

Arbejdsudbuddet blandt enlige mødre: Effekten af en 2-årig forsøgsordning

Andreas Orebo Hansen

Fonden Kraka og Københavns Universitet, Økonomisk Institut:
mail: anh@fm.dk – wzb292@alumni.ku.dk

SUMMARY: This paper evaluates the impact of the Danish job prize scheme targeted long-term unemployed single parents on the labor force participation of single mothers. The persons eligible for the program are single parents with children who have been on welfare benefits for at least 47 weeks from the 3rd of August 2009 until the 2nd of August 2010 and is eligible for extra child allowances. The job prize amounts to 600 DKK net of taxes per month. I identify the impact of the job prize scheme by comparing the change in participation rate for single mothers to the change in participation rate for single mothers who is not eligible for child allowances, and therefore not eligible for the job prize. I also analyze the impact compared to single women without children. Using a classical difference-in-differences approach, I find that the job prize scheme increases the accumulated extent of employment of single mothers by up to 6.1 weeks relative to that of single mothers who is not eligible for child allowances and up to 5.7 weeks relative to that of single women without children. The increase in the accumulated extent of employment of single mothers corresponds to roughly 750 annual full-time employees.

1. Indledning

Et centralt valg i udformningen af velfærdsprogrammer for lavindkomstp personer er, om de bør gælde for alle personer med lave indkomster, eller kun lavtlønnede på arbejdsmarkedet – de såkaldte *working poor*. I Europa og Skandinavien har velfærds-

Udgangspunktet for nærværende papir er mit bachelorprojekt, som jeg skrev i efteråret 2012. Jeg vil rette en stor tak til Fonden Kraka, for at stille Danmarks Statistiks registre samt Beskæftigelsesministeriets DREAM-database til rådighed. Desuden en særlig tak til chefkonsulent, Dansk Arbejdsgiverforening Jonas Zielke Schaarup, Fonden Kraka og Forskningschef Esben Anton Schultz, Fonden Kraka, for konstruktiv diskussion og sparring igennem hele processen. Endelig vil jeg rette en stor tak til min vejleder, professor Claus Thustrup Kreiner, for kommentarer og vejledning samt professor Michael Rosholm og professor Michael Svarer for nyttige kommentarer og forslag til analysen.

politikken typisk haft som målsætning at garantere et minimum af muligheder for alle individer – inklusiv dem som ikke er i beskæftigelse. I modsætning til dette, har de angelsaksiske lande typisk brugt en relativt stor andel af udgifterne til overførsler på såkaldte *in-work benefit programs*, hvor målet er at støtte de lavtlønnede på arbejdsmarkedet. Mange velfærdsydelser i USA er desuden betinget af hjemmeboende børn, eller andre (mere eller mindre) eksogene karakteristika. Denne type velfærdsprogrammer benævnes *tagging* i den engelsksprogede litteratur, og blev første gang analyseret af George Akerlof (1978).

Der er typisk to former for målretning af velfærdsydelser. Den ene målretning er baseret på eksogene personlige karakteristika, dvs. karakteristika som personerne ikke selv vælger eller ikke selv har mulighed for at påvirke gennem deres valg. Hvis det er muligt at identificere eksogene karakteristika som adskiller lavindkomst- fra højindkomstgrupper, kan disse bruges til at omfordele på en effektiv måde. Eksempelvis er relativt mange i lavindkomstgruppen enlige forældre.¹ Ved at basere tildelingen af ydelser på baggrund af disse karakteristika, kan man potentielt reducere adfærdseffekterne af ydelserne og dermed skabe et mere gunstigt trade off mellem effektivitet og lighed. En anden form for målretning af velfærdsydelser baserer sig på deltagelsesstatus på arbejdsmarkedet, dvs. *working poor*-politikker. Ideen bag denne type velfærdsprogrammer er at bekæmpe fattigdom ved at øge incitamentet til at arbejde, og herigennem øge beskæftigelsen blandt lavindkomstgrupper.

Målretning af overførsler forbedrer graden af omfordeling per krone, såfremt den pågældende gruppe er overrepræsenteret i bunden af indkomstfordelingen. Ved at lade ydelsen være tilknyttet eksogene karakteristika som er negativt korreleret med (potentielt) indkomst, vil den målrettede politik være i stand til at omfordele mere per krone i effektivitetstab. Ved at bruge politikker som er målrettet bestemte demografiske karakteristika i befolkningen, er det således muligt at sænke »prisen på lighed«. Dette kaldes *tagging*-gevinster. Enlige forældre er et eksempel på en gruppe, som er overrepræsenteret i bunden af indkomstfordelingen (se figur A1 i appendiks). Ved at målrette ydelser til denne gruppe, bør det være muligt at opnå *tagging*-gevinster. Prisen på lighed kan potentielt set være særlig lav ved at lade politikken afhænge af både demografiske karakteristika og beskæftigelsesstatus. Målrettes velfærdspolitikken i begge dimensioner, kan man opnå effektivitetsgevinster, hvis de berørte grupper har højere deltagelseselasticiteter end andre demografiske grupper. Figur A1 i appendiks sammenligner deltagesskatterne for enlige forældre og for alle personer i Danmark. Det er værd at bemærke, at deltagesskatten for enlige forældre er væsentligt højere end gennemsnittet i bunden af lønindkomstfordelingen. På den baggrund er der således

1. At få børn er selvfølgelig ikke et eksogent karakteristika, men idéen er at udnytte karakteristika, som er mindre følsomme mht. økonomiske incitamenter end indkomst.

potentiale for store effektivitetsgevinster ved fordelingspolitik målrettet enlige forældre, som er i beskæftigelse.

Der har i de senere år været flere eksempler på, at man også i Danmark har indført politikker, der kombinerer *working poor*-dimensionen med *tagging*. Blandt eksemplerne er det differentierede beskæftigelsesfradrag, som introduceredes i skattereformen fra 2012 med virkning fra 2014, som giver enlige forsørgere et ekstra beskæftigelsesfradrag. Et andet eksempel er jobpræmieordningen målrettet mod langvarige kontanthjælpsmodtagere, som er gældende i to år fra 1. juni 2012. Et tredje eksempel er jobpræmieordningen målrettet langtidsledige enlige forsørgere. Ordningen indebærer, at langtidsledige enlige forsørgere, der finder beskæftigelse, opnår en skattefri præmie på op til 600 kr. om måneden.

I nærværende papir evalueres arbejdsudbudseffekten af jobpræmieordningen målrettet langtidsledige enlige forsørgere. Jobpræmieordningen er en to-årig forsøgsordning, der trådte i kraft 1. januar 2011. Målet med jobpræmieordningen er at sikre, »at alle har en gevinst ved at vælge et liv på arbejdsmarkedet«.² Personerne, som er omfattet af jobpræmieordningen, har typisk en beskedent økonomisk gevinst ved at vælge beskæftigelse frem for ledighed, da ydelser som f.eks. boligstøtte bliver aftrappet med indkomsten. Ordningen har således til hensigt at øge det såkaldte forskelsbeløb for den berørte gruppe og derved øge det økonomiske incitament til at finde beskæftigelse frem for at være på passiv forsørgelse. For eksemplets skyld kan vi betragte en repræsentativ person berettiget til jobpræmien: En enlig forsøger med dagpenge i lejebolig med to børn på henholdsvis 2 og 5 år og en disponibel indkomst efter husleje og daginstitutionsbetaling på ca. 15.000 kr. Hvis denne person kommer i beskæftigelse til en månedlig lønindkomst på 20.000 kr., vil personen opnå en stigning i disponibel indkomst på 830 kr. Med en jobpræmie på 600 kr. øges denne gevinst ved beskæftigelse således til 1.430 kr. om måneden svarende til, at gevinsten ved beskæftigelse øges med ca. 70 pct. i forhold til gældende regler, 2010-lovgivning, Finansministeriet (2010). Der er således tale om en relativt stor ekstra gevinst for de berørte.

I analysen identificeres effekten af jobpræmieordningen ved at sammenligne ændringen i det akkumulerede beskæftigelsesomfang for enlige mødre med ændringen i det akkumulerede beskæftigelsesomfang for enlige mødre, som ikke er berettiget til børnetilskud og derfor ikke er omfattet af ordningen. Endvidere analyseres effekten sammenlignet med enlige ikke-forsørgere. Til analysen benyttes en difference-in-differences tilgang, og jeg finder, at jobpræmieordningen har øget det akkumulerede beskæftigelsesomfang for enlige mødre med op til 6,1 uger relativt til enlige mødre, som ikke er berettiget til børnetilskud og med op til 5,7 uger relativt til enlige ikke-forsørgere.

2. Forslag til lov om 2 årig forsøgsordning om jobpræmie til enlige forsørgere.

Den resterende del af papiret er inddelt i følgende afsnit: I afsnit 2 gennemgår jeg den eksisterende litteratur på området. I afsnit 3 beskriver jeg jobpræmieordningen og redegør for evalueringsestimatoren og de identificerende antagelser, og på baggrund af dette motiveres valg af empirisk model. Desuden motiveres valget af kontrolgrupper, hvorefter jeg beskriver de strukturelle forskelle mellem behandlingsgruppen og de valgte kontrolgrupper. I afsnit 4 præsenterer jeg mine empiriske resultater for beskæftigelseseffekten af jobpræmieordningen, og i afsnit 5 konkluderer jeg og diskuterer perspektiverne ved en permanent implementering af jobpræmieordningen.

2. Empiriske analyser af deltagelseeffekter for enlige forsørgere

I den empiriske litteratur er der konsensus om, at deltagelseeffekterne blandt enlige forsørgere ved ændringer i deltagelsesskatten er betydelige.

Et centralt bidrag i litteraturen er Eissa og Liebman (1996), som evaluerer arbejdsudbudseffekterne blandt enlige forsørgere af den amerikanske 1986-skattereform, navnlig udvidelsen af *Earned Income Tax Credit* (EITC). De finder, at arbejdsudbudet blandt enlige kvinder med børn steg med 2,8 pct.-point relativt til enlige kvinder uden børn som følge af skattereformen. Denne effekt kan omsættes til en elasticitet på omkring 0,6 for enlige mødre med lav uddannelse.

Meyer og Rosenbaum (2001) evaluerer ligeledes effekterne på arbejdsudbuddet for enlige forsørgere, men udnytter variationen fra alle fire amerikanske skattereformer i perioden 1984-1996. De finder, at over 60 pct. af stigningen i beskæftigelsen for enlige mødre i perioden 1984-1996 kan tilskrives EITC og ændringen i andre skatter. Studierne af Eissa og Liebman (1996) og Meyer og Rosenbaum (2001) dokumenterer således, at EITC-udvidelsen i 1986 har haft store effekter på arbejdsmarkedsdeltagelsen blandt enlige mødre i USA.

Ligesom EITC i USA, var *Working Families Tax Credit* (WFTC) i England designet til at flytte enlige mødre fra velfærdsydelser til beskæftigelse. Blundell m.fl. (2000) viser, at denne reform havde succes i forhold til at opnå dette mål. Således finder de, at reformen medførte en relativ stigning i beskæftigelsesgraden blandt enlige mødre med 2,2 pct.-point (svarende til 5 pct.).

