

COPENHAGEN BUSINESS SCHOOL

KANDIDATAFHANDLING

(CAND.MERC.MAT)

En effektevaluering af virksomhedspraktik

- EMPIRISK ANALYSE AF KONTANTHJÆLPSMODTAGERE -

Forfatter:

Anita Marie GLENNY

Vejleder:

Søren Feodor NIELSEN

ANTAL SIDER/ANSLAG: 79/154.237

AFLEVERINGSDATO: 29. januar 2016

ENGELSK TITEL: *The employment effects of job training*

Abstract

In Denmark unemployed people have the possibility of acquiring work experience by participating in job training at either a private or public company. The purpose of this thesis is to evaluate the employment effects of participating in job training for unemployed people on social assistance in the age between 30 and 64 years. Additionally the thesis also investigates whether job training has an impact on the decision to withdraw from the labour market for people on social assistance.

The thesis finds that job training conducted at both a private or a public company hasten people on social assistance into employment. Job training in private companies has a positive employment effect both *during* and *after* the training, whereas job training in a public company has a positive effect in the period *after* the training. Although job training at both private and public companies improves the chances of employment for people on social assistance, the effects of the private system are larger than the effects found in the public system. Furthermore, the effect of job training at a public company decreases faster than the effects of having participated in private job training.

Finally, participating in job training in a private company postpones the decision of withdrawing from the labour market and thereby maintains the unemployed on social assistance. Conversely, job training in a public company has the opposite effect, where unemployed are more inclined to withdraw from the labour market as a consequence of their participation in job training. This effect is, however, not significant when evaluated at the estimated withdrawal for the participant of public job training.

Indhold

1 Motivation	2
2 Indledning	3
2.1 Det danske arbejdsmarked	3
2.2 Effekten af den aktive beskæftigelsesindsats	5
2.3 Afhandlingens undersøgelse	8
3 Data	9
3.1 Dataudvælgelse	9
3.2 Definitioner på forløb og afgangstilstande	10
3.3 Deskriptiv analyse af populationen	11
4 Teori	17
4.1 Egenskaber ved varighedsfordelingen	17
4.2 Konkurrerende risiko i overgangstilstandene	21
4.3 Specifikation af hazardraten	28
4.4 Uobserverbar selektion	31
5 Identifikation	36
5.1 Timing-of-events modellen	39
5.2 Diskussion af antagelser	41
6 Modelspecifikation	43
6.1 Tidsafhængige programeffekter	46
6.2 Specifikation af baseline og forklarende variable	46
7 Resultater	49
7.1 Den estimerede uobserverbare selektion	49
7.2 Effekter af virksomhedspraktik	53
7.3 Effekter af observerbare karakteristika	68
7.4 Perspektivering til andre studier	71
8 Diskussion	72
9 Konklusion	74
10 Perspektivering	75
11 Appendiks	77

1 Motivation

De seneste 3 år har jeg ved siden af studiet på cand.merc.mat beskæftiget mig med arbejdsmarkedspolitik igennem mit studiejob; jeg startede i Finansministeriets kontor for Arbejdsmarkedspolitik og overførelser, og er senest ansat i Beskæftigelsesministeriets Analyseenhed. Igennem disse studiejobs har jeg opbygget en større interesse og forståelse for det danske arbejdsmarked, omend jeg stadig dagligt bliver overrasket over dets kompleksitet. Det har således været naturligt for mig at kombinere mit studie med min interesse for beskæftigelsesområdet ved at tage en statistik metode direkte i anvendelse på beskæftigelsesområdet.

Konkret har jeg anvendt en varighedsmodel, som er en særligt anvendt statistisk model indenfor beskæftigelsesområdet. Jeg stiftede først for nyligt kendskab til varighedsmodeller, og jeg har med det samme fundet teorien utrolig interessant men også komplekst. Derfor har jeg betragtet min afhandling som en god mulighed for at udforske den teoretiske forståelse af varighedsmodeller samt, hvordan disse modeller kan anvendes i praksis. Min afhandling vil derfor afspejle den læringsproces jeg har været igennem, for til sidst at udmønte sig i en direkte anvendelse af en særlig type varighedsmodel - nemlig *timing-of-events* modellen. Det skal siges at anvendelsen af timing-of-events modellen ikke har været problemfri, men på trods af udfordringer undervejs tror jeg på, at processen har givet mig en anden refleksion over modellen, end hvis arbejdet var gået gnidningsfrit. Jeg er løbende blevet klogere på modellens fordele og særligt, hvori modellens begrænsninger ligger.

Jeg vil gerne give en særlig stor tak til Nina Louise Glenny for hendes trofaste vejledning i skriftlig formidling. Du har ikke blot været til hjælp for denne afhandling, men igennem flere større skriftlige opgaver igennem min studietid. Derudover vil jeg naturligvis sige tak til Søren Feodor Nielsen, der særligt har været hjælpsom, når min statistiske forståelse af varighedsmodeller har været udfordret. Til sidst vil jeg også gerne takke Kenneth Lykke Sørensen for hans inspirerende sparring om både praktiske og teoretiske aspekter af timing-of-events modeller, samt Christian Agerbeck for en udførlig korrekturlæsning.

