabel 1. Tabel fra Ankestyrelsen om diagnoser for førtidspensionerede, 2003-2010.

	15-19 år	20-29 år	30-39 år
Psykkiske lidelser	73,9	82,3	68,2
Bevægeapparatsygdomme	1,2	3,3	12,4
Hjerte- og karsygdomme	0,7	0,8	1,7
Sygdomme i nervesystem og sanseorganer	7,4	4,9	4,9
Kræftsygdomme	0,4	1,5	2,2
Sygdomme i åndedrætsorganer	0,3	0,2	0,4
Medfødte misdannelser	13,3	1,5	0,1
Ulykkestilfælde, vold mv.	0,9	3,4	4,9
Social indikation	0,3	0,1	0,2
Øvrige diagnoser	1,7	2,1	4,9

Kilde: Ankestyrelsens statistikker.

På baggrund af den potentielle indsatsgruppe fremgår det, at gruppen af førtidspensionerede i større omfang gør brug af psykofarmaka og antidepressiv, ligesom de førtidspensionerede også har mere kontakt til psykolog og psykiatri end de ikke-førtidspensionerede i gruppen, *jf. tabel 2.*

Gruppen af førtidspensionerede har i gennemsnit haft 1,5 kontakt til en psykolog eller psykiater i både det første og andet kalenderår forud for førtidspensionering. På tilsvarende vis har gruppen af ikke-førtidspensionerede i gennemsnit haft en enkelt kontakt til enten en psykolog eller psykiatri i begge kalenderår tidligere. Dertil kommer at ca. 40 og 50 pct. af de førtidspensionerede er i berøring med hhv. psykofarmaka og antidepressiv medicin, mens tilsvarende gør sig gældende for blot 20 og 30 pct. af de ikke-førtidspensionerede. På den måde er der i det anvendte data ligeledes en tendens til, at førtidspensionerede i et større omfang er berørt af en psykisk lidelse.

Endelig har gruppen af førtidspensionerede haft mere kontakt til en fysioterapeut, kiropraktor eller deltaget i genoptræning samtidig med, at førtidspensionisterne også i højere grad har gjort brug af somatiske midler både et og to kalenderår tidligere. Det kan således tyde på, at gruppen af førtidspensionerede i højere grad er behandlet for fysiske lidelser end de ikke-førtidspensionerede.

Tabel 2. Gennemsnitlig sygdomshistorik blandt førtidspensionerede og ikke-førtidspensionerede i den potentielle indsatsgruppe.

	Førtids- pensionerede	Ikke førtids- pensionerede
Sygdomshistorik 1 år før match		
Antal indskrivninger på hospitalet 1 kalenderår før	0,43	0,38
Antal kontakt til psykolog/psykiatri 1 kalenderår før	1,48	0,94
Antal kontakt til almen læge 1 kalenderår før	13,23	11,39
Antal kontakt til fysioterapeut/kiropraktor el. genoptræning 1 kalenderår før	0,94	0,51
Antal kontakt til speciallæge 1 kalenderår før	1,16	1,13

Købt psykofarmaka medicin 1 kalenderår før	0,43	0,19
Købt antidepressiv medicin 1 kalenderår før	0,49	0,33
Købt somatisk medicin 1 kalenderår før	0,72	0,66
Sygdomshistorik 2 år før match		
Antal indskrivninger på hospitalet 2 kalenderår før	0,40	0,38
Antal kontakt til psykolog/psykiatri 2 kalenderår før	1,55	0,94
Antal kontakt til almen læge 2 kalenderår før	13,60	11,35
Antal kontakt til fysioterapeut/kiropraktor el, genoptræning 2 kalenderår før	0,76	0,53
Antal kontakt til speciallæge 2 kalenderår før	1,13	1,10
Købt psykofarmaka medicin 2 kalenderår før	0,41	0,18
Købt antidepressiv medicin 2 kalenderår før	0,47	0,32
Købt somatisk medicin 2 kalenderår før	0,71	0,64

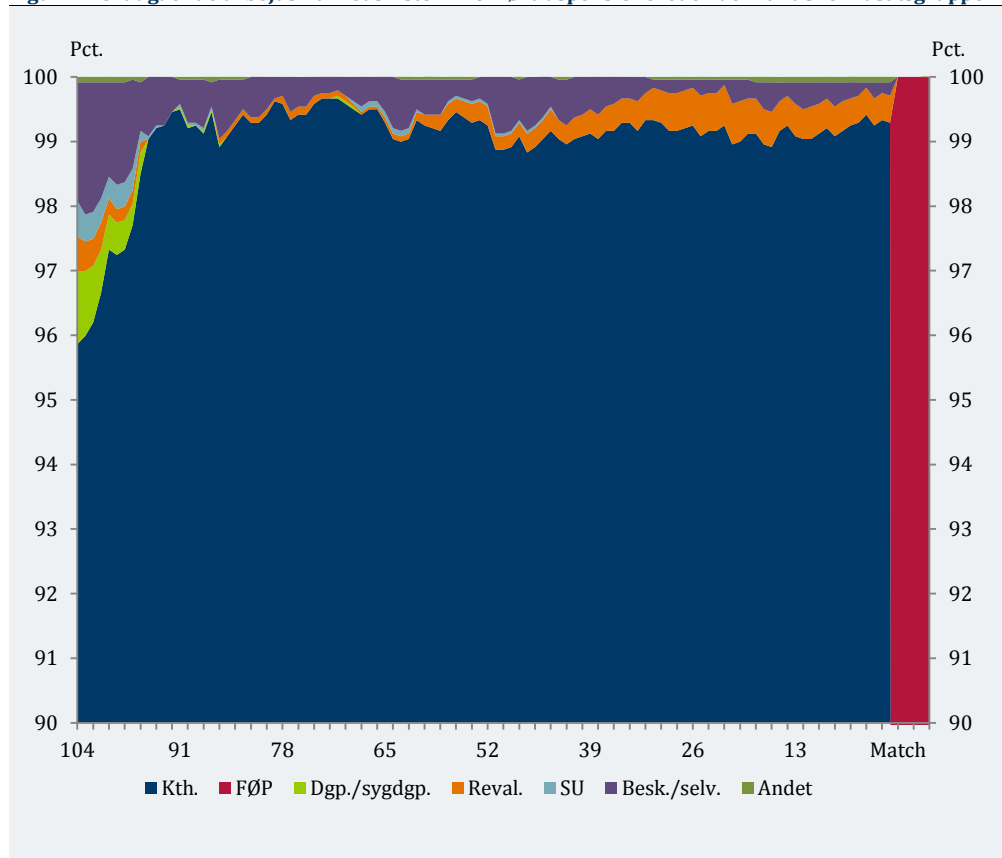
Kilde: Egne beregninger på landspatient-, sygesikring- og lægemiddelstyrelsens registre.

Bem.: Gruppen af førtidspensionerede udgør den faktiske indsatsgruppe, mens gruppen af ikke-førtidspensionerede består af månedlige observationer, som ikke resulterer i en førtidspensionering i perioden 1. januar 2011 til 1. juli 2012. Det betyder, at gruppen af ikke-førtidspensionerede både består af månedlige observationer for førtidspensionisterne op til tidspunktet for førtidspensionering samt månedlige observationer for personer, der ikke bliver førtidspensioneret.

Analysen medtager yderligere personernes tidligere arbejdsmarkedstilknnytning i to år forud for matchtidspunktet. Ved at medtage tidligere arbejdsmarkedshistorik sigter analysen efter at kontrollere for personernes generelle evner på arbejdsmarkedet. Blandt førtidspensionisterne har knap 95 pct. af personerne udelukkende været kontanthjælpsmodtagere i to år forud for førtidspensionering, *jf. figur 4*. De få personer, der formår at have en anden tilknytning til arbejdsmarkedet end kontanthjælp, var i berøring med revalidering, uddannelse, selvforsørgelse eller beskæftigelse. Analysen sonderer ikke mellem jobparat og aktivitetsparat kontanthjælp, fordi kommunernes visitering af den ledige i høj grad er endogen – en sag om førtidspension kan ikke godkendes for jobparate kontanthjælpsmodtagere. Dertil kommer, at de tekniske kategoriseringer af job- og aktivitetsparat blev ændret med kontanthjælpsreformen, der - alt andet lige - gør det lettere at blive visiteret som jobparat efter d. 1. januar 2013, hvor reformen trådte i kraft.

Endelig har ca. 1 pct. af personerne været på sygedagpenge otte kvartaler tidligere. Der er således begrænset variation i førtidspensionisternes tidligere tilknytning til arbejdsmarkedet. Analysen vil konkret kontrollere for tidligere arbejdsmarkedstilknnytning igennem otte særskilte kvartalsvariable, der indikerer, om personen har været i berøring med enten sygedagpenge, SU, revalidering, selvforsørgelse eller beskæftigelse i de respektive kvartaler.

Figur 4. Forudgående arbejdsmarkedshistorik for førtidspensionerede i den faktiske indsatsgruppe.



Kilde: Egne beregninger på Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM.

For at kontrollere for variation i kommunernes indstilling samt afgørelser om førtidspensionering, vil analysen inddrage årlige oplysninger om antallet af nytilkendelser i personernes tilhørskommune som en andel af den kommunale befolkning. Det årlige antal nytilkendelser indenfor en kommune vil være påvirket af, om personen får tilkendt en førtidspension eller ej. Derfor vil den kommunale variation i tilkendelserne af førtidspension fra bopælskommunen i indeværende år være endogen. I stedet anvendes den kommunale variation fra personernes bopælskommune i det forrige kalenderår, eftersom denne i mindre grad må forventes at være endogen.

Yderligere vil kommunens tilbøjelighed til at førtidspensionere i sagens natur være påvirket af reformen. Det betyder, at omfanget af nytilkendelser i den samme kommune ikke er sammenlignelige før og efter reformen, og dermed heller ikke vil kunne sammenlignes på tværs af indsats- og kontrolgruppen. Derfor vælges kontrolgruppens tilhørskommune på baggrund af bopælskommunen i det forrige kalenderår, mens kommunens tilbøjelighed til at førtidspensionere er baseret på andelen af nytilkendte førtidspensionister i kommunen i 2011.

Halvdelen af de førtidspensionerede havde bopæl i en kommune, hvor mere end 0,12 pct. af befolkningen fik tilkendt en førtidspension i året inden, de selv

blev førtidspensioneret, *jf. tabel 3*. Tilsvarende gør sig gældende for blot 30 pct. af de ikke-førtidspensionerede i den potentielle indsatsgruppe. Der er således en tendens til, at personer, der bliver førtidspensioneret, også havde bopæl i en kommune med en høj tilbøjelighed til at førtidspensionere året forinden, vedkommende selv bliver førtidspensioneret.

Derudover er gruppen af førtidspensionister underrepræsenterede af forsørgerne, mens der er en svag tendens til, at førtidspensionisterne er lidt ældre end de ikke-førtidspensionerede, *jf. tabel 3*. Endelige kontrollerer analysen for etnicitet, uddannelsesniveau og køn, hvor der ikke er nævneværdig forskel mellem indsats- og kontrolgruppernes sammensætning. Det skal bemærkes, at analysen ikke kontrollerer for civilstatus, da det ud fra data kun er muligt at identificere, om en person er gift eller indgår i et registreret partnerskab, mens det ikke er muligt at adskille enlige fra samlevende. Taget målgruppens alder samt reglen for gensidig forsørgerpligt for gifte i betragtning, vil målgruppens unge kon-tanthjælpsmodtagere hovedsagligt være enlige eller samlevende, og det er derfor mindre relevant at kontrollere for civilstatus, når disse ikke kan adskilles.

Til sidst sigter analysen efter at kontrollere for sociale forhold og evner, der er knyttet til familiære forhold. Dette er gjort ved at inddrage oplysninger om forældrenes karakteristika. Analysen medtager oplysninger om, hvorvidt mindst én af forældrene blev førtidspensioneret inden indsats- eller kontrolpersonen fyldte 18 år, og om mindst én af forældrene har en erhvervskompetencegivende uddannelse. Yderligere medtager analysen oplysninger om, hvorvidt mindst én af forældrene samlet set har haft mere end 52 ugers tilknytning til hhv. kon-tanthjælp eller sygedagpenge. Der er ikke nævneværdig forskel i forældrenes karakteristika blandt de førtidspensionerede og ikke-førtidspensionerede, *jf. tabel 3*. Baggrunden for, at der ikke er nævneværdige forskelle mellem disse sociale faktorer, kan skyldes, at gruppen af ikke-førtidspensionister også gennem længere tid har haft svag tilknytning til arbejdsmarkedet. Der ses bort fra forældrenes karakteristika i estimationen for ledighedsancienniteter på mere end 10 år, eftersom den sociale arv formentligt har spillet ind inden da.

Tabel 3. Gennemsnitlige karakteristika blandt førtidspensionerede og ikke førtidspensionerede i den potentielle indsatsgruppe.

	Førtids-pensionerede	Ikke-førtids-pensionerede
Arbejdsmarked og tilknytning		
< 0,08 pct. FØP-tilkendelser i forrige års tilhørskommune	0,12	0,26
0,08-0,09 pct. FØP-tilkendelser i forrige års tilhørskommune	0,11	0,12
0,09-0,10 pct. FØP-tilkendelser i forrige års tilhørskommune	0,05	0,06
0,10-0,11 pct. FØP-tilkendelser i forrige års tilhørskommune	0,14	0,15
0,11-0,12 pct. FØP-tilkendelser i forrige års tilhørskommune	0,09	0,09
>=0,12 pct. FØP-tilkendelser i forrige års tilhørskommune	0,49	0,31
Månedlig ledighedsanciennitet	75,74 mdr.	55,48 mdr.