Et andet interessant studie er Michalopoulos m.fl. (2005), som dokumenterer resultaterne af det canadiske *Self Sufficiency Programme* (SSP). Dette var i høj grad konstrueret på samme måde som EITC og WFTC. Det interessante ved netop dette studie er, at det blev udført som et randomiseret eksperiment og ikke som en typisk politikreform. Det var således et perfekt setup til at estimere arbejdsudbudseffekterne. Michalopoulos m.fl. finder, at lønpræmien fra SSP ved at finde beskæftigelse øgede fuldtidsbeskæftigelsen for den behandlede gruppe med 12 pct.-point relativt til kontrolgruppen i 9. kvartal efter ordningens ikrafttræden. Det bør i denne sammenhæng be-

mærkes, at ordningens udformning gav anledning til en såkaldt *delayed exit effect* hos den behandlede gruppe, som i det første år efter ordningens ikrafttræden havde en lavere afgangsrate fra velfærdsydelser end kontrolgruppen. Årsagen til dette må ses som resultat af, at personerne i behandlingsgruppen havde et større incitament til at forblive på offentlig forsørgelse, for således at blive berettiget til jobpræmien. Card og Robbins (1998) har ligeledes evalueret det canadiske eksperiment, og finder, at beskæftigelsesgraden for behandlingsgruppen blev næsten fordoblet relativt til kontrolgruppen.

Eissa m.fl. (2007) finder på baggrund af en evaluering af fire amerikanske skattereformer, at disse har skabt store efficiensgevinster via deltagelsesresponsen for enlige mødre.

Litteraturen på området er omfattende for de angelsaksiske lande, hvorimod den er relativt begrænset for de kontinentaleuropæiske lande. Man kan dog nævne et par artikler. Piketty (1998) analyserer introduktionen af en godtgørelse til ikke-arbejdende kvindelige ægtefæller og finder store deltagelseeffekter med elasticiteter i størrelsesordenen 0,6-1,0 for kvinder med unge børn. Van Soest (1995) og Van Soest m.fl. (2002) finder substantielle elasticiteter for kvinder i intervallet 0,5-1,0 i en strukturel model for Holland. Mogstad og Pronzato (2009) analyserer effekterne af en større velfærdsreform i Norge målrettet enlige mødre og finder, at reformen både øgede den disponible indkomst og arbejdsmarkedstilknytningen blandt de enlige mødre.

På baggrund af ovenstående må man konstatere, at litteraturen peger på betydelige deltagelseeffekter hos kvinder, herunder enlige mødre.

3. Jobpræmieordningen, empirisk strategi og data

3.1 Beskrivelse af jobpræmieordningen

Den formelle begrundelse for jobpræmieordningen for enlige forsørgere er at sikre, »at alle har en gevinst ved at vælge et liv på arbejdsmarkedet«. For den berørte gruppe vil der typisk »kun være en lille økonomisk fordel ved at tage arbejde, bl.a. fordi de mister boligstøtte eller hel eller delvis friplads til daginstitution, når de får job«. ³ Jobpræmieordningen udnytter begge de ovenfor nævnte former for målretning af velfærdsydelser. For at modtage jobpræmien skal man således både være enlig forsørger – *tagging*-aspektet – og være i beskæftigelse – *working poor*-aspektet.

Målgruppen for jobpræmieordningen er personer, der

- var enlige forsørgere og berettiget til og modtog ekstra børnetilskud⁴ den 2. august 2010. Personer, som ophører med at være enlige forsørgere efter denne dato er stadig i målgruppen for ordningen.

3. Forslag til lov om 2 årig forsøgsordning om jobpræmie til enlige forsørgere.

4. Ekstra børnetilskud ydes sammen med ordinært børnetilskud til enlige forsørgere, der har barnet hos sig.

- i kvalifikationsvinduet fra den 3. august 2009 til og med 2. august 2010 i mindst 47 uger helt eller delvist har fået løn fra ansættelse i løntilskud eller modtaget én eller flere af følgende ydelser: Arbejdsløshedsdagpenge, kontanthjælp, sygedagpenge, revalideringsydelse mv.

Jobpræmien udgør 4 pct. af den indberettede månedlige A-indkomst. Præmien er skattefri og kan maksimalt udgøre 600 kr. om måneden – dvs. 4 pct. af indkomster op til 15.000 kr. Personer med selvstændig virksomhed får et fast skattefrit beløb på 600 kr. i jobpræmie om måneden. Jobpræmien indgår ikke i beregningen af, hvor meget man kan få i offentlige ydelser som f.eks. boligstøtte eller tilskud til daginstitutionsplads. Ordningen trådte i kraft den 1. januar 2011 og gælder i to år frem. Alle personer, som er kvalificeret til ordningen, burde have modtaget et brev om ordningen fra bopælskommunen inden ordningen trådte i kraft og må således antages at være bekendte med ordningen (se brevet i appendiks A6). I tilfælde af, at ikke alle personer har læst og forstået brevet indhold, kan dette være en kilde til undervurdering af ordningens beskæftigelseseffekt.⁵

Ordningens udformning indebærer, at rådighedsbeløbet for en person, der ikke er i beskæftigelse, er uændret som følge af ordningens implementering. Derfor vil en person, som var i beskæftigelse før indførelsen af ordningen, stadig foretrække at være i beskæftigelse. Desuden vil nogle personer uden for arbejdsmarkedet muligvis finde jobpræmien attraktiv nok til at træde ind på arbejdsmarkedet. Jobpræmieordningen har således – alt andet lige – en utvetydig positiv effekt på beskæftigelsesgraden for den berørte gruppe.

Målgruppen for forsøget er objektivt beskrevet og er afgrænset på en sådan måde, at ingen enlige forsørgere på forhånd har kunnet indrette sig på forsøgsordningen. Det betyder, at man kan se bort fra eventuel selvselektionsbias i analysen, og at den behandlede gruppe består af de samme personer over tid.

Forslaget til jobpræmien målrettet enlige forsørgere blev præsenteret på Venstres sommergruppemøde allerede den 6. august 2010. Derfor kan man forestille sig, at adfærden blandt de berørte af ordningen har ændret sig med udsigten til en større økonomisk gevinst ved at finde beskæftigelse. Man bør derfor være opmærksom på, at medieomtalen, da ordningen første gang blev præsenteret (se figur A3 i appendiks), kan have givet anledning til annonceringseffekter i forhold til jobpræmieordningen. Ordningen kan med andre ord have haft en effekt på beskæftigelsen for den berørte gruppe, allerede inden den blev implementeret. For at tage højde for denne potentielle effekt,

5. I forbindelse med implementeringen af jobpræmieordningen målrettet langvarige kontanthjælpsmodtagere med virkning fra 1. juni 2012 blev alle de berørte indkaldt til samtale med de relevante myndigheder, og således havde adviseringen om jobpræmieordningen her en mere direkte karakter.

har jeg valgt at analysere beskæftigelseeffekterne af ordningen allerede fra annonceringstidspunktet.

Da gruppen alene består af enlige forsørgere, ser jeg i analysen bort fra den eventuelle fælles arbejdsudbudsbeslutning, der sker inden for familien.⁶ Man bør dog være opmærksom på, at børnene også kan påvirke den fælles arbejdsudbudsbeslutning, men denne effekt antages at være af et negligebelt omfang.

3.2 *Difference-in-differences estimatoren og de identificerende antagelser*

Mit mål er at undersøge beskæftigelseeffekterne af jobpræmieordningen målrettet langtidsledige enlige forsørgere. Jeg ønsker med andre ord at estimere en behandlingseffekt, dvs. beskæftigelseeffekten af at være omfattet af jobpræmieordningen.

Det relevante spørgsmål, der ønskes besvaret, er, hvordan de behandlede personer ville have klaret sig, hvis de ikke havde modtaget behandlingen. Metoden i evalueringssanalyser til at formalisere et sådant problem, er den såkaldte Roy-Rubin-model, Roy (1951), Rubin (1974).⁷

Jeg har valgt at estimere beskæftigelseeffekten af jobpræmieordningen med en difference-in-differences estimator (diff-in-diff). Denne tilgang er meget udbredt i evalueringssliteraturen, se eksempelvis Eissa og Liebman (1996), Mogstad og Pronzato (2009) og Meyer og Rosenbaum (2001). Udgangspunktet er, at man observerer udfaldet for to grupper af personer i to perioder. Én af grupperne udsættes for en behandling i den anden periode, men ikke i den første (behandlingsgruppen). Den anden gruppe udsættes ikke for behandling i nogen af perioderne (kontrolgruppen). Med gentagne tværsnitsdata kan modellen skrives som:

$$E_{it} = \alpha + \gamma_0 \text{Treat}_i + \gamma_1 \text{Post}_t + \gamma_2 (\text{Treat} \times \text{Post})_{it} + \varepsilon_{it}$$

hvor $\text{Treat}_i = 1$ for personer i behandlingsgruppen og $\text{Treat}_i = 0$ for personer i kontrolgruppen, $\text{Post}_t = 1$ efter implementeringen og $\text{Post}_t = 0$ før implementeringen og $(\text{Treat} \times \text{Post})_{it} = 1$, hvis personen er i den behandlede gruppe og tidspunktet er efter reformen – ellers er $(\text{Treat} \times \text{Post})_{it} = 0$. Effekten af politikken bliver fanget af γ_2 . Beskæftigelsen kan variere på tværs af den behandlede gruppe og kontrolgruppen, men kun som følge af en tidsinvariant *fixed effect*, som bliver fanget i γ_0 . Ligeledes kan beskæftigelsen variere over tid som følge af andre effekter end politikken, hvilket bliver fanget i γ_1 , såfremt effekten på de to grupper har samme fortegn. Diff-in-diff-estimatet bliver således:

6. Hvis ordningen omfattede familier med to forældre, så ville præmien gennem en indkomsteffekt muligvis reducere sandsynligheden for, at personen med den laveste indkomst ville søge beskæftigelse.

7. Jf. Caliendo og Kopeinig, 2005.

$$\Delta E = \left(\bar{E}_{TG}^{Post} - \bar{E}_{TG}^{Pre} \right) - \left(\bar{E}_{CG}^{Post} - \bar{E}_{CG}^{Pre} \right) = \hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 - \hat{\gamma}_1 = \hat{\gamma}_2$$

Diff-in-diff-tilgangen hviler på to identificerende antagelser: (A1) at tidseffekten er identisk på tværs af grupperne, dvs. at grupperne følger den samme underliggende trend (*parallel trend-antagelsen*), og (A2) at der ikke sker ændringer i den strukturelle sammensætning af de to grupper over tid. (A1) kan undersøges ved en grafisk inspektion (jf. nedenfor). Da den behandlede gruppe i nærværende tilfælde er eksogent afgrænset, er (A2) opfyldt per definition.

Som et robusthedstest, estimeres modellen med to forskellige kontrolgrupper samt en række forskellige forklarende variable og specifikationer og på forskellige subsamples.

3.3 Identifikation af kontrolgrupper

Udfordringen i forbindelse med at identificere en god kontrolgruppe er at komme så tæt på tilfældig udvælgelse som muligt. Det vil sige, at identificere en gruppe af personer, som ligner behandlingsgruppen mest muligt, givet afgrænsningen af behandlingsgruppen. I sidste ende afhænger kvaliteten af resultaterne af, hvorvidt man stoler på valget af kontrolgrupper. Det er derfor helt centralt for analysen, at de valgte kontrolgrupper sikrer, at de identificerende antagelser synes gyldige. Som del af argumentationen for valg af mine kontrolgrupper, vil jeg derfor foretage en grafisk inspektion af, hvorvidt parallel trend-antagelsen synes opfyldt.

Der er flere muligheder for udvælgelse af kontrolgrupper. På baggrund af jobpræmieordningens beskrivelse, er der to oplagte dimensioner til afgrænsning af kontrolgrupperne, henholdsvis krav til ledighedsperiode og demografiske karakteristika.

Jeg har valgt at benytte to kontrolgrupper til den empiriske analyse. Fordelen ved at have flere kontrolgrupper er, at det gør det muligt at sammenligne resultater. Dette kan være et nyttigt robusthedstest for, at jeg estimerer den faktiske effekt af jobpræmieordningen og ikke blot forskelle i trends imellem den behandlede gruppe og kontrolgruppen eller stød, som påvirker grupperne forskelligt. I sidste ende afhænger troværdigheden af mine resultater således af konsistensen i mine estimater på tværs af forskellige kontrolgrupper, snarere end af ét estimat.