2 Indledning

2.1 Det danske arbejdsmarked

Det danske arbejdsmarked har siden midten af 1990 været indrettet med Flexicurity-modellen, der er kendetegnet ved følgende tre elementer:

- 1 *Fleksible regler for ansættelser og afskedigelser.*
- 2 *Offentlig indkomserstattende ydelser ved ledighed.*
- 3 *En aktiv arbejdsmarkedspolitik, der skal facilitere de lediges overgang til beskæftigelse.*

(Kilde: DØR. (2012))

Fleksible regler for ansættelser og afskedigelser gør, at virksomheder i højere grad kan tilpasse deres beskæftigelsesniveau ift. ændringer i deres produktion. De fleksible afskedigelsesregler kan f.eks. komme til udtryk i lave omkostninger ved afskedigelser, hvor virksomheder med øget vækst vil være mere tilbøjelige til at ansætte nye medarbejdere, fordi de ikke skal tage højde for høje omkostninger ved potentielle fremtidige fyringer. På den måde bidrager den fleksible del af Flexicurity-modellen bl.a. til flere jobåbninger i økonomien samtidig med at skiftet mellem jobs for arbejdstagerne foregår mere gnidningsfrit. Dog medfører de fleksible afskedigelsesregler typisk også et ønske blandt arbejdstagerne om økonomisk sikring forbundet ved ledighed (DØR. (2012)). Ved at have et relativt højt niveau for ledighedsydelse er det muligt at give en person, der er blevet ledig et anstændigt forsørgelsesgrundlag under ledighed.

Ydelsessystemet i Danmark er opdelt i særskilte systemer for hhv. forsikrede og ikke-forsikrede ledige. Ledige der har ladet sig forsikre igennem en a-kasse, og i øvrigt opfylder et beskæftigelseskrav, har ret til op mod 4 års udbetaling af dagpenge¹ mens ikke-forsikrede ledige, der ikke kan forsørge sig selv eller sin familie under ledighed har ret til en kontanthjælpsydelse. Det er dog ikke muligt at modtage kontanthjælp, hvis man enten har en formue man kan leve af eller hvis ens ægtefælle har mulighed for at forsøge vedkommende under ledighed. Kontanthjælpsydelsen ligger under satsen for dagpenge, og er bestemt ud fra bl.a. alder og familietype. Dagpengesystemet fungerer således som en indkomstforsikring under ledighed, mens kontanthjælpssystemets primære formål er at varetage et forsørgeshensyn (DØR. 2012.). Da denne analyse baserer sig på kontanthjælpsmodtagere, vil jeg for den resterende gennemgang udelukkende betragte denne gruppe af ledige. Det skal bemærkes, at i denne analysen vil betegnelsen *ledig* derfor udelukkende omfatte kontanthjælpsmodtagere. Konkret er kontanthjælpsmodtagerne opdelt i to grupper; kontanthjælpsmodtagere, der alene har ledighed som problem og vurderes som arbejdsmarkedsparate,

¹Vel at mærke i perioden 2011-2013

og ikke-arbejdsmarkedsparate kontanthjælpsmodtagere, der har problemer udover ledighed.

Mens en relativ høj kontanthjælpsydelse er med til at sikre arbejdstagerne under ledighed, er en høj sats også med til at sænke den lediges incitament til at finde arbejde. Det skyldes at udbyttet af at være i beskæftigelse mindskes samtidig med, at det bliver mindre omkostningsfuldt for den ledige at give afslag på et jobtilbud. Af den grund er den aktive beskæftigelsespolitik et vigtigt element i den danske arbejdsmarkedsmodel. Den aktive beskæftigelsespolitik består bl.a. af aktiveringsindsatser, hvor kontanthjælpsmodtageren har ret og pligt til aktivering på lovpligtige tidspunkter i ledighedsforløbet. Ret og pligt til aktivering betyder, at en person, der er blevet ledig, har ret til at få tilbudt et aktiveringsforløb af kommunen, som personen omvendt har pligt til at deltage i. Arbejdsmarkedsparate kontanthjælpsmodtagere har ret og pligt til aktivering senest efter 6 måneders ledighed, mens denne ret og pligt til aktivering skal ske senest efter 9 måneders ledighed for ikke-arbejdsmarkedsparate kontanthjælpsmodtagere.² Kommunen har dog altid mulighed for at tilbyde et aktiveringsforløb tidligere end efter 6 eller 9 måneders ledighed.