Person karakteristika		
Forsørgerstatus	0,32	0,47
Erhvervskompetencegivende uddannelse	0,14	0,15
>25 år	0,22	0,26
25-30 år	0,22	0,26
30-35 år	0,29	0,27
35-40 år	0,26	0,21
Kvinde	0,49	0,56
Vestlige indvandrere/efterkommere	0,01	0,02
Ikke-vestlige indvandrere	0,18	0,18
Ikke-vestlige efterkommere	0,02	0,03
Forældres karakteristika		
Mindst én forældre med >52 ugers kontanthjælp	0,23	0,24
Mindst én forældre med >52 ugers sygedagpenge	0,19	0,24
Mindst én forældre er FØP	0,20	0,21
Mindst én forældre med en erhvervskompetencegivende udd.	0,52	0,50

Kilde.: Egne beregninger på Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM samt DST uddannelses- og befolkningsregistre.

Omfang af de relevante populationer

Den beskrevne populationsafgrænsning resulterer i en potentiel indsatsgruppe bestående af godt 728.000 månedlige observationer, hvoraf ca. 2.400 udmunder i en tilkendelse til førtidspension, jf. tabel 4. Det betyder, at analysen funderer på ca. 2.400 unikke personer, der bliver førtidspensioneret, som tilsammen udgør den faktiske indsatsgruppe. På trods af et udvælgelseskrav på mere end 80-pct. tidligere tilknytning til kontanthjælpssystemet, beror analysen på mere end hver ottende person i alderen 20-39 år, som bliver førtidspensioneret i perioden fra 1. januar 2011 til 1. juli 2012, og der samtidigt modtog kontanthjælp ugen op til førtidspensioneringen. Udvalgskravet ekskluderer dermed ikke et stort antal relevante personer, der bliver førtidspensioneret. Til gengæld er udvalgskravet med til at afgrænse kontrolgruppen til ledige, der - i fravær af reformen - var i målgruppen for en førtidspension.

Antallet af observationer i den potentielle indsats- og kontrolgruppe er aftagende med ledighedsancienniteten, jf. tabel 4. På tilsvarende vis er antallet af førtidspensionister ligeledes aftagende med ledighedsancienniteten, omend førtidspensionisterne udgør en relativt større andel af den potentielle indsatsgruppe jo længere tid, personerne har været ledige. Denne tendens er dog undtaget af førtidspensionisterne med 1-2 års ledighedsanciennitet. Dette kan skyldes, at det tager tid, før processen om tilkendelsen af en førtidspension er påbegyndt, til sagen er afgjort. Forud for en tilkendelse skal det nemlig først dokumenteres, at personens arbejdsevne er varigt nedsat og i et sådant omfang, at det ikke kan lade sig gøre at få et arbejde - hverken på almindelige vilkår eller i et fleksjob. Derefter kan en sag om en førtidspension påbegyndes. I den hen-

seende er det ikke overraskende, at der blot er 52 personer, som bliver førtidspensioneret allerede efter 1-2 års ledighed.

Tabel 4. Antal forløb fordelt på helårlige ledighedsanciennitet.

Ledigheds-anciennitet	Potentiel indsats-gruppe	Faktisk indsats-gruppe	Potentiel kontrol-gruppe	Faktisk kontrol-gruppe
1-2 år	124.140	52	70.837	156
2-3 år	174.182	369	113.648	1.107
3-4 år	124.898	423	98.711	1.269
4-5 år	70.228	271	87.895	813
5-6 år	44.322	248	65.921	744
6-7 år	32.649	165	36.836	495
7-8 år	26.912	150	22.171	450
8-9 år	23.423	140	15.672	420
9-10 år	23.164	132	12.692	396
10-11 år	21.537	110	10.450	330
11-12 år	18.214	86	10.465	258
12-13 år	14.598	83	9.749	249
13-14 år	11.649	59	8.874	177
14-15 år	9.809	56	6.333	168
15-16 år	7.780	47	5.341	141
I alt	727.505	2.391	575.595	7.173

Kilde.: Egne beregninger på Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM.

Den potentielle kontrolgruppe består i alt af knap 576.000 månedlige observationer for personer, der befinder sig i et ledighedsforløb i perioden fra 1. juli 2013 til 1. juli 2014, og som samtidig opfylder 80-pct. tilknytningskravet til enten kontanthjælp, uddannelseshjælp eller ressourceforløb i hvert af de forgående to år. Af denne potentielle kontrolgruppe anvender analysen knap 7.200 observationer som faktiske kontrolpersoner for de førtidspensionerede i indsatsgruppen.

Idet analysen anvender tre kontrolpersoner til hver indsatsperson, skal det bemærkes, at den selvsamme kontrolperson ikke kan anvendes flere gange til den samme indsatsperson. Til gengæld kan en kontrolperson godt anvendes for flere forskellige indsatspersoner. En konsekvens heraf er fx, at de 1.107 kontrolpersoner, der har en ledighedsanciennitet på 2-3 år, ikke nødvendigvis er unikke personer.

Afgangstilstande for kontrolgruppen

Analysens effektmål er baseret på arbejdsmarkedstilknytningen for de personer, der efter reformen ikke længere har mulighed for at blive førtidspensioneret i forhold til dem, der blev førtidspensionerede. Dette afsnit ser nærmere på,

hvor mange af kontrolpersonerne, der afslutter deres ledighedsforløb i løbet af observationsperioden, og hvor de afgår til. Det skal bemærkes, at analysen også medtager tilknytningen til arbejdsmarkedet og uddannelsessystemet for førtidspensionister med henblik på at få et konservativt bud på effekten af reformen. Dog er hovedparten af førtidspensionister fortsat førtidspensioneret efter deres tilkendelse, og dette afsnit begrænses derfor til kun at se på afgangstilstandene for kontrolgrupperne.

Tabel 5. Afgangstilstande for kontrolgrupperne.

Ledigheds- anciennitet	Kontrol- personer	Afsluttede forløb	Pct. af afsluttede forløb					
	Personer	Pct.	Beskæfti- gelse	Selv- forsørgelse	Uddan- nelse	Fleksjob	Førtidspensi- on/ skånejob	Andet
1-2 års	156	43,6	41,2	20,6	36,8	0,0	0,0	1,5
2-3 års	1.107	36,9	37,9	20,5	36,7	0,5	3,9	0,5
3-4 års	1.269	30,5	41,1	12,7	32,6	4,9	8,5	0,3
4-5 års	813	27,3	44,1	17,1	24,3	4,5	8,6	1,4
5-6 års	744	23,5	49,1	13,1	24,6	4,6	8,6	0,0
6-7 års	495	25,7	44,9	15,0	22,0	4,7	11,0	2,4
7-8 års	450	23,3	39,0	17,1	24,8	7,6	9,5	1,9
8-9 års	420	21,4	42,2	14,4	32,2	3,3	6,7	1,1
9-10 års	396	17,9	22,5	18,3	21,1	5,6	31,0	1,4
10-11 års	330	20,0	34,8	7,6	25,8	7,6	22,7	1,5
11-12 års	258	20,5	34,0	17,0	28,3	0,0	18,9	1,9
12-13 års	249	19,7	46,9	18,4	12,2	10,2	12,2	0,0
13-14 års	177	10,2	33,3	27,8	16,7	5,6	11,1	5,6
14-15 års	168	14,3	16,7	20,8	16,7	8,3	37,5	0,0
15-16 års	141	9,2	46,2	7,7	15,4	15,4	15,4	0,0
Personer i alt	7.173	1.877	758	305	543	75	179	17
Pct. af alle kontrol- personer	100,0	26,2	10,6	4,3	7,6	1,0	2,5	0,2

Kilde: Egne beregninger på Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM.

Anm.: Et ledighedsforløb er vurderet som afsluttet, hvis personen ikke har fået udbetalt en offentlig ydelse i forbindelse med ledighed i mindst 4 sammenhængende uger, mens afgangstilstanden er vurderet på baggrund af, hvilken ydelse den ledige har registreret udbetalt i ugen efter ledighedsforløbet er afsluttet. En person er afgået til beskæftigelse, såfremt personen er registreret som selvforsørgende den første uge efter, ledighedsforløbet er afsluttet samtidig med, at personen er tilknyttet en branche i den pågældende måned.

Godt 25 pct. af den samlede kontrolgruppe afslutter deres ledighedsforløb indenfor 18 måneder efter matchtidspunktet, *jf. tabel 5*. Kontrolpersoner, der befinder sig tidligt i deres ledighedsanciennitet, formår i højere grad at afslutte deres ledighedsforløb i forhold til kontrolpersoner, der har været ledige i længere tid. Der er eksempelvis 44 pct. af kontrolpersonerne med 1-2 års ledighed, som formår at afslutte deres ledighedsforløb i observationsperioden, mens til-

svarende gør sig gældende for 9 pct. af kontrolpersonerne med 15-16 års ledighed.

Blandt de afsluttede forløb er der en tendens til, at andelen af afgang til beskæftigelse og uddannelse er aftagende med ledighedsancienniteten. Omvendt er der en svag tendens til, at andelen af afsluttede ledighedsforløb, der afgår til førtidspension og fleksjob, er stigende med ledighedsancienniteten.

6. Matching

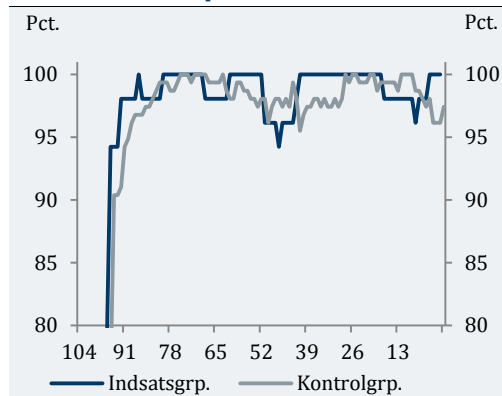
Det altafgørende for, at effekten af reformen kan identificeres, er, at de faktiske indsats- og kontrolgrupper, der sammenlignes, er identiske, og derved har ens arbejdsevne på matchtidspunktet. Dette afsnit vil derfor først og fremmest undersøge, hvor godt de matchede indsats- og kontrolgrupper ligner hinanden. Som følge af, at analysen anvender dynamisk matching, er sammenligningen af indsats- og kontrolgruppen udført særskilt for de femten årlige ledighedsanciennitetsintervaller. Indeværende afsnit vil derfor give en grundig gennemgang af matchet mellem indsats- og kontrolpersoner, der har 1-2 års ledighedsanciennitet, mens kun kritiske forskelle mellem indsats- og kontrolgrupper vil blive præsenteret for de resterende ledighedsanciennitets-intervaller³.

Matching ved 1-2 års ledighedsanciennitet

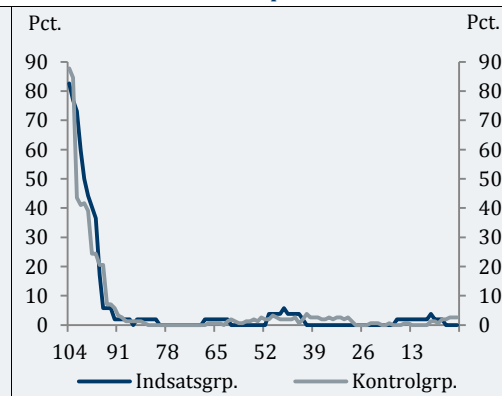
Arbejdsmarkedshistorikken for indsats- og kontrolgruppen med 1-2 års ledighed stemmer overens i to år forud for matchtidspunkt, jf. figur 5.1 og 5.2. Begge grupper har en høj tilknytning til kontanthjælpssystemet det seneste halvandet år forud for matchet. Dertil kommer, at de to grupper har samme mønster i tilknytning til enten SU, revalidering, sygedagpenge, selvforsørgelse eller beskæftigelse 7 og 8 kvartaler forud for matchet. Der er en lille afvigelse i kontrolgruppens tilknytning til kontanthjælpssystemet umiddelbart inden matchtidspunktet, hvor knap 4 pct. point færre i kontrolgruppen modtog kontanthjælp i ugerne inden, de to grupper sammenlignes. Denne forskel er dog ikke statistisk signifikant.

³For en sammenligning af karakteristika for de femtende indsats- og kontrolgrupper henvises der til bilag A.

Figur 5.1. Forudgående kontanthjælpshistorik forud for match tidspunktet.



Figur 5.2. Forudgående anden arbejdsmarkedshistorik forud for match tidspunktet.



Kilde: Egne beregninger på Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM.

Anm.: Anden arbejdsmarkedshistorik omfatter SU, for- og revalidering, sygedagpenge samt selvforsørgelse og beskæftigelse. Det er valgt at samle disse ydelser, fordi alle dækker over en umiddelbar tættere tilknytning til arbejdsmarkedet og uddannelsessystemet end kontanthjælp.

Blandt indsatsgruppen med 1-2 års ledighed blev personerne i gennemsnit førtidspensioneret efter 22 måneder og 8 ugers ledighed, mens kontrolgruppen bliver udvalgt efter 22 måneder og 3 ugers ledighed, *jf. tabel 6*. De to grupper bliver således begge udvalgt relativt sent indenfor det helårige ledighedsanciennitetsinterval.