Kontrolgrupper betinget på ledighedsperiode

Når det skal vurderes, hvorvidt jobpræmieordningen har haft en beskæftigelses-effekt på de langtidsledige enlige forsørgere, er det oplagt at sammenligne beskæftigelsesgraden for enlige forsørgere som akkurat opfyldte kravene til ledighed med en-

lige forsørgere, som akkurat ikke opfyldte kravene til ledighed. Det er nemlig, som nævnt, varigheden af ledigheden, som afgør hvem der er berettiget til jobpræmien.

Der er dog et problem forbundet med denne afgræsning. For at kunne sammenligne de to grupper direkte, forudsætter det, at det eneste, der adskiller de to grupper, er jobpræmien – når der er kontrolleret for observerbare, personlige karakteristika vel at mærke. I tilfælde af at der er andre uobserverede faktorer, som adskiller de to grupper, kan man ikke være sikker på, at en eventuel forskel i udviklingen i beskæftigelsesgraderne skyldes jobpræmieordningen. Man må forvente, at jo større forskel der er i ledighedsperiode mellem de to grupper, jo større er chancen for, at den eventuelle forskel i udviklingen i beskæftigelsesgraderne skyldes uobserverbar heterogenitet. Derfor vil det være optimalt at følge beskæftigelsesudviklingen over den samme tidsperiode for en gruppe, der var ledige i 46 uger og en gruppe der var ledige i 47 uger i kvalifikationsvinduet (3. august 2009 til 2. august 2010). På denne måde vil man minimere risikoen for, at den eventuelle forskel skyldes uobserverbar heterogenitet. Effekten af jobpræmieordningen vil således være forskellen i beskæftigelsesgraden mellem de to grupper på et givet tidspunkt, f.eks. 1. januar 2012, eller over en given tidsperiode. Problemet ved denne identifikationsstrategi er, at grupperne vil indeholde meget få observationer. Dette kan eksempelvis løses ved at sammenligne personer med 40-46 ugers ledighed med personer, der har en 47-52 ugers ledighedsperiode.

En anden mulig måde at afgrænse kontrolgruppen på, er at udregne det gennemsnitlige antal uger, behandlingsgruppen har været berørt af ledighed over de sidste tre år, dvs. perioden 2008 til 2010. På baggrund af dette kan man konstruere et interval rundt om gennemsnittet (eksempelvis +/- 4 uger) og benytte dette til at udpege forsørgere, som har haft en tilsvarende ledighedsperiode de sidste tre år, men som ikke er i den behandlede gruppe.

Kontrolgrupper betinget på demografiske karakteristika

En anden måde at afgrænse kontrolgruppen på, er at benytte et eksogent demografisk karakteristikum. Eftersom berettigelse til børnetilskud er en forudsætning for at være kvalificeret til jobpræmien, kan man lade enlige forsørgere med hjemmeboende børn, som ikke er berettiget til børnetilskud, være kontrolgruppe. Det eneste som adskiller behandlingsgruppen og kontrolgruppen vil således være, hvorvidt de er berettiget til børnetilskud, dvs. alderen på forsørgernes børn. I behandlingsgruppen vil forsørgernes børn således være under 18 år og i kontrolgruppen er børnene mellem 18 og 25 år (men dog stadig hjemmeboende). At kontrolgruppen består af enlige forsørgere med børn i alderen 18 til 25 år har den implikation, at personerne i denne gruppe typisk er ældre end personerne i behandlingsgruppen (se tabel A1 i appendiks). Personerne i denne gruppe må samtidig forventes at have en deltagelsesskat, der i gennem-

snit er lavere end personerne i behandlingsgruppen, blandt andet fordi de ikke aftrappes i betaling til daginstitution. For at mindske forskellen i delttagelsesskatten mellem de to grupper, bør man derfor også sammenligne beskæftigelseseffekterne af jobpræmieordningen for den del af behandlingsgruppen, som har børn mellem 15 og 17 år med den del af kontrolgruppen, som har børn mellem 18 og 20 år.

En anden mulighed for valg af kontrolgruppe på baggrund af eksogene karakteristika er at udvælge personer, som opfylder kravet til ledighedsperiode, men adskiller sig på forsørgerstatus. Man får således en gruppe bestående af enlige kvinder, som ikke er forsørgere. Personerne i denne gruppe modtager selvsagt ikke børnetilskud, og må derfor forventes at have en noget lavere delttagelsesskat end behandlingsgruppen. Dermed er beslutningen om deltagelse på arbejdsmarkedet også en væsentlig anden. Sammenligningen med denne gruppe kan dog være et nyttigt robusthedstjek.

Valg af kontrolgrupper

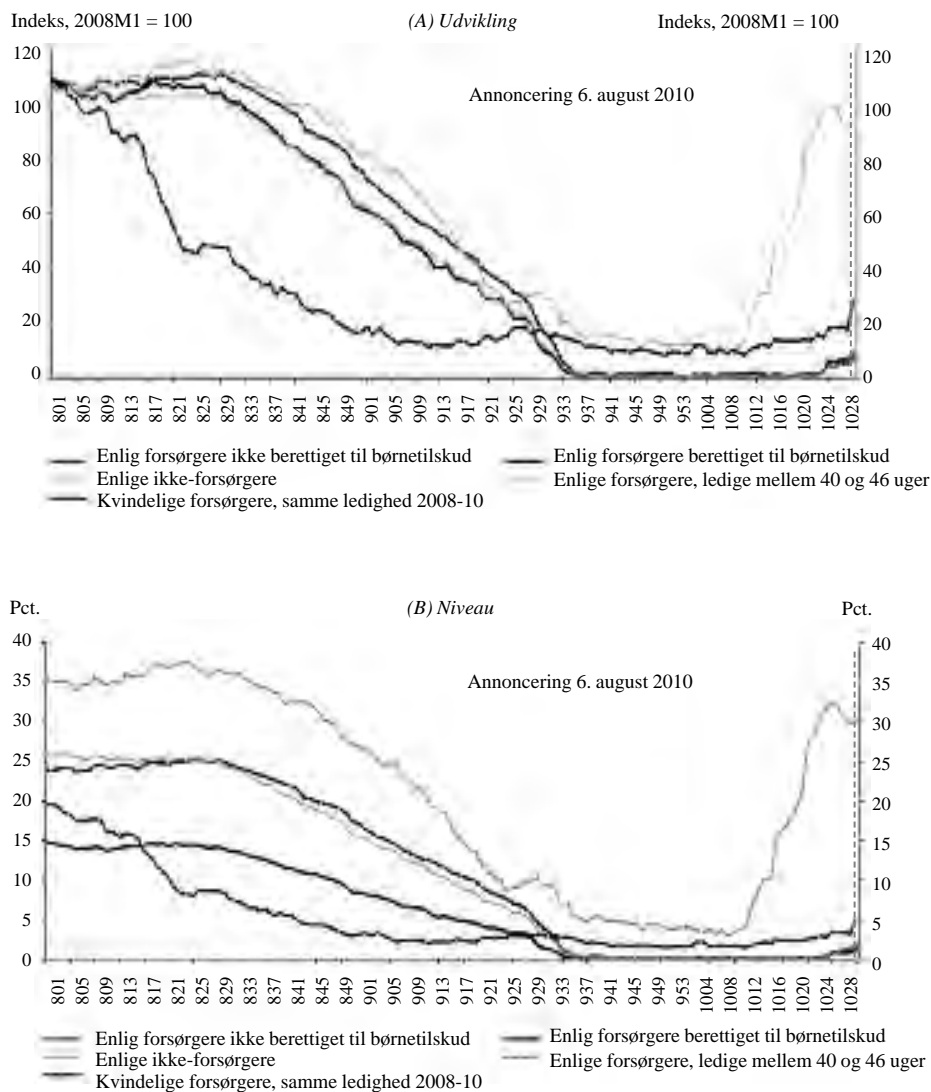
Figur 1 viser udviklingen og niveauerne for beskæftigelsesgraden for behandlingsgruppen og de fire kontrolgrupper, som blev skitseret ovenfor. Af (A) fremgår det tydeligt, at de to kontrolgrupper som er afgrænset på baggrund af ledighedsperiode, ikke opfylder parallel trend-antagelsen. Begge grupper har således haft en markant højere stigning i beskæftigelsesgraden i året op til annonceringstidspunktet. De to kontrolgrupper, som er afgrænset på baggrund af demografiske karakteristika – enlige forsørgere som ikke berettiget til børnetilskud og enlige ikke-forsørgere – ser derimod ud til at opfylde parallel trend-antagelsen. Ligeledes fremgår det af (B), at niveauerne for beskæftigelsesgraderne for kontrolgrupperne afgrænset på demografiske karakteristika, stemmer bedre overens med behandlingsgruppen. Dette er en yderligere indikation af, at disse grupper i højere grad ligner behandlingsgruppen.

De to figurer giver mig anledning til at tro, at de identificerende antagelser er opfyldt. Derfor benytter jeg følgende to kontrolgrupper: (1) enlige forsørgere, som ikke er berettiget til børnetilskud og (2) enlige ikke-forsørgere.⁸

3.4 Beskrivelse af data

Analysen bygger på en fuldtælling af den danske befolkning over perioden 2002-2011. De benyttede variable stammer fra i alt fem forskellige registre. De første fire registre, person-, indkomst-, familie- og uddannelsesregistret, administreres alle af Danmarks Statistik. Det femte register er Beskæftigelsesministeriets DREAM-database. Herudover benyttes Arbejdsmarkedsstyrelsens administrative opgørelse over de personer, som indgår i forsøget, og som altså udgør den eksakte målgruppe for forsøget

8. Kontrolgrupperne opfylder naturligvis også kravet til ledighed på mindst 47 uger i kvalifikationsvinduet, men af hensyn til læsevenligheden vil jeg undlade at ekspliciteere dette forhold herfra.



Figur 1. Udvikling og niveau i beskæftigelsesgrader for potentielle kontrolgrupper.

Anm.: Første datoobservation for beskæftigelsesgraden (januar 2008) er sat lig 100 i (A).

Kilde: Egne beregninger på Danmarks Statistiks registre samt DREAM-registret.

(og som ligeledes er de personer, som er blevet orienteret om ordningen per brev). I analysen benyttes Danmarks Statistiks E-familiedefinition.⁹ Beskæftigelsen opgøres på ugeniveau på baggrund af DREAM-registret. Kravet for beskæftigelse er, at der er betalt arbejdsmarkedsbidrag af lønindkomsten i den pågældende uge.

Jeg har valgt alene at fokusere på kvinderne i analysen.¹⁰ Dette er gjort for at mindske de strukturelle forskelle mellem behandlingsgruppen og kontrolgrupperne, og dermed sikre, at den estimerede effekt ikke skyldes kønsforskelle. Man bør i denne sammenhæng bemærke, at konsekvensen ved denne selektion er, at resultaterne bliver mindre generelle. Til gengæld må man forvente, at den estimerede effekt bliver stærkere.

I tabel A1 i appendiks præsenteres beskrivende statistik for behandlingsgruppen og kontrolgrupperne. Kolonne 1 præsenterer en karakteristik af enlige forsørgere som er berettiget til børnetilskud (behandlingsgruppe), kolonne 2 giver en karakteristik af som ikke er berettiget til børnetilskud (kontrolgruppe 1) og kolonne 3 giver en karakteristik af enlige ikke-forsørgere (kontrolgruppe 2). Grupperne består af henholdsvis 12.811, 8.264 og 21.098 personer. Der er en række forskelle mellem grupperne som man bør være opmærksom på. Forsørgerne er i gennemsnit yngre og mindre uddannede end ikke-forsørgerne (59,1 pct. med grundskole som højest fuldførte uddannelse i behandlingsgruppen relativt til hhv. 54,6 pct. og 50,7 pct. i kontrolgrupperne). Desuden har forsørgerne, som er berettiget til børnetilskud, i gennemsnit 0,3 børn (under 25 år) flere end forsørgerne, som ikke er berettiget til børnetilskud. Andelen af indvandrere er væsentligt højere i behandlingsgruppen end i kontrolgrupperne (27,4 pct. relativt til hhv. 18,5 pct. og 11,9 pct.), og andelen af kontanthjælpsmodtagere er ligeledes højere (72,4 pct. relativt til hhv. 56,0 pct. og 53,1 pct.). Lønindkomsten er signifikant lavere for forsørgerne end ikke-forsørgerne, hvilket blandt andet må antages at hænge sammen med, at de i gennemsnit har en længere uddannelse, samt at de modtager mere i boligstøtte og børnetilskud.