Virksomhedspraktik

Som en del af den aktive beskæftigelsesindsats kan kommunen tilbyde kontanthjælpsmodtageren et praktikforløb hos enten en offentlig eller en privat virksomhed. Formålet med et sådant praktikforløb er at give kontanthjælpsmodtageren nye erfaringer samt faglige og sociale kompetencer, der kan forbedre personens udgangspunkt for at finde et arbejde. Yderligere kan virksomhedspraktik også tilbydes som et led i afklaringen af det rette beskæftigelsesmål for kontanthjælpsmodtageren. Et praktikforløb varer i udgangspunktet 4 uger for arbejdsmarkedsparate kontanthjælpsmodtagere, mens ikke-arbejdsmarkedsparate kontanthjælpsmodtagere kan være i virksomhedspraktik i op til 13 uger med mulighed for forlængelse i op til 26 uger. Ved særlige omstændigheder kan virksomhedspraktikken forlænges udover de 26 uger. Under praktikperioden udbetaler kommunen kontanthjælp til den ledige, og praktikforløbet er derfor mht. lønudbetaling omkostningsfrit for virksomhederne.

En virksomhed kan tilbyde en praktikplads såfremt virksomheden opfylder et rimelighedskrav, der indebærer, at der er et rimeligt forhold mellem antallet af ordinært ansatte og ansatte i løntilskud eller virksomhedspraktik. Formålet med dette rimelighedskrav er at forhindre, at de virksomhedsrettede indsatser fortænger beskæftigelsen af ordinært ansatte. Yderligere sikrer en rimelig fordeling mellem antallet af ordinært ansatte og ansatte i virksomhedspraktik, at praktikdeltagerne indgår i et arbejdsmiljø, hvor ens kollegaer i sig selv kan bidrage som et opkvalificerende

²Disse er reglerne for ret og pligt tidspunktet til aktivering, som gjorde sig gældende før kontanthjælpsreformen.

element ved praktikforløbet. Desuden kan et praktikforløb *ikke* tilbydes i den virksomhed, hvor kontanthjælpsmodtageren senest har været ansat.

2.2 Effekten af den aktive beskæftigelsesindsats

Den aktive indsats i beskæftigelsespolitikken kan påvirke ledigheden igennem forskellige kanaler, og jeg vil med dette afsnit gennemgå disse, samt give et *ex-ante* bud på retningen af de forskellige effekter. Den samlede virkning af en aktiveringsindsats kan opdeles i følgende fire effekter,

- 1) Sorteringseffekt
- 2) Motivationseffekt
- 3) Fastholdelseeffekt
- 4) Programeffekt

I det følgende vil jeg kort introducere denne analyses forståelse af hhv. 1) sorteringseffekten, 2) motivationseffekten, 3) fastholdelseeffekten samt 4) programeffekten.

1) *Sorteringseffekten*: Da aktivering kan betragtes som en form for inddragelse af fritid vil aktivering ikke være lige attraktivt for alle personer. For nogle kontanthjælpsmodtagere kan et praktikforløb i en virksomhed særligt opfattes som omkostningsfuldt, da det indebærer et dagligt arbejde, der fortsat er lønnet med en kontanthjælpsydelse. Denne teori beror på en argumentation om, at kontanthjælpsmodtageren får inddraget en del af sin fritid, der ikke vil blive kompenseret med en højere indtægt. Hvis indsatsen opfattes som omkostningsfuld, kan den aktive beskæftigelsespolitik føre til en lavere tilgang til kontanthjælp. Dette skyldes, at nogle personer enten helt vil undgå at blive ledige eller vælger at forsørge sig selv under ledighed for at undgå aktivering. Denne effekt afspejler tilgangen til ledighed og betegnes som sorteringseffekten.

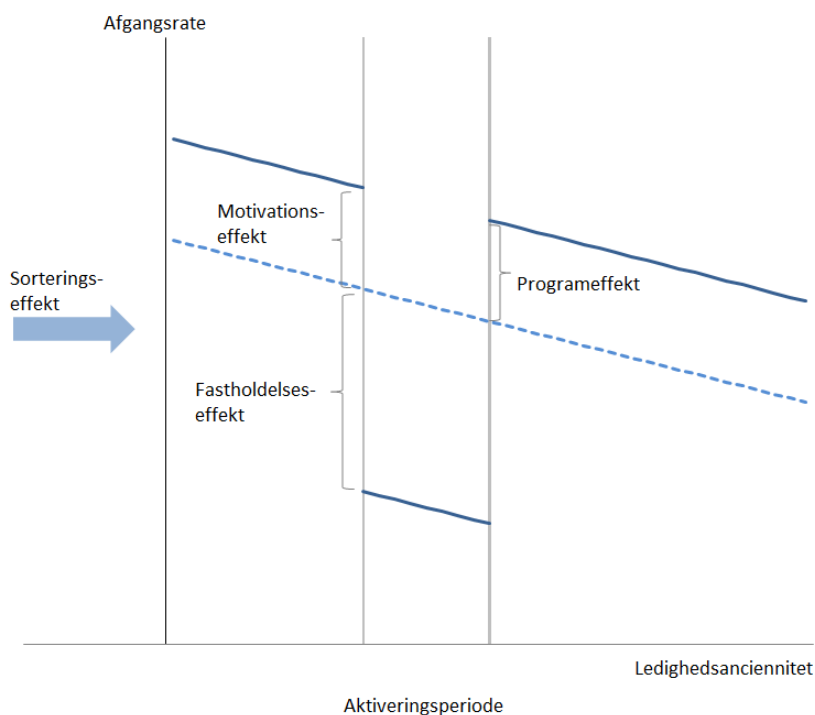
Jeg vil argumentere for at sorteringseffekten af virksomhedspraktik i nogen grad vil være begrænset. Dette skyldes bl.a., at det ikke er muligt at modtage kontanthjælp, hvis man enten har en formue man kan leve af eller hvis ens ægtefælle har mulighed for at forsørge vedkommende under ledighed. Derfor vil jeg forvente at hovedparten af de personer, der er berettiget til kontanthjælp også vil gøre brug af denne ret såfremt de bliver ledige.