Godt 40 pct. af indsatspersonerne gjorde brug af psykofarmaka og/eller antidepressive midler både et og to kalenderår forud for matchtidspunktet, hvilket ligeledes gjorde sig gældende for kontrolgruppen. Det kan derfor ikke afvises, at brugen af psykofarmaka og antidepressive midler er ens for de to grupper - både i det første og andet kalenderår forude for matchet. Endvidere har de to grupper ens mønstre i deres kontakt til almen- og speciallæge samt psykolog/psykiater og fysiolog/genoptræning. De to grupper har således lignende sygdomshistorik på tidspunktet for matchet.

Indsats- og kontrolgruppen består begge hovedsagligt af personer uden erhvervskompetencegivende uddannelse, hvoraf blot 4 pct. i de respektive grupper har en uddannelse over grundskoleniveau. Mere end hver anden indsats- og kontrolperson kommer fra en familie, hvor mindst én af forældrene har en erhvervskompetencegivende uddannelse. Desuden havde hver fjerde kontrol- og indsatsperson mindst én forælder, der blev førtidspensioneret inden vedkommende var fyldt 18 år. Endvidere er også forældrenes berøring med kontanthjælp- og sygedagpengesystemet balanceret mellem indsats- og kontrolgruppen.

Endelig er både etnicitets- og kønssammensætningen ens i indsats- og kontrolgruppen. Aldersfordelingen er ligeledes balanceret i de to grupper, dog er unge kontanthjælpsmodtagere under 25 år i lidt højere grad repræsenteret i kontrolgruppen. Forskellen er dog ikke statistisk signifikant, og det kan derfor ikke

afvises, at aldersfordelingen i indsats- og kontrolgruppen er ens. Samlet set er der ikke statistisk signifikante forskelle mellem indsats- og kontrolgruppen for personer med 1-2 års ledighedsanciennitet.

Tabel 6. Gennemsnitlige karakteristika for faktisk indsats- og kontrolgruppe for personer med 1- 2 års ledighedsanciennitet.

	Gennemsnit		
	Indsatsgrp.	Kontrolgrp.	T-str.
Medicinforbrug og lægekontakt			
Købt psykofarmaka medicin 1 kalenderår før	0,40	0,39	0,16
Købt psykofarmaka medicin 2 kalenderår før	0,37	0,36	0,08
Købt antidepressiv medicin 1 kalenderår før	0,42	0,38	0,57
Købt antidepressiv medicin 2 kalenderår før	0,40	0,42	0,16
Købt somatisk medicin 1 kalenderår før	0,67	0,63	0,50
Købt somatisk medicin 2 kalenderår før	0,48	0,42	0,72
Kontakt til almen læge (1-4 gange) 1 kalenderår før	0,19	0,21	0,20
Kontakt til almen læge (5-10 gange) 1 kalenderår før	0,27	0,31	0,62
Kontakt til almen læge (11-18 gange) 1 kalenderår før	0,27	0,26	0,18
Kontakt til almen læge (>19 gange) 1 kalenderår før	0,17	0,12	0,87
Kontakt til almen læge (1-4 gange) 2 kalenderår før	0,29	0,40	1,46
Kontakt til almen læge (5-10 gange) 2 kalenderår før	0,23	0,22	0,09
Kontakt til almen læge (11-18 gange) 2 kalenderår før	0,33	0,22	1,39
Kontakt til almen læge (>19 gange) 2 kalenderår før	0,10	0,10	0,13
Kontakt til psykolog/psykiatri 1 kalenderår før	0,17	0,23	0,92
Kontakt til psykolog/psykiatri 2 kalenderår før	0,21	0,19	0,39
Kontakt til fysioterapeut/kiropraktor el. genoptræning 1 kalenderår før	0,06	0,05	0,17
Kontakt til fysioterapeut/kiropraktor el. genoptræning 2 kalenderår før	0,04	0,01	1,16
Kontakt til speciallæge 1 kalenderår før	0,38	0,39	0,08
Kontakt til speciallæge 2 kalenderår før	0,40	0,39	0,16
Indskrivninger på hospitalet 1 kalenderår før	0,23	0,17	0,97
Indskrivninger på hospitalet 2 kalenderår før	0,29	0,23	0,80
Arbejdsmarked og tilknytning			
< 0,08 pct. FØP-tilkendelser i forrige års tilhørskommune	0,08	0,10	0,44
0,08-0,09 pct. FØP-tilkendelser i forrige års tilhørskommune	0,17	0,13	0,76
0,09-0,10 pct. FØP-tilkendelser i forrige års tilhørskommune	0,04	0,03	0,43
0,10-0,11 pct. FØP-tilkendelser i forrige års tilhørskommune	0,15	0,12	0,56
0,11-0,12 pct. FØP-tilkendelser i forrige års tilhørskommune	0,04	0,06	0,77
>=0,12 pct. FØP-tilkendelser i forrige års tilhørskommune	0,52	0,56	0,56
Månedlig ledighedsanciennitet	22,15 mdr.	22,05 mdr.	0,72
Person karakteristika			
Forsørgerstatus	0,15	0,10	1,03
Erhvervskompetencegivende uddannelse	0,04	0,04	0,00
>=25 år	0,50	0,54	0,56

25-30 år	0,21	0,16	0,80
30-35 år	0,21	0,21	0,10
35-40 år	0,08	0,09	0,29
Kvinde	0,48	0,46	0,32
Dansk oprindelse	0,77	0,79	0,28
Vestlige indvandrere/efterkommere	0,04	0,03	0,21
Ikke-vestlige indvandrere	0,13	0,12	0,24
Ikke-vestlige efterkommere	0,06	0,06	0,00
Forældrenes karakteristika			
Mindst én forældre med >52 ugers kontanthjælp	0,25	0,26	0,18
Mindst én forældre med >52 ugers sygedagpenge	0,21	0,19	0,39
Mindst én forældre er FØP	0,25	0,22	0,37
Mindst én forældre med en erhvervskompetencegivende udd.	0,54	0,58	0,56

Kilde.: Egne beregninger på Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, DST uddannelses- og befolkningsregistre samt landspatient-, sygesikring- og lægemiddelstyrelsens registre.

Kritiske forskelle i matchingen af indsats- og kontrolgrupperne

Der er tre anciennitetstrin, hvor der er kritiske forskelle mellem indsatsgruppen og kontrolgruppen, og heraf er det primært anciennitetstrin fra 10-11 års ledighed, hvor det kan være vanskeligt at drage konklusioner for effekterne. For de to øvrige anciennitetstrin er forskellene af mindre betydning.

Der er en betydelig forskel i etnicitetssammensætningen i indsats- og kontrolgruppen for personer med 10-11 års ledighedsanciennitet, *jf. tabel 7*. Indsatsgruppen består af 40 pct. ikke-vestlige indvandrere, mens ikke-vestlige indvandrere blot udgør 22 pct. blandt kontrolpersonerne. Det er ikke noget entydigt billede af, hvad forskellen skyldes, når der kigges på oprindelseslande for gruppen. Omvendt består kontrolgruppen i højere grad af etniske danskere ift. indsatsgruppen. Der er således grund til at tro, at de følgende effekter af reformen kan være påvirket af en forskellig etnicitetssammensætning i indsats- og kontrolgruppen.

På tilsvarende vis er der også statistisk forskel i andelen af ikke-vestlige efterkommere i indsats- og kontrolgruppen for personer med 6-7 års ledighedsanciennitet. Dette er dog en beskeden forskel mellem 0 og 1 pct. for hhv. indsats- og kontrolgruppen. Det er derfor vurderet, at denne forskel ikke vil have nævneværdig betydning for de senere resultater, fordi omfanget af ikke-vestlige efterkommere er begrænset både i indsats- og kontrolgruppen. Dertil kommer, at en forskel på 1 pct. point er vurderet som tilstrækkelig lille til, at den kan ignoreres på trods af, at forskellen er statistisk signifikant.

Til gengæld har 8 pct. flere af indsatspersonerne med en ledighedsanciennitet på 6-7 år gjort brug af somatiske medikamenter et kalenderår tidligere end kontrolgruppen. Det kan argumenteres, at brugen af somatiske medikamenter

har mindre betydning for personernes tilknytning til arbejdsmarkedet, dog skal denne afvigelse tages med i betragtningen af de følgende præsenterede effekter for gruppen med 6-7 års ledighed.

Tabel 7. Signifikant forskellige gennemsnitlige karakteristika for faktisk indsats- og kontrolgruppe opgjort for ledighedsanciennitet.

	Gennemsnit		
	Indsatsgrp.	Kontrolgrp.	T-str.
6-7 års ledighed			
Købt somatisk medicin 1 kalenderår før	0,73	0,65	1,98
Vestlige indvandrere/efterkommere	0,00	0,01	2,25
10-11 års ledighed			
Dansk oprindelse	0,58	0,73	2,79
Ikke-vestlige indvandrere	0,40	0,24	3,06
Ikke-vestlige efterkommere	0,00	0,02	2,86
13-14 års ledighed			
25-30 år	0,00	0,03	2,26

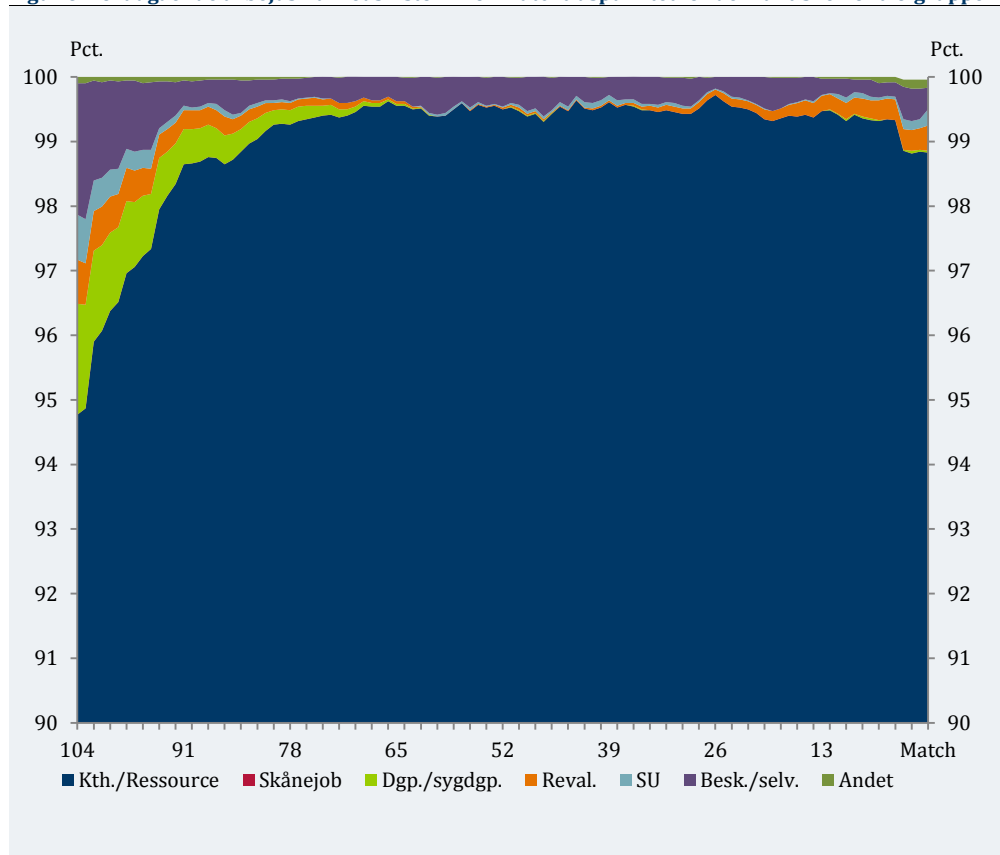
Kilde.: Egne beregninger på Beskæftigelsesministeriets løbsdatabase DREAM, DST uddannelses- og befolkningsregistre samt landspatient-, sygesikring- og lægemiddelstyrelsens registre.

Endelig er der statistisk forskel i andelen af personer i alderen 25-30 år på tværs af indsats- og kontrolgruppen med 13-14 års ledighed, *jf. tabel 7*. Aldersgruppen udgør kun en beskedent andel i hhv. indsats- og kontrolgruppen samtidig med, at afvigelsen er på blot 3 pct. Der er således ikke grund til at tro, at den overordnede alderssammensætning blandt indsats- og kontrolgruppen ikke skulle være velbalanceret.

Forudgående arbejdsmarkedstilknytning er i litteraturen ofte blevet anvendt som en proxy for personers evner og motivation på arbejdsmarkedet (se fx Lechner & Wunsch (2009)). Derfor er forudgående arbejdsmarkedshistorik inddraget som forklarende variable med henblik på at kontrollere for personlige karakteristika, der umiddelbart ikke er observerbare. Derfor vil dette afsnit afslutte med at sammenligne arbejdsmarkedstilknytningen for den samlede indsats- og kontrolgruppe i perioden op til matchtidspunktet.

Op til halvandet år før matchtidspunktet har mere en 98 pct. af de anvendte kontrolgrupper været i berøring med kontanthjælp eller ressourceforløb, *jf. figur 5*. To år forinden matchtidspunktet havde knap 2 pct. af kontrolpersonerne været på sygedagpenge eller dagpenge, mens omkring 2 pct. var i beskæftigelse eller selvforsørgelse. Arbejdsmarkedshistorikken for den samlede indsatsgruppe flugter i høj grad med den forudgående arbejdsmarkedshistorik for den samlede kontrolgruppe, *jf. figur 4 og 6*. Dette resultat samt balanceringen af de netop gennemgåede karakteristika indikerer således, at de to grupper er sammenlignelige.