I tabel 1 præsenteres en karakteristik af ledighedsforløbet for behandlings- og kontrolgrupperne. Som det fremgår, har ledighedsperioden for behandlingsgruppen været henholdsvis 0,1 og 0,7 uger længere end for kontrolgrupperne i 2010. Ligeledes var ledighedsperioden i kvalifikationsvinduet henholdsvis 0,0 og 0,3 uger længere for behandlingsgruppen end for kontrolgrupperne. Disse forskelle synes at være relativt beskedne. Andelen af helårsledige i kvalifikationsvinduet i behandlingsgruppen var henholdsvis 3,5 og 7,2 pct.-point højere end for kontrolgrupperne, og desuden var ledighedsperioden fra 2008 til 2010 henholdsvis 8,5 og 9,0 uger længere for behandlings-

9. En E-familie består af en enlig eller et par med eller uden børn. Hjemmeboende børn regnes med til deres forældre, hvis de bor på samme adresse som mindst én af forældrene, er under 25 år, aldrig har været gift, ikke selv har børn og ikke er part i samboende par.

10. Mændene udgjorde 1.556 personer i behandlingsgruppen, svarende til 11 pct.

Tabel 1. Karakteristik af ledighedsforløb for behandlings- og kontrolgrupperne.

	Behandlingsgruppe: Enlige forsørgere berettiget til børnetilskud		Kontrolgruppe 1: Enlige forsørgere ikke berettiget til børnetilskud		Kontrolgruppe 2: Enlige ikke-forsørgere	
	Mean	Median	Mean	Median	Mean	Median
Ydelser i 2010 (uger)	49,2	52	49,1	52	48,5	52
Ydelser i 2008-2010 (uger)	136,47	153	128	142	127,47	138
<i>Fordeling af ledighedsforløb i kvalifikationsvinduet</i>						
47-52 uger (%)		25,2		28,7		32,4
53 uger (%)		74,9		71,3		67,6
Antal uger (gns.)		52,0		52,0		51,7
<i>Antal personer</i>		12.811		8.264		21.098

Anm.: En udtømmende tabel med deskriptiv statistik på de tre grupper forefindes i appendiks. Da 2009 er skudår, er der 53 uger i kvalifikationsvinduet. Kvalifikationsvinduet er perioden fra 3. august 2009 til 2. august 2010.

Kilde: Egne beregninger på Danmarks Statistiks registre samt DREAM-registret.

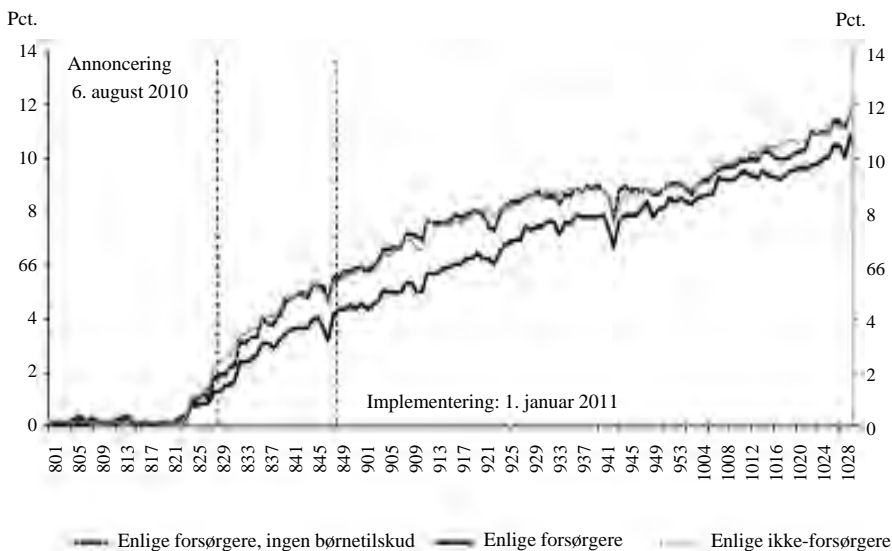
gruppen end for kontrolgrupperne. Disse forskelle afspejler blandt andet, at personerne i behandlingsgruppen frem til jobpræmieordningens ikrafttræden har haft en svagere tilknytning til arbejdsmarkedet end kontrolgrupperne. Af figur A5 i appendiks fremgår det endvidere, at behandlingsgruppen i højere grad har været på offentlig forsørgelse end kontrolgrupperne i perioden 2002-2008.

De strukturelle forskelle mellem grupperne antyder, at man bør være forsigtig med at drage umiddelbare konklusioner på baggrund af udviklingen i beskæftigelsesgraderne over tid, da disse forskelle kan skyldes chok som påvirker folk med én slags karakteristika anderledes end folk med en anden slags karakteristika. Således er kontrol for demografiske forskelle afgørende for min analyse. Kun hvis resultaterne er konsistente på tværs af forskellige modelspecifikationer, vil jeg få et robust resultat.

4. Empiriske resultater

4.1 Basale beskæftigelseseffekter af jobpræmieordningen

Figur 2 viser udviklingen i beskæftigelsesgraderne for behandlingsgruppen og kontrolgrupperne. Beskæftigelsesgraden for behandlingsgruppen er steget med 6,7 pct.-point (fra 4,2 pct. til 10,9 pct.) knap 22 måneder efter ordningen trådte i kraft. I forhold til annonceringstidspunktet er beskæftigelsesgraden steget med 9,6 pct.-point. Beskæftigelsesgraden for behandlingsgruppen er steget henholdsvis 0,5 pct.-point og 0,6 pct.-point relativt til kontrolgrupperne 22 måneder efter annonceringstidspunktet.



Figur 2. Beskæftigelsesgraden for behandlings- og kontrolgrupperne.

Anm.: Beskæftigelseskravet er, at der er betalt arbejdsmarkedsbidrag af lønindtægten i et givent år og uge.

Kilde: Egne beregninger på Danmarks Statistiks registre samt DREAM-registret.

Som det fremgår af figur 2, så har gruppen af enlige forsørgere en lavere beskæftigelsesgrad end de to kontrolgrupper, men at denne forskel er blevet indsnævret de sidste to år. Dette kan altså indikere, at ordningen har haft en positiv effekt på beskæftigelsesomfanget for enlige forsørgere. Man bør dog være opmærksom på, at der her ikke er kontrolleret for demografiske forskelle på tværs af grupperne. Hvis der fortsat er signifikante forskelle i ændringen i beskæftigelsesgraderne, efter der er kontrolleret for observerbare forskelle, må dette forstås som beskæftigelseseffekten af jobpræmieordningen.

4.2 Regressionsresultater af ordningens beskæftigelseseffekter

Tabel 2 viser det akkumulerede beskæftigelsesomfang for behandlings- og kontrolgrupperne i perioden op til annonceringstidspunktet i første kolonne og det akkumulerede beskæftigelsesomfang i de første 22 måneder efter implementeringen i anden kolonne, som er de senest tilgængelige data. Den tredje kolonne angiver ændringen i beskæftigelsesomfanget. Diff-in-diff-estimerne af beskæftigelsesgraden er angivet i det grå område i tabellen for både en lineær sandsynlighedsmodel (OLS) og for en ik-

ke-lineær binær responsmodel, nemlig probit-modellen.¹¹ For den ikke-lineære model rapporteres de marginale effekter.¹² Begge modeller er estimeret med robuste standardfejl, for at kunne lave inferens i tilfælde af heteroskedasticitet i fejleddene.

I *panel A* præsenteres resultaterne for de fulde samples. Beskæftigelsesomfanget for behandlingsgruppen faldt med 1,2 uger (fra 8,8 uger til 7,6 uger). Beskæftigelsesomfanget i de to kontrolgrupper faldt derimod med henholdsvis 7,3 uger og 6,8 uger. Således steg beskæftigelsesomfang i behandlingsgruppen med henholdsvis 6,1 uger og 5,7 uger relativt til kontrolgrupperne, hvilket er statistisk signifikant på 0,1 pct.-niveau. Diff-in-diff-estimerne er ligeledes estimeret i en probit-model, hvilket giver statistisk signifikante resultater på tilsvarende niveauer.

Den positive effekt på det akkumulerede beskæftigelsesomfang på ca. 6 uger i perioden 1. august 2010 til 26. oktober 2012 svarer til, at de knapt 13.000 enlige mødre akkumulerer omkring 77.000 ugers ekstra beskæftigelse som følge af jobpræmieordningen. Dette er inden for en periode på under 2 år, og svarer således til en effekt på knapt 750 ekstra fuldtidsbeskæftigede (givet at alle de berørte finder fuldtidsbeskæftigelse – såfremt en del af de berørte finder deltidsbeskæftigelse vil effekten på beskæftigelsen være mindre).

Hvorvidt annonceringsperioden medtages i estimationen eller ej er ikke afgørende for resultaterne, jf. tabel A2.

Som tidligere nævnt, er estimationerne kørt for kvinder alene. De tilsvarende estimationer for mænd giver insignifikante resultater, jf. tabel A3, hvilket betyder, at resultaterne alene gælder for kvinder.

De signifikante diff-in-diff-estimer kan selvsagt også skyldes de strukturelle forskelle mellem behandlings- og kontrolgrupperne. For at undersøge nærmere om den relative ændring netop skyldes jobpræmieordningen, estimeres modellen nu på et subsample af mine behandlings- og kontrolgrupper.

For at tage højde for den relativt svagere tilknytning til arbejdsmarkedet blandt personer i behandlingsgruppen (jf. tabel 1 ovenfor), har jeg i *panel B* udvalgt de personer fra grupperne, som i kvalifikationsvinduet modtog offentlig forsørgelse i mellem 47 og 52 uger. Jeg har med andre ord fjernet helårsmodtagerne i grupperne for således at tage højde for den større andel af helårsmodtagere i behandlingsgruppen. På denne måde sikrer jeg, at jeg betragter en gruppe af personer, som har nogenlunde samme til-

11. Jeg har valgt at rapportere estimerne af begge modeller. Årsagen er, at den lineære sandsynlighedsmodel estimeret ved OLS er den typiske benchmark-model, men da responsvariablen er binær, kan man argumentere for, at man bør bruge en probit-model estimeret ved maximum likelihood. Dels for at undgå heteroskedasticitet og dels for at sikre sandsynligheder mellem nul og en. Sammenligning af de to modelers estimer kan bruges til et robusthedstjek af, at signifikansen af resultaterne ikke afhænger af valget af estimationsmetode.

12. Marginaleffekterne er givet ved den partielt afledte: $\frac{\delta\Phi(x'\beta)}{\delta x_{ik}} = \Phi(x'_i\beta) \beta_k$.

knytning til arbejdsmarkedet, og som alt andet lige burde have samme muligheder for at finde beskæftigelse.