2) *Motivationseffekten*: Muligheden for at kontanthjælpsmodtageren skal deltage i et fremtidigt aktiveringsforløb kan tilskynde kontanthjælpsmodtageren til at afgang fra ledighed, inden en egentlig aktiveringsindsats er begyndt - endnu engang fordi, at indsatsen for nogle personer kan være

omkostningsfuld. En sådan øget afgang fra ledighed allerede forud for et forestående aktiveringsforløb betegnes som motivationseffekten. Eksistensen af et aktivt aktiveringsregime kan derfor i sig selv have en effekt på ledigheden allerede forud for en egentlig indsats, da en aktiveringsindsats kan vurderes som alt for omkostningsfuld for den ledige (jf. sorterings- og motivationseffekten.)

Fastholdelses og programeffekten afspejler effekten af aktiveringsindsatsen hhv. *under* og *efter* aktiveringsforløbet. 3) *Fastholdelseseffekt*: Når kontanthjælpsmodtageren deltager i et aktiveringsforløb vil søgeintensiteten efter et arbejde i nogle tilfælde være lavere, fordi personen f.eks. har mindre tid til at søge job og skrive gode ansøgninger. Der kan også forekomme en fastholdelseseffekt hvis personen vurderer, at indsatsen giver nogle gunstige redskaber, og af den grund ønsker at færdiggøre aktiveringsforløbet. Derfor kan en indsats medvirke til en lavere overgang til beskæftigelse under aktivering og dermed fastholde personen i ledighed i længere tid ift. en situation, hvor personen ikke havde deltaget i aktiveringsindsatsen. Heraf kommer navnet fastholdelseseffekten.

4) *Programeffekt*: Hvis aktiveringsindsatsen rent faktisk har opkvalificeret kontanthjælpsmodtageren, og dermed forbedret personens udgangspunkt til at finde et arbejde, vil programeffekten være positiv på afgangens til beskæftigelse.



Figur 1. Teoretiske effekter af en indsats på afgangens til beskæftigelse

Figur 1 illustrerer hvordan den aktive beskæftigelsespolitik kan påvirke afgang fra ledighed igennem de fire gennemgåede kanaler. Af illustrationen er både motivations- og programeffekten positiv på afgang fra ledighed, mens fastholdelseeffekten sænker afgangsraten under aktiveringsforløbet. Dette er *ex-ante* bud på, hvordan den aktive beskæftigelsespolitik kan påvirke ledigheden, og det er klart, at en empirisk analyse af effekterne er nødvendig for at belyse både retningen og størrelsen på de *faktiske* effekter. Gennemgangen af de forskellige effekter skal derfor udelukkende bidrage med en forståelse af, hvordan den aktive beskæftigelsespolitik kan påvirke afgang fra ledighed på forskellige tidspunkter i ledighedsforløbet.

I indeværende analyse vil jeg udelukkende estimere fastholdelses- og programeffekten af et praktik forløb i en offentlig eller privat virksomhed. Da jeg ikke vil estimere motivationseffekten er både fastholdelses- og programeffekterne fundet i forhold til et kontrafaktisk udfald, hvor kontanthjælpsmodtageren *ikke* deltager i aktiveringsindsatsen men fortsat er ledig i et arbejdsmarked, hvor der eksisterer en generel udsigt til aktivering. Kravet om ret og pligt til aktivering betyder at alle kontanthjælpsmodtagere på et tidspunkt skal aktiveres, og derfor er udsigten til på et tidspunkt at skulle deltage i en aktiveringsindsats reel for alle kontanthjælpsmodtagere. Det skal derfor understreges, at de fundne effekter skal fortolkes i et regi, hvor en aktiv beskæftigelsesindsats er obligatorisk for alle, og det er således ikke muligt at udtale sig om effekternes størrelse i et arbejdsmarked med en passiv aktiveringspolitik.