Figur 6. Forudgående arbejdsmarkedshistorik for matchtidspunktet for den faktiske kontrolgruppe.



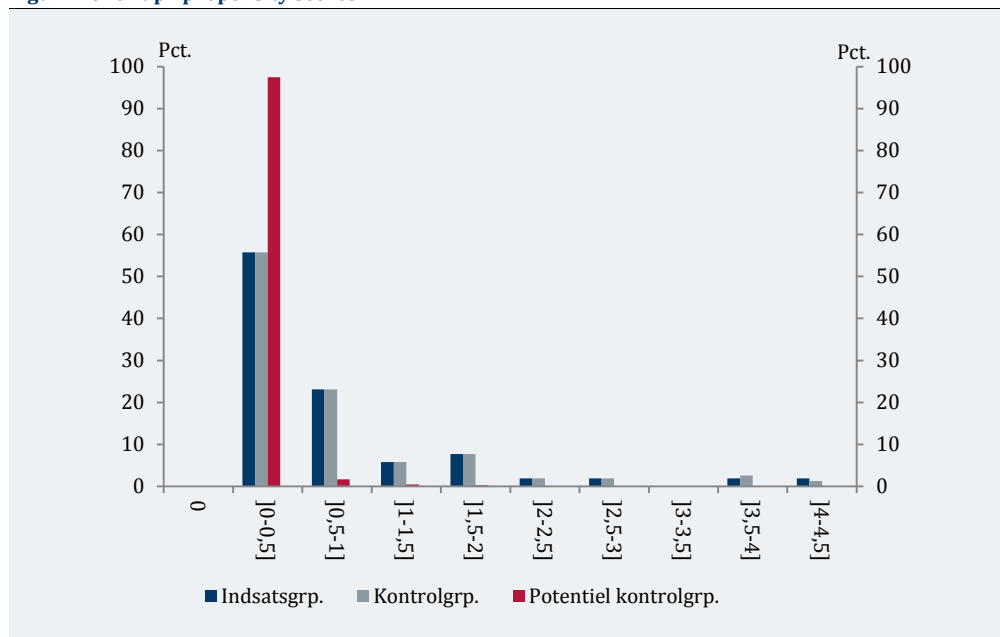
Kilde: Egne beregninger på Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM.

Overlap i propensity scores

Afslutningsvist vil dette afsnit præsentere overlappet i indsats- og kontrolgruppens estimerede sandsynligheder for at blive førtidspensioneret, før reformen trådte i kraft (propensity scores). Det er klart, at hvis der intet overlap er mellem indsats- og kontrolgruppens estimerede propensity scores, er det ikke muligt at finde kontrolpersoner, der både ligner indsatsgruppen, og som har samme tilbøjelighed til at blive førtidspensioneret i fravær af reformen. Med udgangspunkt i personerne med 1-2 års ledighed er der et pænt overlap mellem indsatsgruppen og den potentielle kontrolgruppes propensity scores, *jf. figur 7*.

Siden den potentielle kontrolgruppe indeholder knap 71.000 observationer, vil selv en lille andel af gruppen stadig omfatte et relativt stort antal observationer. Fx er 0,01 pct. af den potentielle kontrolgruppe estimeret med en propensity score mellem 4-4,5 pct. point, mens dette gør sig gældende for 2 pct. af indsatsgruppen. Dette svarer til 1 og 6 personer i hhv. indsatsgruppen og den potentielle kontrolgruppe. Det betyder, at for hver indsatsperson er det muligt at finde op til flere kontrolpersoner med tilsvarende værdi i propensity scoren, hvilket også kommer til udtryk ved, at fordelingen af indsats- og kontrolgruppens propensity scores er sammenfaldende.

Figur 7. Overlap i propensity scores.



Kilde: Egne beregninger.

Anm.: Propensity scores er angivet i pct.

Generelt er begge grupperes propensity scores estimeret meget lavt, hvilket kan være en indikation på, at logitmodellen har svært ved at identificere, hvilke karakteristika der har særlig betydning for, om en potentiel indsatsperson bliver førtidspensioneret eller ej⁴. Dette kan til dels skyldes, at 80-pct. tilknytningskravet medfører, at den potentielle indsatsgruppe består af en gruppe særligt udsatte personer, hvor de førtidspensionerede og ikke-førtidspensionerede er relativt ens, *jf. tabel 3*. Dertil kommer, at der generelt er meget få observationer i den potentielle indsatsgruppe, der udmunder i en tilkendelse af førtidspension. Endeligt er propensity score værdien et udtryk for en persons tilbøjelighed til at blive førtidspensioneret indenfor en given måned, hvorfor de estimerede sandsynligheder vil være lavere, end hvis propensity scorerne var et udtryk for en persons sandsynlighed for at blive førtidspensioneret indenfor fx et givent år. Givet at propensity scorerne er et udtryk for den månedlige tilbøjelighed til at blive førtidspensioneret, er det formentligt en vis tilfældighed i, om en person bliver førtidspensioneret i en måned fremfor en anden, hvilket kan også forklare de lavt estimerede propensity scores. Samlet set er der således flere omstændigheder, der kan forklare, hvorfor de estimerede propensity scores generelt tager lave værdier.

Til sidst skal det bemærkes, at der ikke er nogen observationer, der har estimeret en propensity score på 0. Derfor vil alle have en positiv sandsynlighed for at blive førtidspensioneret – om end sandsynligheden for de fleste er relativt lille. Overlappet i propensity scorerne for de resterende ledighedsancienniteter er præsenteret i bilag A.

⁴ β -estimerne på personkarakteristika tager generelt beskedne værdier.

7. Resultater

Reformens effekt på de unge kontanthjælpsmodtageres tilknytning til arbejdsmarkedet vil først og fremmest blive evalueret på baggrund af forskellen i indsats- og kontrolgruppernes afgang til beskæftigelse eller uddannelse, og derefter kvalificeres yderligere ved at undersøge forskellen i deres efterfølgende gennemsnitlig akkumulerede løntimer. Begge effektmål vil som tidligere nævnt blive evalueret særskilt for støttet beskæftigelse, mens ordinær beskæftigelse og uddannelse vil blive evalueret samlet.

Afgangene til fx støttet beskæftigelse vil i det følgende præsenteres igennem såkaldte overlevelseskurver for indsats- og kontrolgruppen. Overlevelseskurven for indsatsgruppen angiver, hvor mange personer, der til hver måned efter førtidspensioneringen, fortsat ikke har været beskæftiget i et fleksjob. For kontrolgruppen angiver overlevelseskurven andelen af kontrolpersoner, der fortsat befinder sig i kontanthjælpssystemet uden at være afgået til fleksjobbeskæftigelse.

Effekten på tilknytningen til ordinær beskæftigelse og uddannelse

Reformens effekt på de unge kontanthjælpsmodtageres afgang til ordinær beskæftigelse og uddannelse vil i det følgende blive præsenteret for hvert af de femten anciennitetsintervaller i figur 8.1-8.3. Signifikante forskelle mellem indsats- og kontrolgruppens overlevelseskurver er præsenteret ved solide kurver, mens kurverne er stiplede, når forskellen er insignifikant.

Reformen har medført en merafgang på knap 28 pct. point for personer med 1-2 års ledighed bag sig. Effekten er målt 18 måneder efter enten førtidspension for indsatsgruppen eller den tilsvarende måned i ledighedsancienniteten for de matchede personer i kontrolgruppen. Effekten tiltager gennem observationsperioden med en tendens til at flade ud efter 15 måneder. Effekten er stort set signifikant hele perioden, *jf. figur 8.1*. Merafgangen på 28 pct. sker ved, at knap 6 pct. af førtidspensionisterne får tilknytning til beskæftigelse eller uddannelse, mens det var tilfældet for 34 pct. af kontrolpersonerne, der var omfattet af reformen.

Tilsvarende gør sig gældende for personer med en ledighedsanciennitet mellem 2-6 år, men niveauet er dog lavere. Efter 18 måneder har kontanthjælpsmodtagerne efter reformen oplevet en merafgang til ordinær beskæftigelse eller uddannelse på 11-15 pct. point sammenlignet med deres alternative situation, hvor de, i fravær af reformen, var blevet førtidspensioneret, *jf. figur 8.1*. Eksempelvis havde omkring 8 pct. af indsatspersonerne, med anciennitet på 4-5 år, tilknytning til beskæftigelse eller uddannelse efter 18 måneder, mens det var tilfældet for omkring 20 pct. af kontrolpersonerne.

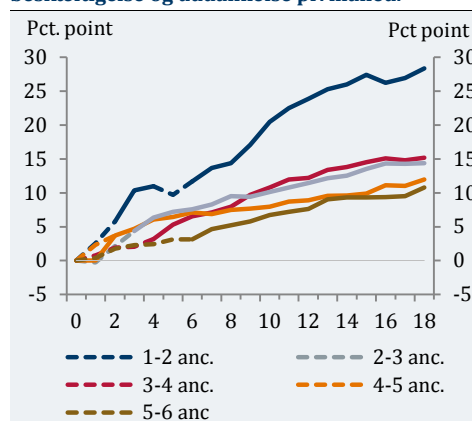
Den overvejende positive effekt på afgangene til ordinær beskæftigelse og uddannelse, er også til stede for personer med ledighedsforløb på 6-7 og 8-9 år. Disse grupper oplever en merafgang til ordinær beskæftigelse og uddannelse på

omkring 10 pct. point som følge af reformen. Sammenlignet med effekterne i de lavere anciennitetsintervaller, er der en tendens til, at det tager flere måneder, inden effekten bliver signifikant, jf. figur 8.2.

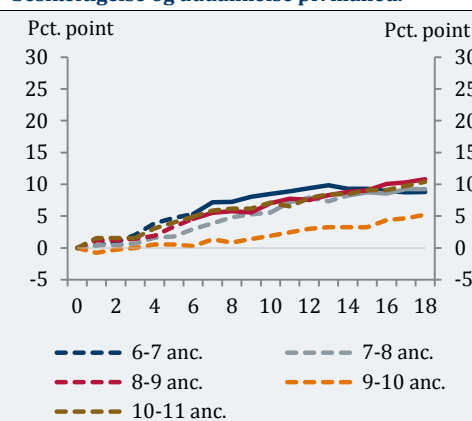
Endvidere er der også relativt store effekter af reformen for personer med 10-11 års ledighedsanciennitet, om end de ikke er statistisk signifikante. Dette resultat skal dog tages med forbehold, eftersom matchingen ikke har givet to sammenlignelige grupper. I kontrolgruppen er der en overvægt af etniske danske, og det kan derfor forventes, at effekten bliver overvurderet.

Effekten for personer med 9-10 års ledighedsanciennitet er ligeledes positiv, men her er effekten ikke signifikant, og der er derfor ikke flere, der afgår fra kontrolgruppen til ordinær beskæftigelse og uddannelse sammenlignet med indsatsgruppen, jf. figur 8.2.

Figur 8.1. Forskel i overlevelseskurven mellem kontrol- og indsatsgruppe i afgang til ordinær beskæftigelse og uddannelse pr. måned.



Figur 8.2. Forskel i overlevelseskurven mellem kontrol- og indsatsgruppe i afgang til ordinær beskæftigelse og uddannelse pr. måned.



Anm.: Solide kurver angiver, at der er signifikant forskel på kontrol- og indsatsgruppe på et 5 pct. niveau.
Kilde: Egne beregninger på Lovmodellen.

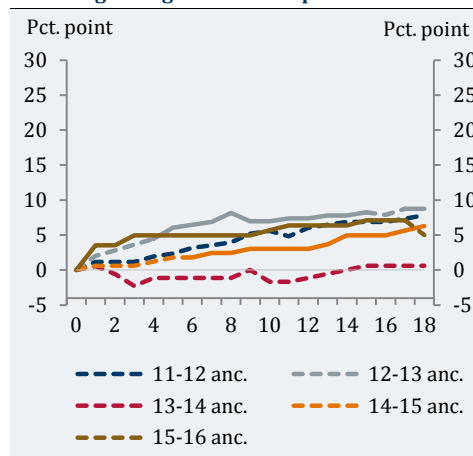
For personer med de længste ledighedsancienniteter findes der positive effekter for personer i anciennitetsintervallerne 12-13 og 14-16 år. Her er mellem 5-8 pct. flere kommet i ordinær beskæftigelse eller uddannelse som følge af reformen. Reformen har ingen signifikante effekter for personer med ledighedsforløb på 11-12 og 13-14 år, jf. figur 8.3.

Det samlede billede af reformens effekt på afgang til ordinær beskæftigelse og uddannelse er, at jo kortere ledighedsanciennitet desto større er effekterne samtidig med, at effekterne også i et større omfang er signifikante. Samlet set har reformen betydet, at mere end 11 pct. af de personer, som blev førtidspensioneret før reformen trådte i kraft, ville have haft større tilknytning til arbejdsmarkedet eller uddannelsessystemet, hvis de havde undgået førtidspensionering. Effekten er målt 18 måneder efter førtidspensionering.