Det akkumulerede beskæftigelsesomfang op til annonceringstidspunktet for enlige forsørgere, som er berettiget til børnetilskud, og som havde en ledighed mellem 47 og 52 uger i kvalifikationsvinduet, var 19,3 uger (panel B). Det akkumulerede beskæftigelsesomfang for enlige forsørgere som ikke er berettiget til børnetilskud, og som havde en tilsvarende ledighedsperiode i kvalifikationsvinduet, var 29,0 uger. Tilsvarende var det akkumulerede beskæftigelsesomfang for enlige ikke-forsørgere 27,6 uger. I de første 22 måneder efter ordningens ikrafttræden var det akkumulerede beskæftigelsesomfang reduceret med 4,1 uger for behandlingsgruppen. Tilsvarende var det reduceret med henholdsvis 12,2 uger og 11,0 uger i de to kontrolgrupper. Dette resulterer således i diff-in-diff-estimer på henholdsvis 8,1 uger og 6,9 uger, hvilket er statistisk signifikant på 0,1 pct.-niveau. Ikke overraskende bliver beskæftigelseeffekten således større, når man fjerner helårsmødtagere, som jo udgør en større andel i behandlingsgruppen. Probit-modellen giver tilsvarende resultater. Disse resultater peger på, at jobpræmieordningen har haft en signifikant effekt på beskæftigelsesomfanget blandt de, der har været kvalificeret til ordningen.

Da behandlings- og kontrolgrupperne adskiller sig i demografiske karakteristika, kan de observerede forskelle i figur 2 og tabel 2 skyldes underliggende forskelle mellem grupperne, snarere end en behandlingseffekt. Ved at kontrollere for demografiske karakteristika i en diff-in-diff-model kan man tage højde for disse forskelle mellem grupperne.

Jeg estimerer følgende probit-model:

$$E_{it} = \Phi (\alpha + \beta Z_{it} + \gamma_0 Treat_i + \gamma_1 Post_t + \gamma_2 (Treat \times Post)_{it} + \varepsilon_{it})$$

Modellen svarer til den ovenfor beskrevne, men indeholder desuden Z_{it} , som er en vektor som inkluderer kontrolvariable på ledighedsperiode og demografiske karakteristika. γ_0 vil være negativ, hvis behandlingsgruppens beskæftigelsesomfang er lavere end kontrolgruppens, efter der er kontrolleret for observerbare forskelle. γ_1 er gennemsnitlig ændring i beskæftigelsesomfang for både behandlings- og kontrolgruppen før og efter reformen. γ_2 er behandlingseffekten, efter der er kontrolleret for observerbare forskelle.

I tabel 3 præsenteres resultaterne af OLS-estimationen. Samplet er enlige forsørgere, som er berettiget til børnetilskud (behandlingsgruppen) og enlige forsørgere, som ikke er berettiget til børnetilskud (kontrolgruppe 1). Det er altså her berettigelse til børnetilskud, der afgrænser berettigelsen til jobpræmien. Den første kolonne angiver det simple diff-in-diff-estimat, den anden kolonne inkluderer kontrol for arbejdsmar-

Tabel 2. Effekten af jobpræmieordningen på akkumuleret beskæftigelsesomfang i uger:

	Pre-reform:		Ændring	OLS		Probit	
	1/1/2008-1/8/2009	1/8/2010-26/10/2012		Koefficient	S.E.	Marginal-effekt	S.E.
A. Behandlingsgruppe:							
Enlige forsørgere, berettiget til børnetilskud [12.811]	8,838	7,638	-1,200				
Kontrolgrupper:							
Enlige forsørgere, ikke berettiget til børnetilskud [8.264]	16,160	8,871	-7,289	6,089***	(0,443)	0,264***	(0,027)
Enlige ikke-forsørgere [21.098]	15,810	8,929	-6,881	5,680***	(0,335)	0,273***	(0,021)
B. Behandlingsgruppe: 47-52 ugers ledighed i vindue							
Enlige forsørgere, berettiget til børnetilskud [3.222]	19,283	15,137	-4,146				
Kontrolgrupper: 47-52 ugers ledighed i vindue							
Enlige forsørgere, ikke berettiget til børnetilskud [2.370]	29,040	16,820	-12,220	8,074***	(1,099)	0,260***	(0,50)
Enlige ikke-forsørgere [6.834]	27,580	16,580	-11,000	6,862***	(0,844)	0,209***	(0,039)

Anm.: Robuste standardfejl i parenteser. Populationerne er angivet i kantede parenteser. Den lineære sandsynlighedsmodel er estimeret ved hjælp af OLS. Probit er estimeret ved hjælp af maximum likelihood. For probit-modellen rapporteres marginale effekter. Post-reform-tidspunktet er valgt til august 2010 for at tage højde for eventuelle annonceringsfejl. Havde tidspunktet været valgt til implementeringstidspunktet, ville man ikke have taget højde for disse effekter, og det havde således været en kilde til undervurdering af ordningens beskæftigelseffekt. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Kilde: Egne beregninger på Danmarks Statistiks registre samt DREAM-registret.

Table 3. OLS-resultater: Enlige forsørgere ikke berettiget til børnetilskud (kontrolgruppe 1).

Sample: Alle enlige forsørgere med ledighed i mindst 47 uger i kvalifikationsvindu

	(1)		(2)		(3)	
	Uden kovariater		Ledighed		Demografiske karakteristika	
	Koefficient	S.E.	Koefficient	S.E.	Koefficient	S.E.
<i>Ledighedsperiode</i>						
Helårsmodtagere i kvalifikationsvindu			-0,353***	(0,005)	-0,328***	(0,005)
<i>Demografiske karakteristika</i>						
Alder					1,115***	(0,078)
Antal kvadreret					-0,015***	(0,001)
Antal børn					-0,194*	(0,084)
Indvandrer (^d)					0,508*	(0,220)
Uddannelse: Grundskole (^d)					-0,457	(0,367)
Uddannelse: Gymnasium (^d)					0,909***	(0,254)
Uddannelse: Faglært (^d)					2,855***	(0,381)
Uddannelse: Videregående (^d)					0,001***	(0,000)
Erhvervs erfaring					-0,000	(0,195)
Erhvervs erfaring kvadreret					0,665***	(0,204)
Region Hovedstaden (^d)					-0,912***	(0,204)
Diagnose (^d)						
Treat: Berettiget til børnetilskud (^d)					-3,899***	(0,227)
Post: 1/8/2010-26/10/2012 (^d)					-7,279***	(0,318)
Treat x Post(^d)					6,089***	(0,385)
Konstant	16,160***	(0,269)	61,320***	(0,689)	34,610***	(1,349)
R ²	0,021		0,244		0,287	
N	42.980		42.980		42.980	

Anm.: (^d) angiver diskrete ændringer i dummy variable fra 0 til 1. LPM er estimeret med OLS. Robuste standardfejl i parenteser. Grundskole er referencegruppe for uddannelsesvariablene. * p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001.

Kilde: Egne beregninger på Danmarks Statistiks registre samt DREAM-registret.

kedshistorik, og den tredje kolonne inkluderer desuden demografiske karakteristika. Kontrollen for arbejdsmarkedshistorik er en dummy variabel for personer, som var helårsmottagere af offentlig forsørgelse i kvalifikationsvinduet. Variablen skal kontrollere for den tilsyneladende lavere arbejdsmarkedstilknytning for behandlingsgruppen, som fremgår af tabel 1. Endvidere kan denne kontrol fungere som instrument for uobserverbar heterogenitet, som eksempelvis evner og motivation, som må antages at være korreleret med arbejdsmarkedstilknytningen. De demografiske karakteristika kontrollerer for de observerbare strukturelle forskelle, der er mellem behandlingsgruppen og kontrolgrupperne. Indkomstkontrollen kontrollerer for forskelle i udbetalingen af børnetilskud.

De estimerede koefficienter på *Post* (γ_1) er stærkt signifikante, hvilket antyder, at der er en generel underliggende trend i beskæftigelsesgraden for de to grupper. Koefficienterne er negative, hvilket kan tolkes som en negativ konjunkturpåvirkning fra ex-ante til ex-post. Koefficienterne på *Treat* (γ_0) er ligeledes stærkt signifikante, hvilket indikerer, at der i udgangspunktet er en signifikant forskel i beskæftigelsesomfanget mellem de to grupper. Behandlingseffekten (γ_2) falder fra 6,1 uger til 6,0 uger, når der kontrolleres for demografiske forskelle mellem grupperne. De forklarende variable har alle de forventede fortegn. Andelen af helårsmottagere af offentlig forsørgelse trækker i retning af lavere beskæftigelsesomfang. Beskæftigelsesomfanget falder med alderen, dog med en aftagende effekt. Jo flere børn personen har, jo lavere er beskæftigelsesomfanget. Uddannelseslængden har en positiv påvirkning på beskæftigelsesomfanget, ligeså vel som antal års erhvervs erfaring. Personer, der bor i hovedstadsområdet, har et større beskæftigelsesomfang end i de øvrige regioner, og personer, der har en diagnose i 2010, har lavere beskæftigelsesomfang end øvrige personer.

Jeg har endvidere estimeret effekterne af ovenstående model ved hjælp af probit (tabel A5 i appendiks). Resultaterne viser, at effekten af ordningen estimeret med probit er signifikant på niveauer svarende til OLS-estimerterne.

Endelig har jeg estimeret en model svarende til ovenstående, men for et sample bestående af ikke-forsørgere og forsørgere med ledighed i mindst 47 uger i kvalifikationsvinduet, dvs. kontrolgruppe 2 (tabel A4 og A6 i appendiks). Her er det altså forsørgerstatus, der afgrænser berettigelsen til jobpræmien. Disse estimater er ligeledes signifikante på tilsvarende niveauer som det simple diff-in-diff-estimat.

Resultaterne giver således en stærk indikation af, at jobpræmieordningen har haft en signifikant effekt på beskæftigelsesomfanget for de berørte på trods af et relativt behersket beskæftigelsesomfang, når der måles frem til ultimo oktober 2012. Resultaterne er konsistente på tværs af kontrolgrupper, modelspecifikationer og subsamples. Dette må ses som en yderligere indikation af, at den estimerede effekt kan tilskrives jobpræmieordningen.

Et groft skøn baseret på figur 2 tyder på, at der samlet set er udbetalt omkring 11 mio. kr. i jobpræmier til de enlige mødre. Dette svarer til, at der er udbetalt omkring 14.500 kr. i jobpræmier per årligt fuldtidsjob. Såfremt dette beløb er mindre end den ekstra skatteindbetaling genereret af merbeskæftigelsen som følge af ordningen, vil jobpræmieordningen umiddelbart give mulighed for at realisere en samfundsøkonomisk gevinst.

5. Konklusion og diskussion

Jobpræmieordningen målrettet langtidsledige enlige forsørgere, der trådte i kraft den 1. januar 2011, øger forskelsbeløbet ved beskæftigelse for den berørte gruppe. Dette papir har undersøgt beskæftigelseseffekten af denne ordning. Jeg finder, at effekten af ordningen på det akkumulerede beskæftigelsesomfang for langtidsledige enlige mødre er op til 6,1 uger. Den positive effekt af indførelsen af ordningen er ikke overraskende, set i lyset af internationale erfaringer med tilsvarende ordninger, jf. ovenfor.

Som en konsekvens af den måde ordningen er udformet på, har ingen personer kunnet indrette sig på ordningen, og således kan man se bort fra eventuelle delayed exit-effekter, som ellers kunne have givet anledning til, at estimaterne ville overvurdere den sande effekt.

Man bør være opmærksom på, at de målte effekter er kortsigtseffekter, hvilket kan have den ulempe, at personerne ikke har tilpasset deres adfærd til ordningen i løbet af de 22 måneder, som analysen vedrører. Hvad der taler imod dette er, at alle de behandlede modtog et brev ved ordningens ikrafttræden, som adviserede dem om deres muligheder. Desuden er det næppe sandsynligt, at personerne vil ændre deres adfærd signifikant i løbet af de sidste to måneder ordningen gælder.