2.3 Afhandlingens undersøgelse

Jeg vil med denne afhandling undersøge, hvilken effekt et forløb i virksomhedspraktik har på kontanthjælpsmodtagernes afgang fra kontanthjælpssystemet. Til denne undersøgelse har jeg derfor formuleret følgende problemformulering som det overordnede undersøgelsesspørgsmål for afhandlingen:

Hvilken effekt har deltagelse i virksomhedspraktik for kontanthjælpsmodtagernes udsigt til at komme i beskæftigelse? Samt hvordan påvirker deltagelse i virksomhedspraktik kontanthjælpsmodtagernes beslutning om at trække sig ud af arbejdsmarkedet ved at forsøge sig selv?

Til at besvare afhandlingens problemformulering vil jeg anvende en *timing-of-events* varighedsmodel, og jeg finder det således fordelagtigt at gennemgå en generel teori om varighedsmodeller, der kan bidrage til en bedre forståelse af disse modeller. Inden da vil jeg dog starte med at se nærmere på den anvendte population, som besvarelsen af problemformuleringen baserer sig på.

Desuden vil jeg udfolde min besvarelse af den overordnede problemformulering ved at undersøge forskellige aspekter af et praktikforløbs effekt på afgang til beskæftigelse eller selvforsørgelse. Først og fremmest vil jeg se nærmere på om der er forskel på effekterne af et praktikforløb afhængig af, om praktikken blev afholdt hos en offentlig eller privat virksomhed. Dernæst vil jeg i forlængelse af forrige afsnit undersøge, hvordan de to praktikordninger påvirker afgang fra ledighed både *under* såvel som *efter* deltagelsen i praktikforløbet. Afslutningsvist vil jeg undersøge om effekten varierer med tiden efter praktikforløbet er afsluttet samt se på, hvad deltagelse i et praktikforløb har af betydning for den estimerede afgang fra kontanthjælpssystemet.

3 Data

I analysen har jeg anvendt dansk registerdata fra Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, samt e-Indkomst. DREAM indeholder egentlige oplysninger om, hvilken offentlig ydelse en person har fået udbetalt. Af registeret er det muligt at skelne imellem udbetalinger af SU, kontanthjælp, dagpenge mm. (Danmarks Statistik. (2015)). Derudover er udbetalinger af bl.a. kontanthjælp opdelt alt efter, hvilken type aktiveringsindsats personen deltager i. Endelig er DREAM koblet med oplysninger fra e-Indkomst, der supplerer med information om en persons månedlig branchetilknytning tilbage til 2008. Ud fra DREAM og e-Indkomst er det muligt at identificere både ledigheds- og beskæftigelsesforløbene. På tidspunktet for indeværende analyse er det muligt at observere de egentlige overførselsindkomster frem til og med den 30. uge i 2015, mens den månedlige branchetilknytning kan observeres frem til og med juli 2015. Af den grund har jeg valgt at følge min population frem til og med juli 2015. Jeg vil i næste delafsnit specificere den anvendte population.

3.1 Dataudvælgelse

Analysen baserer sig på alle kontanthjælpsforløb (både vurderet arbejdsmarkedssparate og ikke-arbejdsmarkedssparate), der er påbegyndt i perioden fra d. 1. januar 2011 til 31. december 2013 (også kaldet for flow sampling). Kommunerne behandler et kontanthjælpsforløb som et 'nyt' forløb, såfremt personen ikke har været i berøring med systemet i mindst én kalendermåned forud for ledighedstidspunktet. Det betyder bl.a. at kravet om ret og pligt til aktivering 'nulstilles' ved mindst én kalendermåned uden udbetaling af kontanthjælp. Af den grund har jeg valgt at stille samme krav til de forløb, der indgår i populationen, hvilket konkret betyder, at jeg kun medtager kontanthjælpsforløb, der *ikke* er registreret med en udbetaling af kontanthjælp i mindst ni uger forud for påbegyndt ledighed³. Det skal bemærkes at såfremt en person opfylder dette krav mere end én gang i perioden fra d. 1. januar 2011 til 31. december 2013, vil den selvsamme person kunne indgå med mere end ét forløb i populationen. Jeg vil afslutningsvis i dette afsnit se nærmere på sammensætningen af den anvendte population, hvor jeg vil veksle mellem betegnelsen *forløb* og *personer*, når jeg refererer til kontanthjælpsforløbene i populationen. Dette har jeg bevidst valgt at gøre, fordi jeg til tider finder betegnelsen *forløb* en smule distanceret taget i betragtning af, at det drejer sig om faktiske mennesker.

Med den ikrafttrædende kontanthjælpsreform fra 1. januar 2014 fulgte en række ændringer, der særligt berørte unge kontanthjælpsmodtagere under 30 år. Kontanthjælpsreformen indebar bl.a.