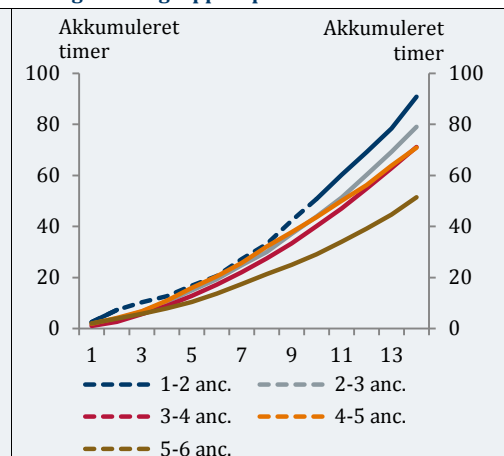
Reformens effekt på de unge kontanthjælpsmodtageres gennemsnitlige akkumulerede løntimer i ordinær beskæftigelse eller som elev, er præsenteret for

hvert af de femten anciennitetsintervaller i figur 9.1-9.3. Effekterne er vist som forskellen i det gennemsnitlige antal akkumulerede løntimer i hhv. indsatsgruppen og kontrolgruppen.

Figur 8.3. Forskel i overlevelseskurven mellem kontrol- og indsatsgruppen i afgang til ordinær beskæftigelse og uddannelse. pr. måned.



Figur 9.1. Forskel i gennemsnitlig akkumuleret løntimer for ordinær beskæftigelse mellem kontrol- og indsatsgruppen. pr. måned.



Anm.: Solide kurver angiver, at der er signifikant forskel på kontrol- og indsatsgruppe på et 5 pct. niveau.

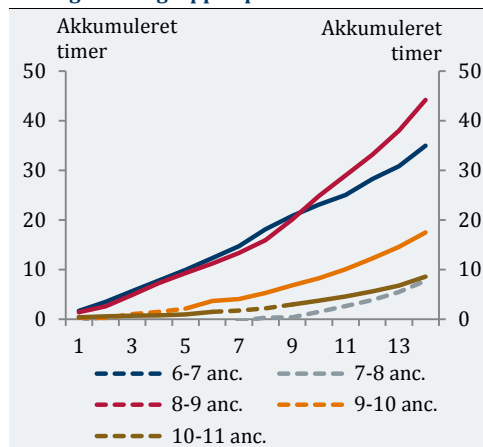
Kilde: Egne beregninger på Lovmodellen.

Effekten på det gennemsnitlige akkumulerede løntimer for personer med et ledighedsforløb på 1-2 år er, at personerne efter reformen i gennemsnit har haft 90 timer mere i beskæftigelse, end hvis de, i fravær af reformen, var blevet førtidspensioneret. Effekten er målt 14 måneder efter matchtidspunktet og er stigende i hele perioden derefter, *jf. figur 9.1*.

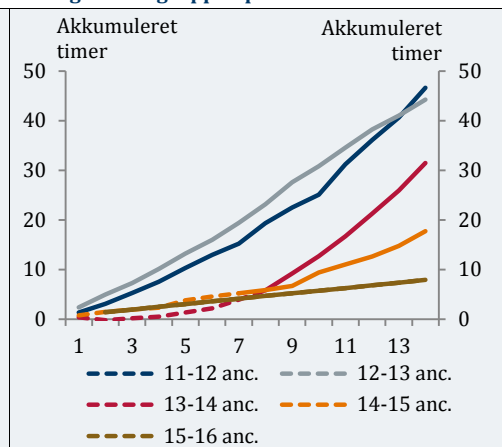
Tilsvarende udvikling kan ses for personer med et ledighedsforløb på mere end 2 og mindre end 6 år. Der er en tendens til, at effekten bliver mindre, desto senere i ledighedsforløbet en person undgår førtidspensionering; kontrolpersoner med en ledighedsanciennitet på 2-3 år har i gennemsnit haft 78 flere løntimer end indsatsgruppen 14 måneder efter matchtidspunktet, mens effekten aftager til gennemsnitligt 51 løntimer for personer med 5-6 års anciennitet, *jf. figur 9.1*. Når eksempelvis gruppen med 2-3 års ledighed i gennemsnit har akkumuleret knap 79 timer mere end indsatsgruppen, sker det ved, at kontrolgruppen i gennemsnit har akkumuleret 98 timer, mens indsatsgruppen i gennemsnit har akkumuleret 19 timer.

Effekten for personer med 7-8 års ledighedsanciennitet er begrænset og insignifikant i hele perioden efter matchtidspunktet, *jf. figur 9.2*. Resultatet dækker over, at indsatsgruppen i gennemsnit akkumulerer 30 løntimer i ordinær beskæftigelse, mens kontrolgruppen akkumulerer knap 38 løntimer.

Figur 9.2. Forskel i gennemsnitlig akkumuleret løntimer for ordinær beskæftigelse mellem kontrol- og indsatsgruppen pr. måned.



Figur 9.3. Forskel i gennemsnitlig akkumuleret løntimer for ordinær beskæftigelse mellem kontrol- og indsatsgruppen pr. måned.



Anm.: Solide kurver angiver, at der er signifikant forskel på kontrol- og indsatsgruppe på et 5 pct. niveau.
Kilde: Egne beregninger på Lovmodellen.

I gruppen af personer med 11-12 og 12-13 års ledighedsanciennitet er effekten på omkring 45 timer, mens effekten er lavere for de senere anciennitetsintervaller, jf. figur 9.3. Der er således en tendens til, at jo tidligere i ledighedsforløbet en person undgår at blive førtidspensioneret, desto flere akkumulerede løntimer i ordinær beskæftigelse har reformen medført for de unge kontanthjælpsmodtagere.

Effekten på tilknytningen til støttet beskæftigelse

Reformens effekt på afgang til støttet beskæftigelse er præsenteret for hvert af de femten anciennitetsstrin i figur 10.1-10.3. Det bemærkes, at afgang til støttet beskæftigelse vil i indeværende analyse udelukkende omfatte afgang til et fleksjob.

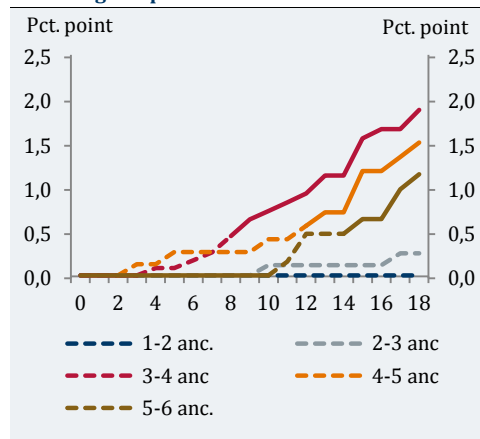
For personer med 3-4 års ledighedsanciennitet har reformen medført, at knap 2 pct. flere er afgået til et fleksjob efter reformen sammenlignet med indsatsgruppen, jf. figur 10.1. Effekten er målt 18 måneder efter matchtidspunktet. Effekten er først signifikant 8 måneder efter matchtidspunktet, men er til gengæld signifikant i alle måneder derefter. Tallet dækker over, at ingen førtidspensionister er afgået til et fleksjob, mens 2 pct. af kontrolgruppen er kommet i fleksjob efter reformen.

Samme udvikling kan ses for personer med 4-5 og 5-6 års ledighed, jf. figur 10.1. Dog er niveauet lavere samtidig med, at der går op til 15 måneder før effekten er statistisk signifikant. For personer med 1-2 og 2-3 års ledighed er der ingen effekt af reformen på afgang til et fleksjob samtidig med, at effekten ikke er signifikant.

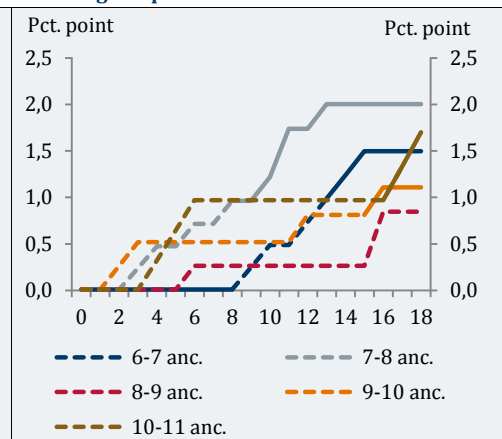
Der findes fortsat signifikant positive effekter på arbejdsmarkedstilknytningen i støttet beskæftigelse for personer med 6-8 års ledighedsanciennitet samt i mindre grad for personer med 9-11 års ledighed, jf. figur 10.2. Effekterne for perso-

ner med 9-11 års ledighed viser sig dog også først signifikante i slutningen af observationsperioden. Effekten for personer med 6-7 års ledighedsanciennitet er signifikant efter 13 måneder, og stiger herefter frem til 18 måneder efter matchtidspunktet. Forskellen på indsats- og kontrolgruppernes overlevelseskurver er på 1,5 pct. point 18 måneder efter matchtidspunktet.

Figur 10.1. Forskel i overlevelseskurven mellem kontrol- og indsatsgruppen i afgang til støttet beskæftigelse pr. måned.



Figur 10.2. Forskel i overlevelseskurven mellem kontrol- og indsatsgruppen i afgang til støttet beskæftigelse pr. måned.



Anm.: Solide kurver angiver, at der er signifikant forskel på kontrol- og indsatsgruppe på et 5 pct. niveau.

Kilde: Egne beregninger på Lovmodellen.

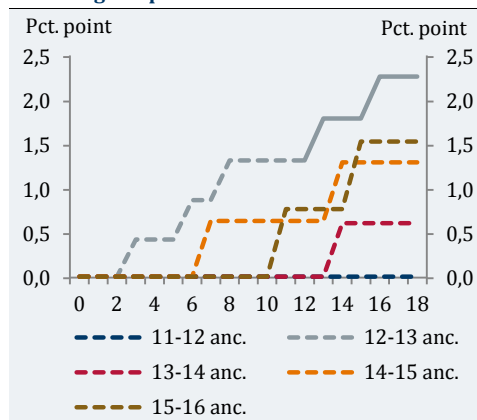
Reformens effekt på unge kontanthjælpsmodtageres afgang til et fleksjob forsvinder for personerne med de længste ledighedsforløb, *jf. figur 10.3*. Størrelsesordenen af effekten er mindre samtidig med, at effekterne også i mindre grad viser sig at være signifikante. Det er kun gruppen med 12-13 års ledighedsanciennitet, der fortsat har en signifikant forskel mellem indsats- og kontrolgruppens afgang til et fleksjob. Effekten er signifikant 13 måneder efter matchtidspunktet. Forskellen i overlevelseskurverne er på mere end 2,3 pct. point 18 måneder efter matchtidspunktet.

Samlet set har reformen betydet, at blot 1,2 pct. flere af de personer, som blev førtidspensioneret, før reformen trådte i kraft, ville have haft tilknytning til arbejdsmarkedet igennem et fleksjob, hvis de havde undgået en førtidspension.

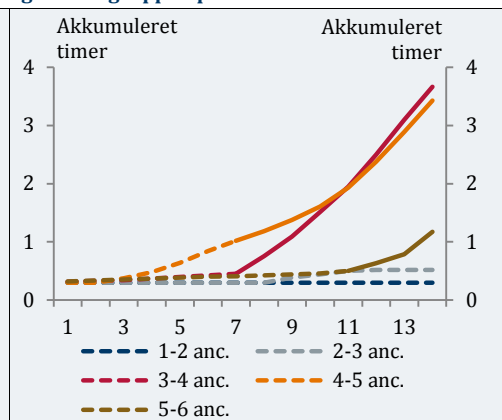
Reformens effekt på de unge kontanthjælpsmodtageres akkumulerede løntimer i et fleksjob, er præsenteret for de femten anciennitetstrin i figur 11.1-11.3. Effekterne er vist som forskellen i det gennemsnitlige antal akkumulerede løntimer i hhv. indsats- og kontrolgruppen.

Efter reformen er unge kontanthjælpsmodtagere med et ledighedsforløb på 3-4 år i gennemsnit beskæftiget 3 timer mere i et fleksjob, end hvis de alternativt var blevet førtidspensioneret. Dette resultat omfatter, at der op til et halvt år efter matchtidspunktet ingen effekt er på de akkumulerede løntimer, mens effekten stiger fra den sjette måned og frem. Effekten er stigende frem til, at observationsperioden slutter 14 måneder efter matchtidspunktet, *jf. figur 11.1*.

Figur 10.3. Forskel i overlevelseskurven mellem kontrol- og indsatsgruppen i afgang til støttet beskæftigelse pr. måned.



Figur 11.1. Forskel i gennemsnitlig akkumuleret løntimer for støttet beskæftigelse mellem kontrol- og indsatsgruppen pr. måned.

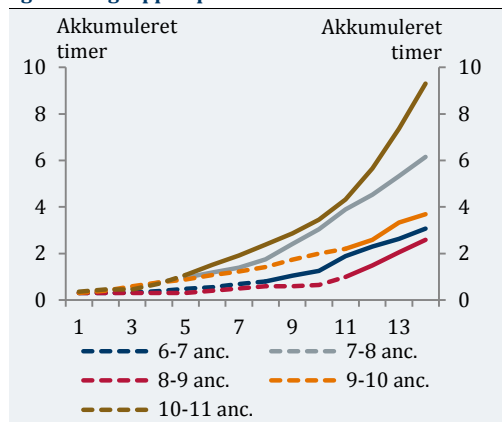


Anm.: Solide kurver angiver for figur 12.3, at der er signifikant forskel på kontrol- og indsatsgruppe på et 5 pct. niveau.
Kilde: Egne beregninger på Lovmodellen.