Langsigtseffekterne af ordningen kendes selvsagt ikke endnu, men man må formode, at en del af de personer, som er kommet i beskæftigelse, vil forblive i beskæftigelse på trods af, at jobpræmien ophører efter to år. I den periode personerne har været i beskæftigelse, har de således øget deres tilknytning til arbejdsmarkedet, opnået værdifuld erhvervs erfaring og måske styrket deres netværk, som kan give dem bedre muligheder for fremtidig beskæftigelse. Man må dog også formode, at en del af de personer, som har fundet beskæftigelse, igen vil forlade arbejdsmarkedet ved jobpræmiens frafald, idet deres omkostninger ved deltagelse på arbejdsmarkedet igen vil være for høje.

Ligledes bør man være opmærksom på, at der kan være en crowding out-effekt fra behandlingsgruppen på kontrolgrupperne, hvis personerne i behandlingsgruppen finder beskæftigelse i job, som ellers ville blive besat af personer i kontrolgrupperne. Der er to mulige crowding out-effekter. Man må antage, at personerne i behandlings- og

kontrolgrupperne søger samme type job, hvilket betyder, at antallet af ansøgere til de pågældende job vil stige eftersom flere personer i behandlingsgruppen nu vil være jobsøgende. Dette betyder, alt andet lige, at sandsynligheden for at en person fra kontrolgruppen vil få det pågældende job, falder. Desuden vil personerne i behandlingsgruppen være villige til at acceptere en lavere løn end personerne i kontrolgrupperne, eftersom de bliver kompenseret via jobpræmien. Teoretisk set vil de derfor være villige til at acceptere en efter-skat-løn, som er 599 kroner lavere end kontrolgruppen, såfremt lønnen er mindst 15.000 kroner (og dermed udløser en jobpræmie på 600 kroner). Disse crowding out-effekter vil være en kilde til overvurdering af beskæftigelseseffekten af jobpræmieordningen.

Resultaterne er først og fremmest vigtige, fordi de giver evidens for, at økonomiske incitamenter er virkningsfulde i forhold til at øge enlige forsørgeres beskæftigelsesomfang. De illustrerer således, at man med en relativt lille eksogen variation, op til 600 kr. skattefrit per person per måned, kan flytte personer på kanten af arbejdsmarkedet over i beskæftigelse. Man må altså konstatere, at der er et betydeligt beskæftigelsespotentialer ved at øge forskelsbeløbet for den berørte gruppe.

Der kan dog være flere årsager til, at man bør være varsom med en permanent implementering af denne type ordning. Man må nok indse, at en permanent implementering af jobpræmieordningen i dens nuværende form vil give anledning til delayed exit-effekter, eftersom personerne vil have et incitament til at forblive på overførsler, til de er berettiget til jobpræmien. Netop dette var en problematik i det canadiske SSP, hvor Card og Robbins (1998) fandt, at et mindre antal personer forlængede deres ledighed for at blive berettiget til programmets indkomstsupplement. Denne effekt var dog ikke af et omfang, som påvirkede de positive beskæftigelsesresultater nævneværdigt.

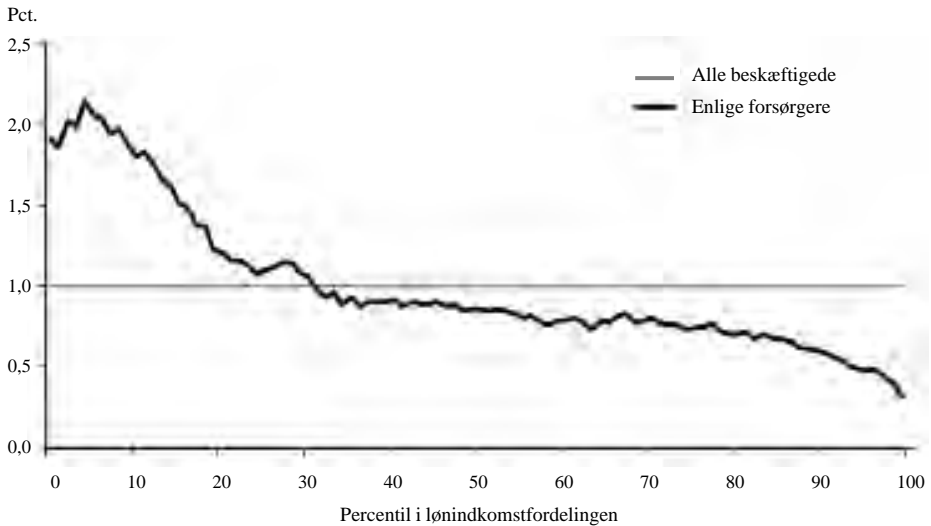
I sidste ende bør man nok konkludere, at jobpræmieordningen i dens nuværende form ikke er hensigtsmæssig at implementere permanent. Man bør derimod overveje alternative muligheder for at udnytte dét beskæftigelsespotentialer, som ordningen indikerer, der er. I skattereformen fra 2012 har Folketinget vedtaget, at beskæftigelsesfradraget til enlige forsørger, som har ret til og modtager ekstra børnetilskud, øges med 2,6 pct. af lønnen oven i det almindelige beskæftigelsesfradrag med virkning fra 2014. Her bør man dog være opmærksom på, at det målrettede beskæftigelsesfradrag kan give et dødvægtstab, da man giver et ekstra beskæftigelsesfradrag til personer, som ville have valgt beskæftigelse selv i fravær af det ekstra fradrag. Dette dødvægtstab eksisterer dog ligeledes i jobpræmieordningen – omend i et mindre omfang, da denne ordning er målrettet i højere grad. I sidste ende afhænger den mest efficiente løsning således af, hvilket alternativ som implicerer det mindste dødvægtstab.

Litteratur

- Akerlof, G. 1978. The Economics of Tagging as Applied to the Optimal Income Tax. *American Economic Review* 68, 8-19.
- Andersen, L. H., H. Hansen, M. L. Schultz-Nielsen og T. Tranæs. 2012. Starthjælpens betydning for flyttnings levevilkår og beskæftigelse. *Rockwool Fondens Forskningsenhed Arbejdsrapport* 25.
- Blundell, R. W., L. Dearden og B. Sianesi. 2005. Evaluating the Effect of Education on Earnings: Models, Methods and Results from the National Child Development Survey. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, Vol. 168, No. 3 (2005), pp. 473-512.
- Blundell, R. W., A. Duncan, J. McCrae og C. Meghir. 2000. The Labour Market Impact of the Working Families Tax Credit. *Fiscal Studies*, 21(1): 75-104.
- Bolvig, I., P. Jensen og M. Rosholm. 2003. The Employment Effects of Active Social Policy. *IZA Discussion Paper Series* no. 736. Bonn.
- Caliendo, M. og S. Kopeinig. 2005. Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *DIW Discussion Papers* no. 785. Berlin.
- Card, D. og P. K. Robins. 1998. Do financial incentives encourage welfare recipients to work? Evidence from a randomized evaluation of the self-sufficiency project. *Research in Labor Economics* 17, 1-56.
- Eissa, N., H. J. Kleven og C. T. Kreiner. 2005. Welfare Effects of Tax Reform, and Labor Supply at the Intensive and Extensive Margins. I J. Agell og P. B. Sørensen (red). *Tax Policy and Labour Market Performance*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Eissa, N., H. J. Kleven og C. T. Kreiner. 2007. Evaluation of Four Tax Reforms in the United States: Labor Supply and Welfare Effects for Single Mothers. *Journal of Public Economics* 92, 2008, 795-816.
- Eissa, N. og J. Liebman. 1996. Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit. *Quarterly Journal of Economics* 61, 605-37.
- Finansministeriet, september. 2010. Faktaark: Jobpræmie til enlige forsørgere.
- Flood, L. E. Pylkkänen and R. Wahlberg. 2003. From Welfare to Work: Evaluating a Proposed Tax and Benefit Reform Targeted at Single Mothers in Sweden. *IZA Discussion Paper Series* no. 891. Bonn.
- Heckman, J. 1997. Instrumental Variables: A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used in Making Program Evaluations. *The Journal of Human Resources* 32, 441-62.
- Heckman, J. 1993. What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years? *American Economic Review Papers and Proceedings* 83(2), 116-21.
- Immervoll, H., H. J. Kleven, C. T. Kreiner, E. Saez. 2005. Welfare Reform in European Countries: A Microsimulation Analysis. *Economic Journal* 117, 2007, 1-44.
- Kleven, H. J. og C. T. Kreiner. 2005. Labor Supply Behavior and the Design of Tax and Transfer Policy. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 143, 321-58.
- Kleven, H. J., C. T. Kreiner, N. Nielsen, P. J. Pedersen og T. Tranæs. 2006. *Skat, lighed og arbejde – en undersøgelse af det danske skatte- og velfærdssystem*. Gyldendal.
- le Maire, D. og C. Scheuer. 2008. Determinants of Labor Force Participation for Recipients of Social Assistance: A Panel Data Analysis for Denmark. *Working paper*.
- Meyer, B. og D. T. Rosenbaum. 2001. Welfare, The Earned Income Tax Credit, and The Labor Supply of Single Mothers. *The Quarterly Journal of Economics* CXVI, 1063-1114.
- Michalopoulos, C., P. Robins og D. Card. 2008. When financial work incentives pay for themselves: evidence from a randomized social experiment for welfare recipients. *Journal of Public Economics* 89, 5-29.
- Mogstad, M. og C. Pronzato. 2009. Are Lone Mothers Responsive to Policy Changes? Evidence from a Workfare Reform in a Generous Welfare State. *IZA Discussion Paper Series* no. 4489. Bonn.
- Piketty, T. 1998. L'Impact des Incitations Financières au Travail sur les Comportements Individuels: Une Estimation pour le cas Français. *Economie et Prevision*, 132-

- 33, 1-35.
- Retsinformation. 2010. Lov nr. 1593 af 22/12/2010. Lov om en 2-årig forsøgsordning om jobpræmie til enlige forsørgere.
- Van Soest, A. 1995. Discrete Choice Models of Family Labor Supply. *Journal of Human Resources* 30, 63-88.
- Van Soest, A., M. Dias og X. Gong. 2002. A Structural Labor Supply Model with Flexible Preferences. *Journal of Econometrics* 107, 345-74.
- Verbeek, M. 2004. *A Guide To Modern Econometrics*. 2nd Edition. John Wiley & Sons.
- Wooldridge, J. M. 2003. *Introductory Econometrics – A Modern Approach*. 2nd Edition. *South-Western*.
- Økonomi- og Indenrigsministeriet, maj. 2012. Økonomiske incitamentter til beskæftigelse. *Økonomisk Analyse*.

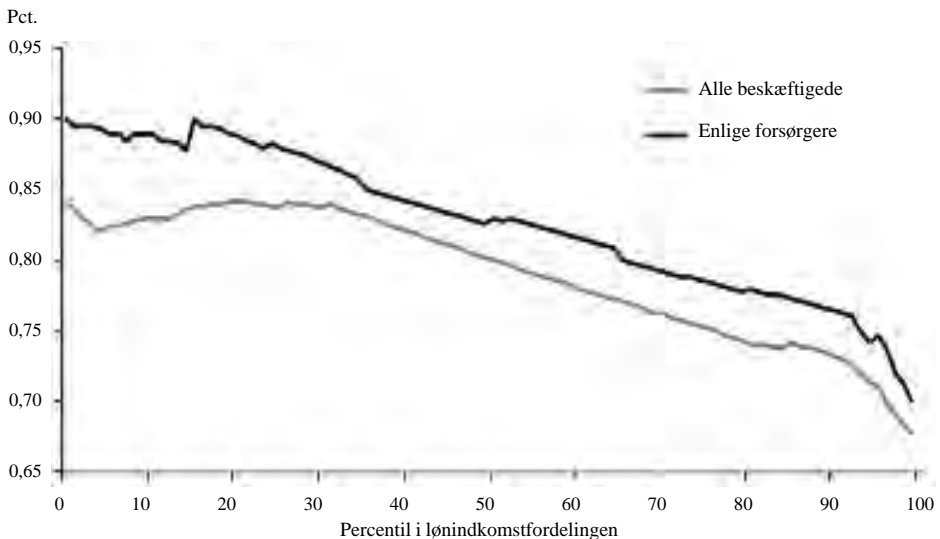
Appendiks



Figur A1. Fordeling af enlige forsørgere på indkomstpercentiler.