³Ni uger er et tilstrækkeligt krav for at sikre mindst én kalendermåned uden berøring af kontanthjælpssystemet

en reduktion i kontanthjælpsydelsen for unge under 30 år, uden en kompetencegivende uddannelse, samt introduktionen af en ny aktiveringsindsats, der særligt er rettet mod de unge kontanthjælpsmodtagere. Jeg forventer derfor at gruppen af unge kontanthjælpsmodtagere vil ændre søgeadfærd omkring reformtidspunktet, og denne gruppe vil derfor adskille sig betydeligt fra resten af forløbene i populationen. Af den årsag har jeg udelukkende medtaget kontanthjælpsforløb for personer, der er fyldt 30 år. Yderligere frasorteres også kontanthjælpsmodtagere over 64 år, da denne gruppe befinder sig tæt på tilbagetrækningsalderen, og derfor også vil have en anden søgeadfærd end de resterende kontanthjælpsmodtagere.

Derudover indebar reformen en udvidelse af den gensidige forsørgerpligt til også at gælde for samlevende. Det betyder at kontanthjælpsmodtagere, der indgår i et parforhold, hvor partneren har mulighed for helt eller delvist at forsørge vedkommende vil opleve, at kontanthjælpsydelsen enten fjernes eller reduceres pr. 1. januar 2014. Dette kan naturligvis påvirke afgang til beskæftigelse og selvforsørgelse. Jeg vil derfor have denne reformændring for øje i min senere fortolkning af effekten af virksomhedspraktik.

3.2 Definitioner på forløb og afgangstilstande

I indeværende analyse behandler jeg et kontanthjælpsforløb som påbegyndt, når en person observeres med mindst fire sammenhængende ugers udbetaling af en kontanthjælpsydelse (arbejds-markedsparat og ikke-arbejds-markedsparat). Kontanthjælpsforløb der har en varighed på mindre end fire uger vælger jeg at betragte som midlertidige, og disse vil ikke være inkluderet i analysen. Det skyldes f.eks. at personer, der kræver en særlig udredning af, hvorvidt de er berettigede til en anden offentlig ydelse oftest midlertidigt bliver placeret i kontanthjælpssystemet.

Yderligere vil jeg vurdere et kontanthjælpsforløb som værende afsluttet når der i mindst fire sammenhængende uger *ikke* observeres en registreret kontanthjælpsydelse. Da korte perioder uden kontanthjælp oftest skyldes fejlregistreringer eller selvbetalt ferie, vil fravær i kontanthjælpssystemet i op til tre uger behandles som en midlertidig afgang, og perioden vil blive overskrevet med ledighed. Dertil skal det bemærkes, at denne databehandling er normal praksis i studier, der anvender DREAM til at identificere påbegyndelse og ophør af forløb (Sørensen, K., Arendt, J. & Andersen, H. (2014)), og jeg vil derfor følge denne praksis.

Et aktiveringsforløb påbegyndes ved blot to ugers sammenhængende udbetaling af en kontanthjælpsydelse under aktivering. Jeg har her valgt at slække på kravet for påbegyndelse, fordi der findes indsatser med en varighed på mindre end fire uger. Samtidig behandler jeg et aktiverings-

forløb som afsluttet, når der i to sammenhængende uger *ikke* er registreret nogen udbetalinger af kontanthjælp under aktivering. For at isolere effekten af et forløb i virksomhedspraktik, har jeg valgt udelukkende at medtage kontanthjælpsmodtagerens første aktiveringsforløb. Hvis kontanthjælpsmodtageren starter et nyt aktiveringsforløb efter f.eks. et forløb i virksomhedspraktik, er det ikke lige til at skelne mellem effekten fra virksomhedspraktikken og det andet aktiveringsforløb. Af den grund har jeg valgt at højre-censurere ledighedsforløbet, når det andet aktiveringsforløb påbegyndes.

Afgangstilstanden, som kontanthjælpsmodtageren befinder sig i efter endt ledighed, er bestemt ud fra den overførselsindkomst, som personen har størst tilknytning til i de første fire uger efter kontanthjælpsforløbets ophør. Hvis en kontanthjælpsmodtager i størstedelen af tiden, i de første fire uger efter kontanthjælpsforløbet, *ikke* er registreret med en udbetaling af en offentlig ydelse, vil personen være afgået til selvforsørgelse. En afgang til beskæftigelse er defineret ved, at kontanthjælpsmodtageren er registreret som selvforsørgende i de første fire uger efter endt ledighed samtidig med, at personen er tilknyttet en branche enten i indeværende måned eller i måneden efter. På den måde er en afgang til beskæftigelse mere restriktiv, da det kræver, at personen er selvforsørgende i alle fire uger efter endt ledighed samtidig med, at personen skal være tilknyttet en branche i enten indeværende eller efterfølgende måned. Jeg har valgt at kontrollere for branchetilknytning i både indeværende og efterfølgende måned af hensyn til varierende lønopgørelsesperioder. I denne analyse vil jeg udelukkende modellere afgange til beskæftigelse og selvforsørgelse, mens alle andre afgangstilstande vil blive højre-censureret på afgangstidspunktet.