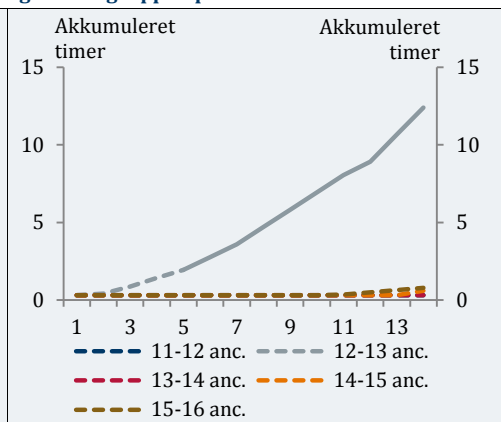
Eftersom førtidspensionisterne i praksis stort set ikke gør brug af fleksjobordningen, vil forskellen være drevet af fleksjobtimer i kontrolgruppen. Det gennemsnitlige antal akkumulerede løntimer skal derfor ses i sammenhæng med antallet af kontrolpersoner, der afgår til et fleksjob. Når eksempelvis gruppen med 3-4 års ledighedsanciennitet i gennemsnit har akkumuleret 3 timer mere end indsatsgruppen, dækker det over, at 30 pct. af kontrolpersonerne afslutter deres ledighedsforløb i observationsperioden, hvoraf knap 5 pct. af de afsluttede forløb afgår til et fleksjob, *jf. tabel 5*. Det er således blot 19 kontrolpersoner med 3-4 års ledighedsanciennitet, der afgår til et fleksjob, og som driver de gennemsnitlige akkumulerede løntimer for hele kontrolgruppen. Der kan naturligvis være flere fra eksempelvis beskæftigelse og selvforsørgelse, som senere får et fleksjob, og derfor vil volumen af kontrolgruppen relativt til det få antal personer, som afgår til et fleksjob, fortsat betyde, at de akkumulerede løntimer for den enkelte fleksjobber ligger væsentlig over det gennemsnitligt akkumulerede timer.

Der genereres stort set ikke løntimer i fleksjob for personer med korte ledighedsancienniteter på 1-2 og 2-3 år. Dette er i overensstemmelse med, at der heller ikke er nogen forskel i indsats- og kontrolgruppens afgang til et fleksjob for disse grupper. Ligeledes genereres der også kun ganske få løntimer i et fleksjob for personer med 5-6 års ledighedsanciennitet, *jf. figur 11.1*.

Figur 11.2. Forskel i gennemsnitlig akkumuleret løntimer for støttet beskæftigelse mellem kontrol- og indsatsgruppen pr. måned.



Figur 11.3. Forskel i gennemsnitlig akkumuleret løntimer for støttet beskæftigelse mellem kontrol- og indsatsgruppen pr. måned.



Anm.: Solide kurver angiver, at der er signifikant forskel på kontrol- og indsatsgruppe på et 5 pct. niveau.
Kilde: Egne beregninger på Lovmodellen.

Omvendt er der en tendens til, at der genereres flere løntimer i et fleksjob for personer med mellemlange ledighedsforløb. Personer med 7-8 års ledighedsanciennitet akkumulerer i gennemsnit 7 løntimer 14 måneder efter matchtidspunktet, mens personer med 10-11 års ledighedsanciennitet i gennemsnit akkumulerer op mod 8 løntimer mere i et fleksjob, jf. figur 11.2. Som tidligere nævnt, skal de akkumulerede løntimer for personer med 10-11 års ledighedsanciennitet dog fortolkes med varsomhed, fordi etnicitetssammensætningen er forskellig i indsats- og kontrolgruppen. Personer med en ledighedsanciennitet mellem 6-7 samt 8-10 år akkumulerer i gennemsnit 2-4 timer, jf. figur 11.2.

Der er stort set ikke effekter på de gennemsnitligt akkumulerede løntimer for personer med mere end 11 års ledighedsanciennitet, dog med undtagelse af personer med 12-13 års ledighed bag sig. Denne gruppe akkumulerer til gengæld relativt højt ift. de resterende anciennitetsintervaller, jf. figur 11.3.

Samlet set har reformen i mindre omfang påvirket de unge kontanthjælpsmodtagers tilknytning til arbejdsmarkedet igennem et fleksjob sammenlignet med den øgede tilknytning igennem ordinær beskæftigelse eller uddannelse. Effekterne på kontanthjælpsmodtagernes anvendelse af et fleksjob er hovedsagligt drevet af personer med mellemlange ledighedsforløb på 3-8 år.

Aggregeret effekt på tilknytning til arbejdsmarkedet eller uddannelse

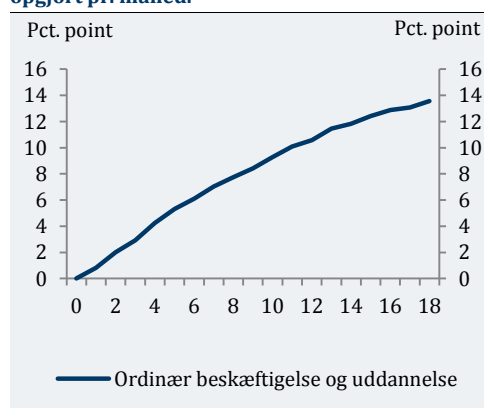
For at få en samlet vurdering af reformens effekter for de unge kontanthjælpsmodtagers tilknytning til arbejdsmarkedet, er det muligt at beregne en aggregeret effekt på tværs af alle femten ledighedsanciennitetsintervaller. De aggregerede overlevelseskurver er beregnet ved et vægtet gennemsnit over de femten overlevelseskurver, hvor der vægtes med antallet af hhv. indsats- og kontrolpersoner i hvert anciennitetsinterval som andel af det samlede antal hhv. indsats- og kontrolpersoner i hele analysen, jf. Frederiksson, P. & Johansson, P. (2008).

De tidligere præsenterede effekter viser, at de estimerede effekter målt på afgang til støttet beskæftigelse henholdsvis ordinær beskæftigelse og uddannelse i høj grad varierer med, hvornår i ledighedsforløbet en person undgår førtidspensionering. Det betyder, at fortolkningen af de aggregerede effekter bliver vanskeliggjort, fordi førtidspensionering falder på forskellige tidspunkter i ledighedsforløbene for indsatsgruppen. Til gengæld er de aggregerede overlevelseskurver særligt brugbare til at konkludere om den samlede effekt af reformen er positiv og signifikante.

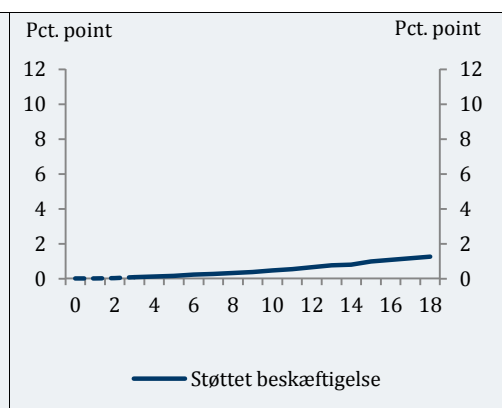
Konklusionen fra de aggregerede overlevelseskurver er, at reformen samlet set har haft en positiv og signifikant effekt på de unge kontanthjælpsmodtageres afgang til ordinær beskæftigelse og uddannelse i alle 18 måneder efter matchtidspunktet. De signifikante positive effekter, som reformen har haft for personer med mindre end 9 års ledighed, opvejer således de mere beskedne og insignifikante effekter, som reformen har haft for personer med længere ledighed bag sig, *jf. figur 12*. På tilsvarende vis har reformen samlet set haft en positiv og signifikant effekt på unge kontanthjælpsmodtageres afgang til støttet beskæftigelse – om end de samlede effekter er mere beskedne end til ordinær beskæftigelse og uddannelse. De positive effekter, som reformen har haft på afgang til fleksjob for personer med 3-8 års ledighed, opvejer således de fraværende effekter for personer med helt kort samt helt lange ledighedsforløb, *jf. figur 13*.

Samlet set er der altså stor variation i reformens effekter alt efter, hvor i ledighedsforløbet en person undgår førtidspensionering. Det samlede billede er dog, at reformen har haft signifikant positive effekter på unge kontanthjælpsmodtageres tilknytning til arbejdsmarkedet primært igennem ordinær beskæftigelse eller uddannelse, og i mindre grad igennem et fleksjob.

Figur 12. Forskel i aggregerede overlevelseskurverne mod en afgang til ordinære beskæftigelse og uddannelse mellem kontrol- og indsatsgruppen opgjort pr. måned.



Figur 13. Forskel i aggregerede overlevelseskurverne mod en afgang til støttet beskæftigelse mellem kontrol- og indsatsgruppen opgjort pr. måned.

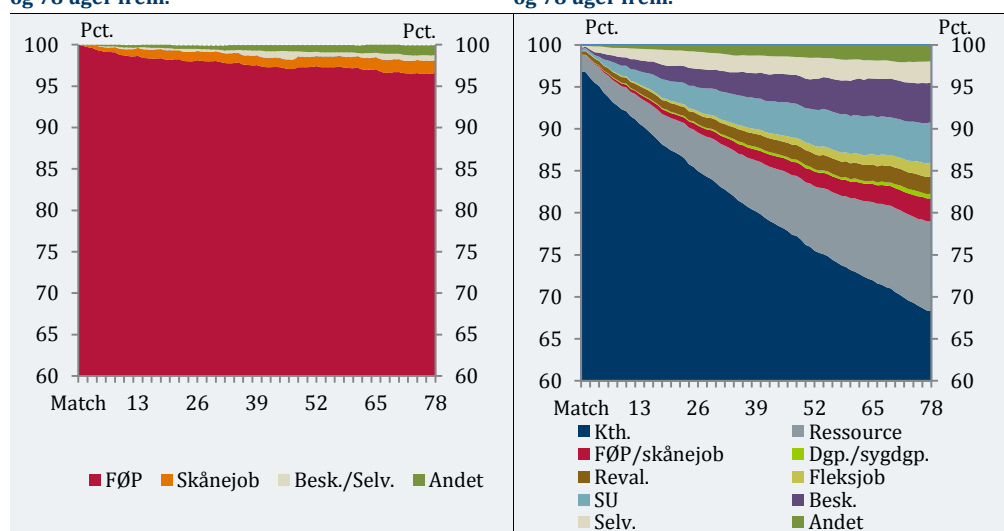


Anm.: Solide kurver angiver, at der er signifikant forskel på den aggregerede kontrol- og indsatsgruppe på et 5 pct. niveau.
Kilde: Egne beregninger på Lovmodellen.

Flow efter matchtidspunkt

De præsenterede resultater kan yderligere kvantificeres ved at undersøge, hvor på arbejdsmarkedet indsats- og kontrolgrupperne befinder sig i perioden efter matchtidspunktet. Ikke overraskende får knap 97 pct. af indsatsgruppen fortsat udbetalt førtidspension 1½ år efter matchtidspunktet, mens knap 2 pct. er i arbejde i et skånejob, *jf. figur 14*. For kontrolgruppen har mere end 20 pct. bevæget sig væk fra kontanthjælpssystemet 1½ år efter matchtidspunktet. Det indebærer bl.a., at knap 5 pct. befinder sig i uddannelsessystemet, 2 pct. er beskæftiget i et fleksjob og yderligere 5 pct. er kommet i ordinær beskæftigelse.

Figur 14. Efterfølgende arbejdsmarkedstilknytning for indsatspersonerne målt fra matchtidspunktet og 78 uger frem. **Figur 15. Efterfølgende arbejdsmarkedstilknytning for kontrolpersonerne målt fra matchtidspunktet og 78 uger frem.**



Kilde: Egne beregninger på Lovmodellen.

Disse resultater understøtter således de tidligere fundne resultater, idet de overvejende effekter af reformen kan findes i tilknytningen til arbejdsmarkedet igennem ordinær beskæftigelse og uddannelse og i mindre omfang igennem et fleksjob. Endelig har knap 3 pct. af kontrolgruppen fået tilkendt en førtidspension halvandet år efter matchtidspunktet på trods af reformens opbremsning i tilkendelserne.

8. Følsomhedstest

Dette afsnit vil først og fremmest undersøge om de fundne effekter kan være drevet af andre omstændigheder end reformen. Der indledes med en endelig kontrol af, hvor godt matchet mellem indsats- og kontrolgrupperne er, ved at se på forskellen i de akkumulerede løntimer 12 måneder før matchtidspunktet.

Der er en tendens til, at kontrolgruppen formår at akkumulere lidt flere gennemsnitlige løntimer op til matchtidspunktet end indsatsgruppen, hvilket kan være en indikation på, at kontrolgrupperne generelt er lidt stærkere end de matchede indsatsgrupper, *jf. tabel 8*. Såfremt kontrolgruppen systematisk er lidt

stærkere end indsatsgruppen, vil det naturligvis også skinne igennem i de fundne resultater. Dog er de fundne effekter målt som forskellen i de akkumulerede løntimer 12 måneder *efter* matchtidspunktet langt større end forskellen i akkumulerede løntimer 12 måneder *før* matchtidspunktet. Det kan således ikke udelukkes, at marginalt stærkere kontrolgrupper kan overvurdere effekterne en smule, men der er ingen grund til at tro, at det er en drivende faktor i de tidligere præsenterede effekter.

Tabel 8. Forskel i akkumulerede løntimer i ordinær beskæftigelse målt 12 måneder op til samt efter matchtidspunktet.