Ann: Den stiplede linje (alle beskæftigede) er per konstruktion fordelt ligeligt over percentilerne. Den fuldt optrukne linje angiver, hvordan enlige forsørgere fordeler sig over percentilerne.

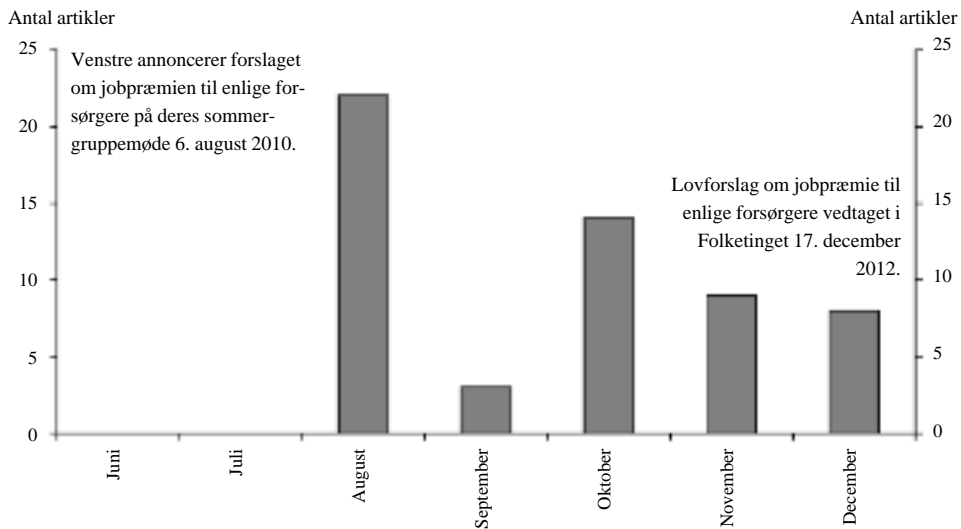
Kilde: Egne beregninger på Danmarks Statistiks registre.



Figur A2. Gennemsnitlige effektive deltagelsesskatter på tværs af percentiler.

Ann: Deltagelsesskatten er beregnet som forskellen i nettobetalingen til den offentlige sektor, når individet er inde hhv. ude af arbejdsmarkedet som andel af individets samlede lønindkomst på arbejdsmarkedet. Beregningen er baseret på 2006-lovgivning.

Kilde: Finansministeriet Lovmodel.



Figur A3. Mediedækning af jobpræmieordningen til enlige forsørgere.

Anm: Antal artikler som indeholder mindst ét af ordene. Jobpræmie, jobpræmieordning.

Kilde: Infomedia.

Tabel A1. Karakteristik af behandlings- og kontrolgrupperne, 2010.

	Behandlingsgruppe: Enlige forsørgere berettiget til børnetilskud		Kontrolgruppe 1: Enlige forsørgere ikke berettiget til børnetilskud		Kontrolgruppe 2: Enlige ikke-forsørgere	
	Mean	Median	Mean	Median	Mean	Median
<i>Personlige karakteristika</i>						
Kvinder		100		100		100
Alder	36,2	36	37,3	38	39,2	39
Antal børn	1,9	2	1,6	1	0	0
Indvandrere		27,4		18,5		11,9
Efterkommere		1,4		1,3		1,3
Region Hovedstaden		34		33		39
Diagnosticeret sygdom		19		21		19
Erhvervs erfaring	3,8	2	5,5	3	6,3	3
<i>Højest fuldførte uddannelse:</i>						
– Grundskole		59,1		54,6		50,7
– Ungdomsuddannelse		6,9		6,2		8,1
– Faglært		24,1		27,1		23,6
– Videregående		9,9		12,1		17,6
<i>Socioøkonomisk status:</i>						
– Arbejdsløs mindst halvdelen af året		8,9		8,1		10,8
– Modtager af sygedagpenge		7,2		14,9		13
– Studerende		0		1,1		0,7
– Efterløn, førtids- og folkepension		0,4		0,9		1,9
– Kontanthjælp		72,4		56		53,1
– Andre		2,7		5,3		5,5

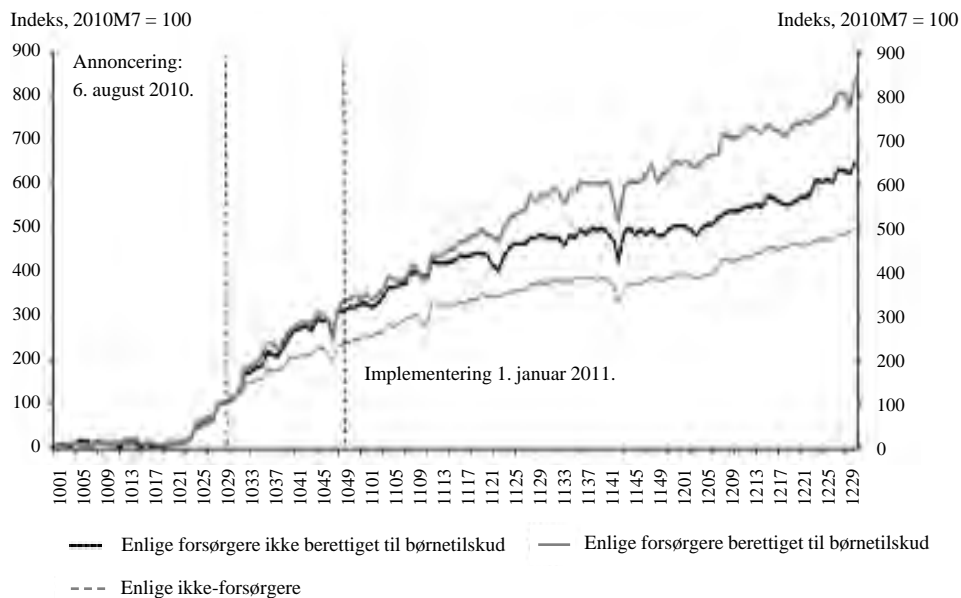
Fortsettes næste side ...

fortsat ...

	Behandlingsgruppe: Enlige forsørgere berettiget til børnetilskud				Kontrolgruppe 1: Enlige forsørgere ikke berettiget til børnetilskud				Kontrolgruppe 2: Enlige ikke-forsørgere				
	Mean	Median	%		Mean	Median	%		Mean	Median	%		
<i>Indkomst, kr. 2010-priser</i>													
Personindkomst i alt	232.387	228.890			218.418	216.189			171.498	166.526			
Erhvervsindkomst	15.808	0			27.365	0			28.596	0			
Kontanthjælp	59.921	44.358			47.571	14.825			33.121	0			
A-dagpenge	17.147	0			16.477	0			24.587	0			
Andre ydelser	73.534	60.975			79.104	65.306			71.643	54.712			
Boligtøtte	25.169	27.902			16.222	15.824			3.595	1.764			
Børnetilskud	35.426	33.694			0	20.725			0	0			
Disponibel indkomst	183.282	180.917			167.698	167.227			127.164	123.307			
<i>Ydelseshistorik</i>													
Antal uger på ydelser i kvalifikationsvinduet	52,0	53			52,0	53			51,7	53			
Antal uger på ydelser i 2010	49,2	52			49,1	52			48,5	52			
Antal uger på ydelser i 2008-2010	136,5	153			128	142			127,5	138			
Andel på ydelser i kval.vindue i 47-52 uger			25,2				28,7				32,4		
Andel på ydelser i kval.vindue i 53 uger			74,9				71,3				67,6		
Antal personer	12.811				8.264				21.098				

Anm.: Indkomstoplysningerne relaterer sig til indkomståret 2010. Da 2009 er skudår, er der 53 uger i kvalifikationsvinduet. Kvalifikationsvinduet er perioden fra 3. august 2009 til 2. august 2010.

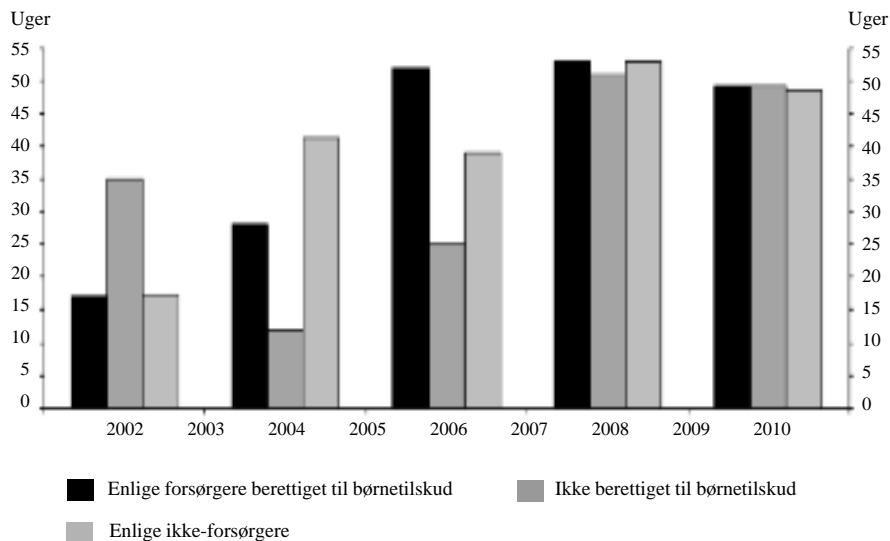
Kilde: Egne beregninger på Danmarks Statistiks registre samt DREAM-registret.



Figur A4. Beskæftigelsesgraden for behandlings- og kontrolgrupperne.

Anm: Antal artikler som indeholder mindst ét af ordene. Jobpræmie, jobpræmieordning.

Kilde: Infomedia.



Figur A5. Antal uger på ydelser, 2002-2010.

Kilde: Egne beregninger på Danmarks Statistiks registre samt DREAM-registreret.

Tabel A2. Effekten af jobpræmieordningen på akkumuleret beskæftigelsesomfang i uger (uden annoncering).

	Pre-reform:		Post-reform:		Ændring	OLS		Probit	
	1/1/2008- 1/8/2009	8,838	1/8/2010- 26/10/2012	7,638		Koefficient	S.E.	Koefficient	S.E.
A. Behandlingsgruppe:									
Enlige forsørgere, berettiget til børnetilskud [12.811]		8,838		7,638	-1,200				
Kontrolgrupper:									
Enlige forsørgere, ikke berettiget til børnetilskud [8.264]		16,160		8,871	-7,289	6,089***	(0,443)	0,264***	(0,027)
Enlige ikke-forsørgere [21.098]		15,810		8,929	-6,881	5,680***	(0,335)	0,273***	(0,021)
B. Behandlingsgruppe: 47-52 ugers ledighed i vindue									
Enlige forsørgere, berettiget til børnetilskud [3.222]		19,283		15,137	-4,146				
Kontrolgrupper: 47-52 ugers ledighed i vindue									
Enlige forsørgere, ikke berettiget til børnetilskud [2.370]		29,040		16,820	-12,220	8,074***	(1,099)	0,260***	(0,50)
Enlige ikke-forsørgere [6.834]		27,580		16,580	-11,000	6,862***	(0,844)	0,209***	(0,039)

Ann.: Robuste standardfejl i parenteser. Populationerne er angivet i kantede parenteser. Den lineære sandsynlighedsmodel er estimeret ved hjælp af OLS. Probit er estimeret ved hjælp af maximum likelihood. For probit-modellen rapporteres marginale effekter. For probit-modellen rapporteres marginale effekter. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Kilde: Egne beregninger på Danmarks Statistiks registre samt DREAM-registret.