3.3 Deskriptiv analyse af populationen

Den beskrevne sampling metode resulterer i en population på knap 96.000 kontanthjælpsforløb, hvoraf 8,3 pct. af forløbene var i praktik hos en privat virksomhed i det første aktiveringsforløb, mens 3,7 pct. af forløbene var i praktik hos en offentlig virksomhed, jf. tabel 1. Desuden er $\frac{2}{3}$ af alle kontanthjælpsforløbene berørt af en aktiveringsindsats i observationsperioden, hvilket formentlig kan tilskrives kravet om ret og pligt til aktivering for både arbejdsmarkedssparate og ikke-arbejdsmarkedssparate kontanthjælpsmodtagere.

Tabel 1: Population af kontanthjælpsforløb

	Forløb	Pct. af alle forløb
Alle forløb	95.969	
Forløb, der deltager i aktivering	64.728	67,4
-berørt af privat virksomhedspraktik	7.926	8,3
-berørt af offentlig virksomhedspraktik	3.519	3,7

Kontanthjælpsmodtagere, der deltager i virksomhedspraktik, påbegynder generelt deres første aktiveringsforløb på et senere tidspunkt i kontanthjælpsforløbet end kontanthjælpsmodtagere, der deltager i en anden aktiveringsindsats, jf. tabel 2. Jeg vil gøre opmærksom på, at opgørelsen af de gennemsnitlige varigheder, og påbegyndelsestidspunkter for aktivering udelukkende er baseret på afsluttede kontanthjælpsforløb, hvilket betyder, at igangværende kontanthjælpsforløb *ikke* er medtaget i opgørelsen. Konkret påbegynder kontanthjælpsmodtagere, der deltager i en anden aktiveringsindsats deres første aktiveringsforløb efter 14,9 ugers ledighed. På tilsvarende vis vil personer, der deltager i virksomhedspraktik i gennemsnit først starte efter 23,6 og 20,2 ugers ledighed afhængigt af om praktikforløbet afholdes hos hhv. en offentlig eller privat virksomhed. Deltagerne af virksomhedspraktik består således af en gruppe kontanthjælpsmodtagere, der er ledige i tilstrækkeligt lang tid til, at de bliver tilbudt et praktikforløb. Ud fra denne betragtning vil deltagerne af virksomhedspraktik derfor muligvis være en gruppe af svagere ledige, fordi de befinder sig længere væk fra arbejdsmarkedet ift. de resterende kontanthjælpsmodtagere.

Yderligere varer kontanthjælpsforløbene, for deltagerne af virksomhedspraktik, væsentligt længere tid, end kontanthjælpsforløbene for de personer, der er berørt af en anden aktiveringsindsats. Man bør være varsom i sammenligningen af disse gennemsnitlige varigheder, fordi det faktum at disse personer befinder sig længere tid på kontanthjælp potentielt også kan være årsagen til, at de bliver tildelt et praktikforløb hos en virksomhed. En sammenligning af de gennemsnitlige varigheder skal derfor ses i en kontekst af de senere påbegyndelsestidspunkter af praktikforløbene.

Et praktikforløb hos en privat virksomhed har i gennemsnit en varighed på knap 13 uger, og er således dén indsats, som har den korteste varighed, jf. tabel 2. Opgørelsen af de gennemsnitlige varigheder for aktiveringsforløbene er baseret på de *observerede* varigheder snarere end de *planlagte* varigheder. Såfremt en kontanthjælpsmodtager rent faktisk tilegner sig nogle kompetencer under praktikforløbet, der resulterer i, at personen kommer i beskæftigelse, så vil praktikforløbet afsluttes før det planlagte afslutningstidspunkt. På den måde kan opgørelsen af de gennemsnitlige varigheder af aktiveringsindsatserne være påvirket af, hvor godt aktiveringsindsatsen egentlig vir-

ker.

Endelig befinder kontanthjælpsmodtagere, der er berørt af en aktiveringsindsats sig i gennemsnit 13,6 uger mere i kontanthjælpssystemet end forløb, der slet *ikke* er berørt af en aktiveringsindsats, jf. tabel 2. Det kan formentligt skyldes, at de kontanthjælpsmodtagere, der *ikke* bliver aktiveret, består af en særlig gruppe af ressourcestærke kontanthjælpsmodtagere, der formår at afgå fra kontanthjælpssystemet inden tidspunktet for ret og pligt til aktivering.