Anciennitet	12 måneder inden match	12 måneder efter match
1-2 år	-1,5	68,9
2-3 år	-4,2	59,9
3-4 år	3,5	54,5
4-5 år	3,8	55,9
5-6 år	9,2	38,8
6-7 år	7,0	28,0
7-8 år	-5,8	3,5
8-9 år	2,5	32,9
9-10 år	1,3	12,0
10-11 år	2,4	5,3
11-12 år	4,3	35,8
12-13 år	12,3	37,9
13-14 år	5,3	21,0
14-15 år	9,1	12,3
15-16 år	4,4	6,5

Kilde.: Egne beregninger på Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM samt BFL.

For at robusthedsteste de fundne positive effekter vil dette afsnit udføre to separate følsomhedstest, hvor den første har til formål at undersøge, hvor meget de fundne effekter kan være drevet af andre omstændigheder end reformen, mens den anden test har til formål at undersøge, hvor robuste effekterne er overfor valg af kontrolpersoner, der systematisk er svagere.

Placebotest

Den første følsomhedstest består i at gentage hele analysen dog blot udført i en periode, *før* reformen trådte i kraft. På den måde vil testen fungere som en placebotest, fordi evt. positive effekter fundet i placebotesten ikke kan tilskrives reformen, men derimod må skyldes andre omstændigheder, som potentielt også kan påvirke de præsenterede effekter i forrige afsnit.

En forudsætning for, at placebotesten er brugbar, er, at der skal være en vis tilfældighed i tidspunktet for tilkendelserne af førtidspension. Under denne forudsætning er det nemlig muligt at finde personer, der endnu ikke er førtidspensioneret, men som på observerbare karakteristika ligner en førtidspensionist, og som derfor er en anvendelig kontrolperson. Forskellen mellem indsats-

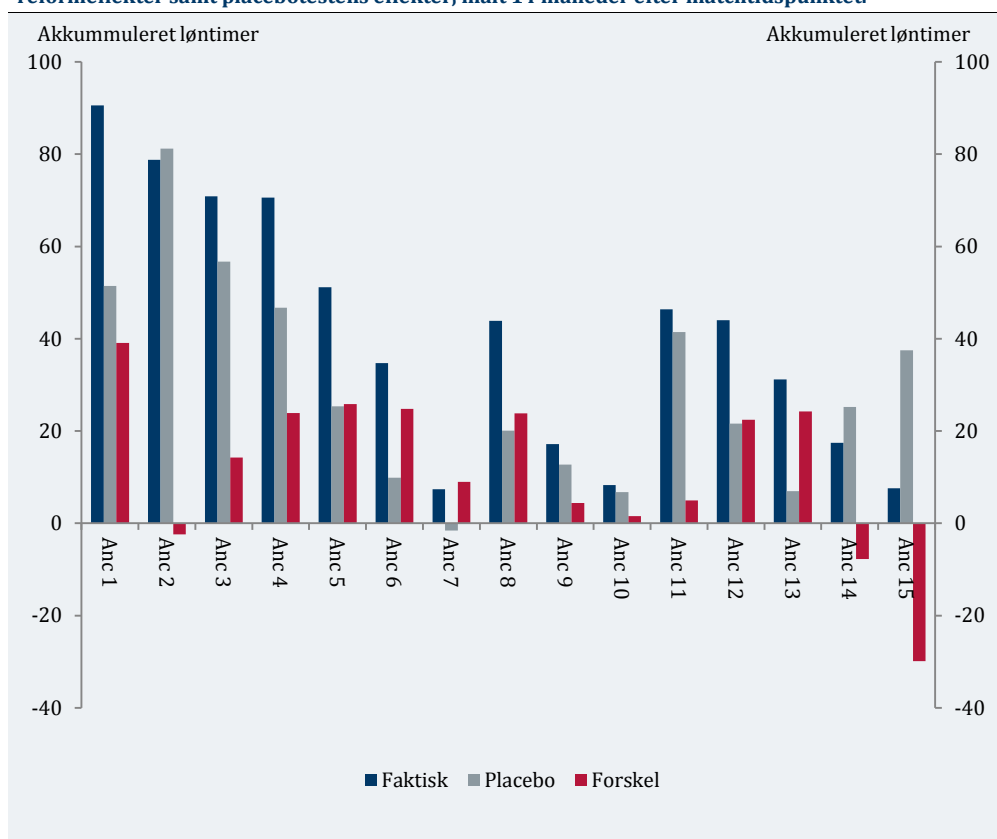
og kontrolpersonernes senere beskæftigelsesudvikling vil i placebotesten ikke kunne tilskrives reformen, men snarere andre omstændigheder som fx generel konjunkturforbedringer for kontrolgruppen.

Taget i betragtning at de estimerede propensity scores udtrykker den månedlige sandsynlighed for at blive førtidspensioneret, er det vurderet rimeligt at antage et vist element af tilfældighed i, om en person bliver førtidspensioneret i en måned fremfor en anden måned. Dertil kommer, at de estimerede propensity scores for de personer, der faktisk blev førtidspensioneret, er mindre end 5 pct., *jf. figur 7*. Det kan være en indikation på, at det langt fra er deterministisk, hvilke personer der bliver førtidspensioneret i en given måned. Omvendt kan de lavt estimerede propensity scores for indsatsgruppen også være et udtryk for, at der er systematisk forskel i, hvem der får tilkendt en førtidspension og hvem der ikke gør - selv efter at have kontrolleret for en række observerbare forhold. Det er således potentielt forhold, som har en betydning for tilkendelserne af førtidspension, men som analysen ikke får kontrolleret for. Hvis dette er tilfældet, vil uobserverbare karakteristika eller karakteristika, der ikke er kontrolleret for, også være til stede i de tidligere præsenterede effekter. Placebotesten har derfor til formål at undersøge, om de fundne effekter kan være påvirket af uobserverbare forhold, der adskiller personer som rent faktisk blev førtidspensioneret fra personer, som ikke blev førtidspensioneret.

Placebotesten er udført på tilsvarende vis som beskrevet i afsnit 3 og 4, blot med undtagelse af, at indsatsgruppen er udvalgt fra d. 31. marts 2010 frem til d. 30. juni 2011, mens kontrolgruppen er udvalgt i perioden fra d. 1. juli 2011 til d. 30. juni 2012. Metoden resulterer i mindre balancerede karakteristika blandt de matchede kontrol- og indsatsgrupper, *jf. bilag B*. Indsatsgrupperne med en ledighedsanciennitet på 1-5, 8-9 samt 10-11 år er i højere grad sammensat af personer, der enten selv har eller har mindst én forælder med en erhvervskompetencegivende uddannelse end kontrolgruppen. Dette vil potentielt undervurdere effekterne i placebotesten.

Omvendt er der en svag tendens til at kontrolgrupperne med 5-7, 9-10 og 12-13 års ledighedsanciennitet i højere grad består af etniske danskere, hvilket kan overvurdere placebotestens effekter. Endelig har kontrolgrupperne med 3-4, 5-7 samt 13-15 års ledighedsanciennitet i mindre grad været i berøring med psykofarmaka, hvilket ligeledes potentielt kan overvurdere placebotestens effekter.

Figur 16. Forskel i akkumuleret løntimer i ordinær beskæftigelse eller uddannelse for de fundne reformeffekter samt placeboestens effekter, målt 14 måneder efter matchtidspunktet.



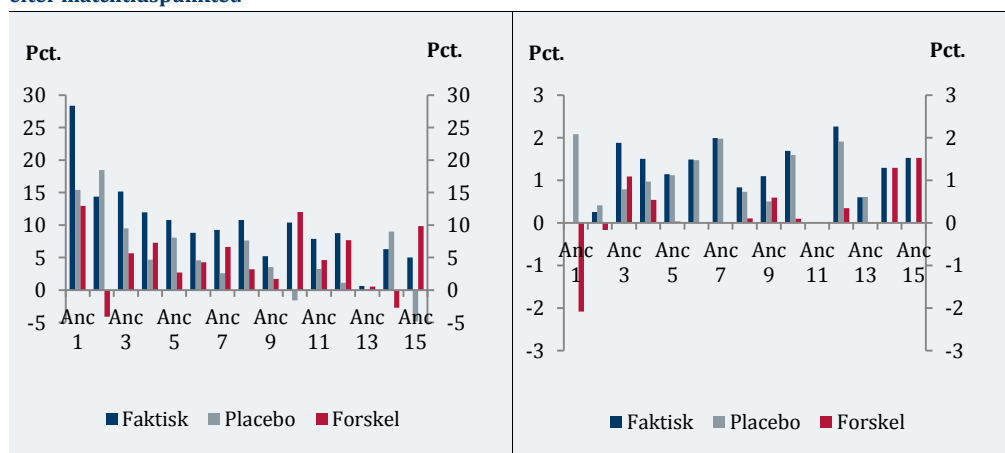
Kilde: Egne beregninger.

Placebotesten resulterer i positive effekter målt på de akkumulerede løntimer i ordinær beskæftigelse eller uddannelse, om end de hovedsagligt er lavere end de tidligere fundne effekter, jf. figur 16. Det er således en indikation på, at de tidligere præsenterede effekter i nogen grad kan være drevet af generelle konjunkturforbedringer samt ukontrolleret forskelle mellem indsats- og kontrolgrupperne. Ved at trække effekterne fra placebotesten fra de tidligere præsenterede effekter, sigter analysen efter at give et konservativt bud på, om reformen har haft en positiv effekt på arbejdsmarkedstilknytningen for de unge kontanthjælpsmodtagere. Når effekterne fra placebotesten fratrækkes de tidligere fundne effekter, har reformen fortsat overvejende positive effekter på kontanthjælpsmodtagernes efterfølgende akkumulerede løntimer i ordinært beskæftigelse og uddannelse. Dette gør sig primært gældende for alle anciennitetsintervallerne på nær intervallerne med 2-3, 14-15 og 15-16 års ledighed.

Fleksjobordningen var væsentlig anderledes før reformen forstået på den måde, at fleksjobansatte fik løn af virksomheden som en fuldtidsansat, hvorefter virksomheden fik et offentligt tilskud. Det betyder, at fleksjobansatte ofte er blevet indberettet med 37 timer, og det giver derfor ikke mening at udføre placebotesten for de akkumulerede løntimer i støttet beskæftigelse.

På tilsvarende vis som med de akkumulerede løntimer resulterer placebotesten ligeledes i positive effekter målt på merafgangen til ordinær beskæftigelse eller uddannelse, som dog også her er lavere end de tidligere fundne effekter, *jf. figur 17*. Tilsvarende gør sig gældende for merafgangen til støttet beskæftigelse, om end forskellen mellem de tidligere præsenterede effekter og placebotesten er beskedne, *jf. figur 18*.

Figur 17. Forskel i overlevelseskurverne mellem kontrol- og indsatsgrupperne for afgang til ordinær beskæftigelse og uddannelse, 18 måneder efter matchtidspunktet.



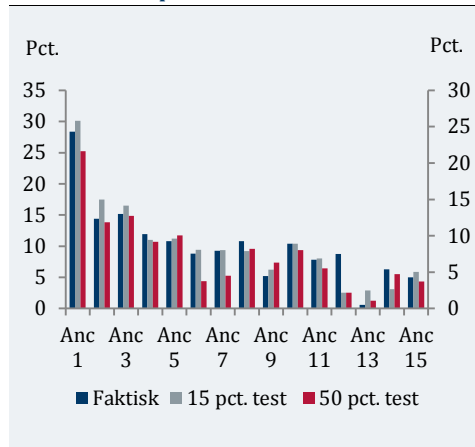
Kilde: Egne beregninger.

Det bemærkes, at kontrolgruppen af ikke-førtidspensionerede udvælges op til ½ år inden reformen trådte i kraft. Det betyder, at en del af kontrolgrupperne i placebotesten alligevel vil blive omfattet af reformen inden for 1½ år efter matchtidspunktet. Det kan derfor ikke udelukkes, at placebotesten vil opfange en mindre del af reformens effekter, og derfor vil forskellen mellem overlevelseskurverne i placebotesten undervurdere virkningerne og derved ikke være et udtryk for reformeffekten.

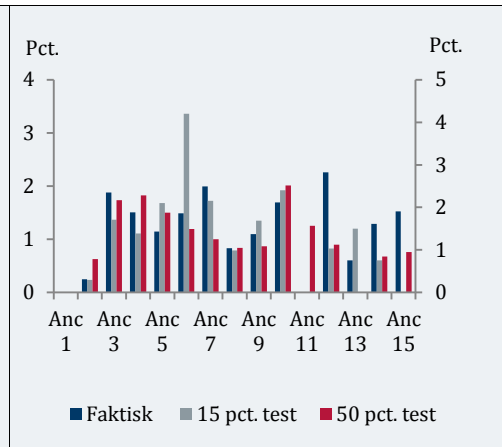
Propensity score test

Denne følsomhedstest har til formål at undersøge, hvor robuste effekterne er overfor valg af kontrolpersoner. Testen vil sammenligne indsatsgrupperne med kontrolgrupper, der konsekvent har en større tilbøjelighed til at blive førtidspensioneret end indsatspersonerne, og derfor må formodes at være en svagere gruppe af ledige. Såfremt effekterne fortsat er positive, selv ved valg af kontrolpersoner, der er tættere på en førtidspension end indsatspersonerne, så vil der være grund til at tro, at de fundne effekter reelt er forårsaget af reformen. Konkret vil testen blive udført ved kunstigt at øge propensity score værdien for personer i indsatsgruppen med hhv. 15 og 50 pct. Dernæst vil indsatspersonerne på ny blive matchet med kontrolpersoner, der har hhv. 15 og 50 pct. højere tilbøjelighed til at blive førtidspensioneret, end hvad indsatspersonerne oprindeligt er estimeret til have. Følsomhedstesten vil udelukkende være baseret på effekterne målt som merafgangen til ordinær beskæftigelse og uddannelse, samt til støttet beskæftigelse.