Table A3. Effekten af jobpræmieordningen på akkumuleret beskæftigelsesomfang i uger (mænd).

	Pre-reform: 1/1/2008-1/8/2009		Post-reform: 1/8/2010-26/10/2012		Ændring	OLS Difference-in-differences		Probit Difference-in-differences	
						Koefficient	S.E.	Marginal-effekt	S.E.
A. Behandlingsgruppe:									
Enlige forsørgere, berettiget til børnetilskud [1.556]									
20,745									
10,451									
-10,294									
Kontrolgrupper:									
Enlige forsørgere, ikke berettiget til børnetilskud [1.800]									
23,500									
15,107									
-8,393									
Enlige ikke-forsørgere [45.498]									
18,870									
11,605									
-7,265									
B. Behandlingsgruppe: 47-52 ugers ledighed i vindue									
Enlige forsørgere, berettiget til børnetilskud [412]									
34,271									
23,510									
-10,761									
Kontrolgrupper: 47-52 ugers ledighed i vindue									
Enlige forsørgere, ikke berettiget til børnetilskud [555]									
34,400									
23,890									
-10,510									
Enlige ikke-forsørgere [16.061]									
30,720									
19,260									
-11,460									

Anm.: Robuste standardfej i parenteser. Populationerne er angivet i kantede parenteser. Den lineære sandsynlighedsmodel er estimeret ved hjælp af OLS. Probit er estimeret ved hjælp af maximum likelihood. For probit-modellen rapporteres marginale effekter. Post-reform-tidspunktet er valgt til august 2010 for at tage højde for eventuelle annonceringsfejl. Havde tidspunktet været valgt til implementeringstidspunktet, ville man ikke have taget højde for disse effekter, og havde således været en kilde til undervurdering af ordinærens beskæftigelseseffekt. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Kilde: Egne beregninger på Danmarks Statistiks registre samt DREAM-registret.

Table A4. OLS-resultater: Enlige ikke-forsørgere (kontrolgruppe 2).

	Sample: Alle enlige forsørgere med ledighed i mindst 47 uger i kvalifikationsvinduet		
	(1)	(2)	(3)
	Uden kovariater	Ledighed	Demografiske karakteristika
	Koefficient	Koefficient	Koefficient
	S.E.	S.E.	S.E.
<i>Ledighedsperiode</i>			
Helårsmodtagere i kvalifikationsvinduet			
<i>Demografiske karakteristika</i>			
Alder		-0,371***	-0,353***
Alder kvadreret			(0,004)
Antal børn			0,799***
Indvandrer ^(d)			-0,011***
Uddannelse: Grundskole ^(d)			0,001
Uddannelse: Gymnasium ^(d)			0,633***
Uddannelse: Faglært ^(d)			-0,651*
Uddannelse: Videregående ^(d)			1,947***
Erhvervs erfaring			3,041***
Erhvervs erfaring kvadreret			0,001***
Region Hovedstaden ^(d)			-0,000***
Diagnose ^(d)			0,585***
Treat: Enlig forsøger ^(d)		-3,745***	-1,520***
Post: 1/8/2010-26/10/2012 ^(d)	-6,972***		-3,911***
Treat x Post ^(d)	-6,881***		-6,733***
	5,680***	5,680***	5,536***
Konstant	15,810***	63,160***	43,930***
R ²	0,023	0,261	0,295
N	68.348	68.348	68.348

Anm.: ^(d) angiver diskrete ændringer i dummy variable fra 0 til 1. LPM er estimeret med OLS. Robuste standardfejl i parenteser. Grundskole er referencegruppe for uddannelsesvariablene. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Kilde: Egne beregninger på Danmarks Statistiks registre samt DREAM-registret.

Table A5. Probitresultater: Enlige forsørgere ikke berettiget til børnetilskud (kontrolgruppe 1).

Sample: Alle enlige forsørgere med ledighed i mindst 47 uger i kvalifikationsvinduet

	(1)		(2)		(3)	
	Uden kovariater		Ledighed		Demografiske karakteristika	
	Koefficient	S.E.	Koefficient	S.E.	Koefficient	S.E.
<i>Ledighedsperiode</i>						
Helårsmodtagere i kvalifikationsvinduet			-0,021***	(0,000)	-0,019***	(0,000)
<i>Demografiske karakteristika</i>						
Alder					0,019**	(0,006)
Alder kvadreret					-0,000***	(0,000)
Antal børn					-0,036***	(0,008)
Indvandrer (<i>d</i>)					-0,041*	(0,021)
Uddannelse: Grundskole (<i>d</i>)					-0,020	(0,032)
Uddannelse: Gymnasium (<i>d</i>)					0,177***	(0,019)
Uddannelse: Faglært (<i>d</i>)					0,248***	(0,025)
Uddannelse: Videregående (<i>d</i>)					0,000***	(0,000)
Erhvervs erfaring					-0,000***	(0,000)
Erhvervs erfaring kvadreret					0,061***	(0,016)
Region Hovedstaden (<i>d</i>)					-0,062***	(0,018)
Diagnose (<i>d</i>)					-0,179***	(0,019)
Treat: Berettiget til børnetilskud (<i>d</i>)			-0,341***	(0,018)	-0,220***	(0,018)
Post: 1/8/2010-26/10/2012 (<i>d</i>)			-0,598***	(0,021)	-0,697***	(0,023)
Treat x Post (<i>d</i>)			0,264***	(0,027)	0,330***	(0,029)
Predikteret effekt på beskæftigelsesgraden for behandlingsgruppen			-0,152***	(0,014)	2,476***	(0,036)
Log pseudolikelihood		-24,985		-20,870		1,751***
N		42,980		42,980		-19,668
						42,980

Ann.: (*d*) angiver diskrete ændringer i dummy variable fra 0 til 1. Probit er estimeret ved hjælp af maximum likelihood. Der er rapporteret marginale effekter. Robuste standardfejl i parenteser. Grundskole er referencegruppe for uddannelsesvariablene. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Kilde: Egne beregninger på Danmarks Statistiks registre samt DREAM-registret.

Table A6. Probitresultater: Enlige ikke-forsørgere (kontrolgruppe 2).

	Sample: Alle enlige forsørgere med ledighed i mindst 47 uger i kvalifikationsvinduet					
	(1)		(2)		(3)	
	<i>Uden kovariater</i>	<i>Uden kovariater</i>	<i>Ledighed</i>	<i>Ledighed</i>	<i>Demografiske karakteristika</i>	<i>Demografiske karakteristika</i>
	Koefficient	S.E.	Koefficient	S.E.	Koefficient	S.E.
<i>Ledighedsperiode</i>						
Helårsmodtagere i kvalifikationsvinduet			-0,020***	(0,000)	-0,019***	(0,000)
<i>Demografiske karakteristika</i>						
Alder					0,012**	(0,004)
Alder kvadreret					-0,000***	(0,000)
Antal børn					-0,038***	(0,010)
Indvandrer ^(d)					0,014	(0,018)
Uddannelse: Grundskole ^(d)					-0,028	(0,023)
Uddannelse: Gymnasium ^(d)					0,153***	(0,015)
Uddannelse: Faglært ^(d)					0,303***	(0,017)
Uddannelse: Videregående ^(d)					0,000***	(0,000)
Erhvervs erfaring					-0,000***	(0,000)
Erhvervs erfaring kvadreret					0,010	(0,012)
Region Hovedstaden ^(d)					-0,118***	(0,015)
Diagnose (d)					-0,176***	(0,023)
Treat: Enlig forsøger ^(d)		-0,372***	(0,014)	-0,251***	(0,015)	
Post: 1/8/2010-26/10/2012 ^(d)		-0,607***	(0,013)	-0,706***	(0,014)	
Treat x Post ^(d)		0,273***	(0,021)	0,339***	(0,023)	
Predikteret effekt på beskæftigelsesgraden for behandlingsgruppen		-0,121***	(0,009)	2,466***	(0,027)	1,958***
Log pseudolikelihood		-40,696		-34,163		-32,085
N		68,348		68,348		68,348

Ann.: ^(d) angiver diskrete ændringer i dummy variable fra 0 til 1. Probit er estimeret ved hjælp af maximum likelihood. Der er rapporteret marginale effekter. Robuste standardfejl i parenteser. Grundskole er referencegruppe for uddannelsesvariablene. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Kilde: Egne beregninger på Danmarks Statistiks registre samt DREAM-registret.

Fakta om jobpræmieordningen

Hvem kan få en jobpræmie?

Målgruppen for jobpræmieordningen er personer, der:

- 1) Var enlige forsørgere og berettiget til og modtog ekstra børnetilskud den 2. august 2010. Personer, som opfører med at være enlige forsørgere efter denne dato, er stadig i målgruppen for ordningen.
- 2) I perioden fra den 3. august 2009 til og med den 2. august 2010 i mindst 47 uger helt eller delvist har fået løn fra ansættelse i løn tilskud eller modtaget én eller flere af følgende ydelser:
 - dagpenge eller førtedagpenge
 - kontant- eller starthjælp
 - aktivtvergsydelse
 - uddannelsesydelse
 - revalideringsydelse
 - ledighedsydelse
 - særlig ydelse
 - introduktionsydelse
 - sygedagpenge

Hvordan får man en jobpræmie?

Kommunen udbetaler automatisk jobpræmien til personer i målgruppen, som er eller kommer i job i perioden fra den 1. januar 2011 til og med den 31. december 2012. Personer, som er i job ved årsskiftet 2010/2011, får således også en jobpræmie.

Man får også en jobpræmie, hvis man er ansat i fleksjob eller med løn tilskud i perioden eller dele af perioden.

Kommunen beregner premien for hver måned, man har indkomst. Kommunen udbetaler premien efter afslutningen af hvert kvartal og senest 45 dage efter, at kvartalet udløber.

Man skal selv ansøge kommunen om en jobpræmie, hvis man i løbet af perioden har selvstændig virksomhed i Danmark og ikke samtidig får offentlige forsørgelsesydelse, herunder barselsdagpenge eller SU.

17. december 2010

Vores sag
2010-0013688

Hvis man mener, man er berettiget til en jobpræmie, men ikke har fået udbetalt en præmie, skal man henvende sig til kommunen.

Hvor stor er jobpræmien?

Jobpræmien udgør 4 procent af den indberettede, månedlige a-indkomst. Premien er skattefri og kan højst udgøre 600 kr. om måneden. Beløb under 5 kr. udbetales ikke.

Personer med selvstændig virksomhed får et fast skattefrit beløb på 600 kr. i jobpræmie om måneden.

Jobpræmien indgår ikke i beregningen af, hvor meget man kan få i offentlige ydelser som f.eks. boligstøtte eller tilskud til daginstitutionspædagog.

Hvilken oplysningspligt har man?

Personer med selvstændig virksomhed har pligt til at oplyse kommunen, hvis virksomheden ophører, eller der opstår andre forhold, som har betydning for udbetalingen af jobpræmien.

Hvis man flytter?

Flytter man til en ny kommune, udbetaler den nye kommune automatisk jobpræmien. Man behøver derfor ikke meddele den nye kommune, at man er berettiget til en jobpræmie.

Hvordan klager man over kommunens afgørelse?

Man kan klage til beskæftigelsesankenævnet over afgørelser i forbindelse med jobpræmieordningen.

Hvornår træder jobpræmieordningen i kraft?

Ordningen får virkning fra den 1. januar 2011 og gælder i to år.

Figur A6. Arbejdsmarkedsstyrelsens standardbrev til kommunerne.

Kilde: Arbejdsmarkedsstyrelsen.