Figur 19. Forskel i overlevelseskurverne mellem kontrol- og indsatsgrupperne for afgang til ordinær beskæftigelse og uddannelse, 18 måneder efter matchtidspunktet.



Figur 20. Forskel i overlevelseskurverne mellem kontrol- og indsatsgrupperne for afgang til støttet beskæftigelse, 18 måneder efter matchtidspunktet.



Kilde: Egne beregninger på Lovmodellen.

Sammenlignes indsatsgrupperne med kontrolgrupperne, der fx har 15 pct. højere tilbøjelighed for at blive førtidspensioneret, er resultaterne fortsat, at reformen medfører en positiv merafgang til ordinær beskæftigelse og uddannelse 18 måneder efter matchtidspunktet, *jf. figur 19*. I de korte anciennitetsledigheder er effekten endda marginalt større. Det tyder således på, at der blandt gruppen af udsatte kontanthjælpsmodtagere findes personer, som stadig har mulighed for at rykke sig væk fra kontanthjælp og ind i arbejde eller uddannelse. Når kontrolgruppens tilbøjelighed øges med 50 pct., er der en tendens til, at effekten aftager. Det betyder, at sammenlignes indsatsgruppen med ledighedsanciennitet på fx 3-4 år med en kontrolgruppe bestående af personer, der havde markant større sandsynlighed for at blive førtidspensioneret, er der fortsat en merafgang på knap 17 pct. point til ordinær beskæftigelse og uddannelse som følge af reformens begrænsede adgang til en førtidspension, *jf. figur 19*.

Der er omvendt ingen entydige tendenser i reformens effekt på afgang til støttet beskæftigelse, når kontrolpersonernes tilbøjelighed til at blive førtidspensioneret bliver øget, *jf. figur 20*. Det er derfor ikke muligt at drage nyttige konklusioner af følsomhedstesten for effekterne af reformen på afgang til fleksjob.

9. Diskussion

Analysens resultater funderer på to nøje udvalgte grupper af førtidspensionerede og ikke-førtidspensionerede, der er ledige på forskellige kalendertidspunkter. Det betyder, at der kan være ændringer i omgivelserne for kontrolgruppen, der ikke gjorde sig gældende for indsatsgruppen, og disse ændringer kan påvirke de præsenterede effekter af førtidspensionsreformen. Dette afsnit vil se nærmere på, hvilke faktorer der kan have påvirkning på de fundne resultater i analysen.

Først og fremmest trådte kontanthjælpsreformen i kraft d. 1. januar 2013, hvilket medførte, at unge kontanthjælpsmodtagere under 30 år som udgangspunkt skal modtage uddannelseshjælp. Uddannelseshjælp er en ydelse, der svarer til SU-satsen, og derfor kan nogle af kontanthjælpsmodtagerne i kontrolgruppen have oplevet en reduktion i deres ydelse i perioden, hvor personernes tilknytning til arbejdsmarkedet bliver målt. Kontanthjælpsreformen kan således føre til en overestimation af de præsenterede effekter af førtidspensionsreformen. Det er dog vurderet, at kontrolgruppen kun i begrænset omfang vil være berørt af ydelsesændringen, fordi gruppen hovedsagligt består af aktivitetsparate kontanthjælpsmodtagere, der har mulighed for at modtage et aktivitetstillæg, som samlet giver en ydelse på niveau med kontanthjælpssatsen. Ved kontanthjælpsreformen fra 2014 blev det lagt til grund, at aktivitetsparate uddannelseshjælpsmodtagere ville modtage tillæg 80 pct. af tiden. Opgørelser i data peger på, at aktivitetsparate modtager tillæg i en større del af tiden end hvad, der blev lagt til grund ved reformen. Det er på den baggrund lagt til grund for den seneste budgetanalyse, at gruppen modtager tillæg i knap 85 pct. af tiden.

Yderligere medførte kontanthjælpsreformen et uddannelsespålæg for unge kontanthjælpsmodtagere uden en erhvervskompetencegivende uddannelse. Uddannelsespålægget indebærer, at personer, der har forudsætning for at påbegynde en uddannelse, bør gøre dette hurtigst muligt, mens personer, der umiddelbart ikke er i stand til at starte på en uddannelse, skal stå til rådighed for en indsats, der er rettet mod uddannelse. Uddannelsespålægget kan derfor betyde, at de præsenterede effekter af reformen på merafgangen til ordinær beskæftigelse og uddannelse er overestimeret. Til gengæld vil uddannelsespålægget ikke påvirke effekten målt ved forskellen i indsats- og kontrolgruppernes gennemsnitlige akkumulerede løntimer, fordi løntimerne primært optjenes i ordinær beskæftigelse. Eftersom de akkumulerede løntimer i ordinær beskæftigelse er relativt store og signifikant positive, er det vurderet, at de positive effekter målt på merafgangen til ordinær beskæftigelse og uddannelse i mindre omfang vil være drevet af uddannelsespålægget.

Endelig medførte kontanthjælpsreformen også, at den gensidige forsørgerpligt blev udvidet til også at gælde for samlevende. Den gensidige forsørgerpligt for samlevende blev dog afskaffet med finansloven for 2015. Derfor er 2014 og 2015 hhv. indfasning- og udfasnings år, hvor den gensidige forsørgerpligt for samlevende i kontanthjælpssystemet kun har halv virkning. Samlet set er det derfor vurderet, at kontanthjælpsreformen kun i begrænset omfang vil kunne påvirke resultaterne i indeværende analyse.

Til sidst skal konjunkturforbedringen henover perioden fra 2011 til 2014 adresseres. Den generelle konjunkturforbedring betyder, at kontrolgruppen er ledige og søger job i et gunstigere arbejdsmarked end indsatsgruppen. I 2011 var bruttoledigheden i gennemsnit på 6 pct., mens bruttoledigheden i 2015 var på 5 pct., jf. *Danmarks Statistik (2016)*. Svagheden ved det anvendte analysede-

sign er, at det ikke er muligt kontrollere for denne generelle konjunkturforbedring. Det kan dog argumenteres, at en øget efterspørgsel af arbejdskraft, som følge af konjunkturforbedringer, formentligt først og fremmest vil tilfalde ledige, der har en relativ stor tilknytning til arbejdsmarkedet, og som er parat til at komme i arbejde. Derfor vil beskæftigelsesudsigterne for relativt stærkere ledige i højere grad være påvirket af konjunkturforbedringerne end svagere ledige. Som nævnt beror analysen hovedsagligt på aktivitetsparate kontanthjælpsmodtagere, og konjunkturforbedringerne vil derfor kun have en begrænset betydning for kontrolgruppens udsigter til at komme i beskæftigelse.

10. Konklusion

Analysen viser, at reformens begrænsede tilgang til førtidspension har haft en positiv effekt for tilknytningen til arbejdsmarkedet og uddannelsessystemet for de unge kontanthjælpsmodtagere. Effekten er størst for de personer, der undgår førtidspensionering tidligt i deres ledighedsforløb. Der er en tendens til, at jo tidligere i ledighedsforløbet en person undgår at blive førtidspensioneret, desto større tilknytning formår vedkommende at have til arbejdsmarkedet senere hen. På den baggrund er det vurderet, at reformens begrænsede tilgang til førtidspension har en positiv virkning på de unge kontanthjælpsmodtageres efterfølgende tilknytning til arbejdsmarkedet og uddannelsessystemet, hvilket særligt gør sig gældende for personer med 1-9 års ledighed. Den forbedrede tilknytning til arbejdsmarkedet og uddannelsessystemet sker dels ved, at personerne i større omfang afgår til enten ordinær beskæftigelse eller uddannelse samtidig med, at personerne også i et større omfang akkumulerer flere løntimer i ordinær beskæftigelse.

Omvendt finder analysen begrænsede effekter på tilknytningen til ordinær beskæftigelse og uddannelse for personer, der tidligere ville være blevet førtidspensioneret efter mere end 9 års ledighed, men som efter reformen ikke længere er berettiget til en førtidspension. Disse resultater skal ses i en sammenhæng med, at analysen kun måler effekterne i hhv. 14 og 18 måneder efter en person, i følge de tidligere regler, ville være berettiget til en førtidspension samtidig med, at et ressourceforløb kan vare op mod 5 år. Det er således ikke muligt at konkludere, at reformen ingen effekt har haft på de langtidslediges tilknytning til arbejdsmarkedet, men blot at effekten hovedsagligt er insignifikant i det halvandet år efter matchtidspunktet, som analysen er baseret på.

Endvidere finder analysen, at reformen har haft størst effekt på tilknytningen til enten ordinær beskæftigelse eller uddannelse, mens reformen i mindre omfang har forbedret de unge kontanthjælpsmodtageres tilknytning til arbejdsmarkedet igennem et fleksjob. Reformens effekt på anvendelsen af et fleksjob er hovedsagligt drevet af personer med mellemlange ledighedsforløb på 3-8 år. Dette kommer til udtryk i en øget afgang til fleksjob samt et højere antal løntimer i et fleksjob i perioden efter, at personerne undgår at lade sig førtidspensionere.

For personer, der før reformen havde fået tilkendt en førtidspension efter 3-4 års ledighed, vil godt 2 pct. flere i kontrolgruppen være afgået til et fleksjob efter reformen som følge af, at de ikke længere er berettiget til en førtidspension. Effekten er målt 18 måneder efter, at personerne i fravær af reformen var berettiget til en førtidspension. I samme periode akkumulerede gruppen i gennemsnit 3 løntimer mere i et fleksjob, end hvis de alternativt havde fået tilkendt en førtidspension. Dette kan være et udtryk for, at målretningen og åbningen af fleksjobordningen for ledige med meget begrænset arbejdsevne kun i nogen grad har ført til, at disse personer anvender ordningen mere, end hvad der gjorde sig gældende, før reformen trådte i kraft. Reformens effekt på tilknytningen til arbejdsmarkedet igennem et fleksjob er dog relativt beskeden sammenholdt med effekterne målt på ordinær beskæftigelse og uddannelse.

Det kan ikke udelukkes, at de præsenterede effekter i mindre omfang kan være overvurderet pga. forskellige sammensætninger af indsats- og kontrolgrupperne. Følsomhedstestene viser dog, at selv meget konservative bud på reformens virkning primært resulterer i positive effekter, som hovedsagligt er drevet af de personer, der undgår førtidspensionering tidligt i ledighedsforløbet.

Omvendt baserer analysens konklusioner sig på effekter, der ligger mellem $\frac{1}{2}$ og op til $2\frac{3}{4}$ år, efter reformen blev indført. Det betyder, at resultaterne formentligt ikke opfanger hele reformeffekten, da det kræver længere tid, inden de ledige bliver klar til arbejdsmarkedet. Fx kan ressourceforløb vare op til 5 år.

Indeværende analyse bidrager således med de første spæde bud på reformens effekter for de unge kontanthjælpsmodtagere, og omfatter i højere grad effekten af, at tilgang til førtidspension blevet lukket snarere end reformens andre elementer, såsom ressourceforløb.

11. Litteraturliste

- [1] Abadie, A. & Imbens, G. (2008). "Notes and comments on the failure of bootstrap for matching estimators". *Econometrica* Vol. 76, No. 6, 1537-1557.
- [2] Ankestyrelsen. (2014). Førtidspension årsstatistik 2011. Tilgængelig: www.ast.dk/publikationer. Sidst besøgt d. 4. juli 2016.
- [3] van den Berg, G. J. & Bozio, A. & Dias, M. C. (2015). "Policy discontinuity and duration outcomes". *IFAU, working paper 2015:10*.
- [4] Caliendo, M. & Kopeinig, S. (2005). "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching". *IZA DP No. 1588*.
- [5] Danmarks Statistik. (2016). AUS07. Tilgængelig: www.statistikbanken.dk. Sidst besøgt d. 8. juli 2016.
- [6] Davidson, R. (2007). "Bootstrapping Econometric Models". Tilgængelig: <http://russell.vcharite.univ-mrs.fr/articles/>. Sidst besøgt d. 18. juli 2016.
- [7] Fredriksson, P. & Johansson, P. (2008). "Dynamic Treatment Assignment: The Consequences for Evaluations Using Observational Data". *Journal of Business & Economic Statistics*. Vol. 26 (4), 435-445.
- [8] Greenwood, M. (1926). "A Report on the Natural Duration of Cancer: Appendix I: The "Errors of Sampling" of the Survivorship Tables: Reports on Public Health and Medical Subjects". London: His Majesty's Stationary Office, London.
- [9] Lechner, M. & Wunsch, C. (2009). "Are Training Programs More Effective When Unemployment Is High?" *Journal of Labor Economics*, Vol. 27, No. 4, 653-692.
- [10] Rosenbaum, P. & Rubin, D. (1983). "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects". *Biometrika*, 70, 41-50.
- [11] Wooldridge, J. (2012). "Econometric analysis of cross section and panel data". 2nd ed. Cambridge & London: *The MIT Press*. P. 573-608 & 903-936.