Tabel 2: Gennemsnitlig varigheder samt gennemsnitlig påbegyndelsestidspunkt for aktivering

	Kontanthjælpsforløb	Første aktiveringsforløb	Påbegyndt aktivering
Alle forløb	31,4 uger	-	-
Forløb, der er berørt af aktivering	39,3 uger	13,9 uger	16,0 uger
<i>Privat virksomhedspraktik</i>	42,8 uger	12,9 uger	20,2 uger
<i>Offentlig virksomhedspraktik</i>	48,9 uger	14,9 uger	23,6 uger
<i>Anden aktivering</i>	38,2 uger	14,0 uger	14,9 uger
Forløb der <u>ikke</u> er berørt af aktivering	25,7 uger	-	-

Forløb, der er berørt af virksomhedspraktik, resulterer i højere grad i en højre-censurering ift. andelen af højre-censurerede forløb i populationen, jf. tabel 3. Blandt de forløb, der deltager i virksomhedspraktik, højre-censureres godt 80 pct. af forløbene, mens dette gør sig gældende for blot 62 pct. af alle kontanthjælpsforløbene i populationen. Her er det særligt påbegyndelse af det andet aktiveringsforløb, der driver den store forskel i censureringsandelene, jf. tabel 3. Eftersom deltagerne af virksomhedspraktik generelt befinder sig på kontanthjælp i længere tid er det forventeligt, at disse personer også i højere grad vil påbegynde deres andet aktiveringsforløb, og dermed blive højre-censureret.

Blandt alle kontanthjælpsmodtagerne afgang 21,1 pct. til beskæftigelse, mens dette gør sig gældende for blot 13,7 pct. og 10,2 pct. blandt de personer, der var berørt af en periode i praktik i hhv. en privat og offentlig virksomhed. Dette kan først og fremmest skyldes, at en del af kontanthjælpsmodtagerne vil være afgang til beskæftigelse inden de kommer i målgruppe for at blive aktivering. Derudover består deltagerne af virksomhedspraktik som sagt af en svagere gruppe af kontanthjælpsmodtagere, og det er derfor naturligt, at en større andel af alle kontanthjælpsforløbene afgang

til beskæftigelse, end blandt kontanthjælpsforløbene, der er berørt af virksomhedspraktik. Ligeledes afslutter kontanthjælpsforløb, der er berørt af virksomhedspraktik, også i mindre grad til selvforsørgelse.

Det skal bemærkes, at den store andel af højre-censureringer blandt kontanthjælpsforløbene, der er berørt af et praktikforløb kan slører den faktiske fordeling af afgangstilstandene. Dette skyldes, at en stor andel af de højre-censurerede kontanthjælpsforløb kan afgå til beskæftigelse eller selvforsørgelse efter censureringsstidspunktet.

Tabel 3: Fordeling af afgangstilstande

Afgangstilstande	Alle forløb	<i>Berørt af virksomhedspraktik</i>	
		Privat	Offentlig
Beskæftigelse	21,1	13,7	10,2
Selvforsørgelse	16,5	8,1	7,8
Højre-censurerede	62,4	78,2	81,9
Censurerings årsager			
- <i>Starter et andet aktiveringsforløb</i>	64,9	79,0	76,4
- <i>Anden offentlig ydelse</i>	21,4	12,2	14,5
- <i>Ikke mere data</i>	13,7	8,7	9,1

Populationen består hovedsageligt af enlige kontanthjælpsmodtagere, hvilket formentligt kan tilskrives reglen om gensidig forsørgerpligt for gifte, der indebærer, at retten til kontanthjælp bortfalder, når ægtefællen har mulighed for at forsørge vedkommende. Endvidere er populationen i højere grad repræsenteret af personer af dansk herkomst samt personer i alderen 30-39 år, mens der er en lille overvægt af mænd i populationen, jf. tabel 4. Yderligere er der stor variation i hvilke typer af kommuner, der tilbyder et praktikforløb i enten en privat eller offentlig virksomhed. Her er yder- og landkommuner mere tilbøjelige til at sende kontanthjælpsmodtagerne i virksomhedspraktik og særligt hos en offentlig virksomhed, mens bykommuner i langt mindre grad anvender praktikordningerne som aktiveringsindsats. Dog anvender bykommunerne den private ordning i højere grad end den offentlige ordning. Mænd deltager i højere grad i virksomhedspraktik hos en privat virksomhed end kvinder, mens kvinder omvendt i højere grad deltager i et praktikforløb hos en offentlig virksomhed. Der er derfor nogle særlige person- og kommune karakteristika repræsenteret blandt kontanthjælpsforløbene, der deltager i de to praktikordninger.

Tabel 4: Fordeling af baggrundskarakteristika

Karakteristika	Alle forløb	Berørt af virksomhedspraktik	
		Privat	Offentlig
Alder			
<i>30-39 år</i>	45,9	46,0	42,6
<i>40-49 år</i>	34,0	34,9	34,2
<i>50-59 år</i>	18,1	17,4	21,0
<i>60-64 år</i>	2,0	1,7	2,2
Køn			
<i>Mand</i>	58,7	65,2	46,6
<i>Kvinde</i>	41,3	34,8	53,4
Civilstatus			
<i>Gift/registreret partnerskab</i>	26,4	21,2	20,8
<i>Enlig/samlevende</i>	73,6	78,8	79,2
Herkomst			
<i>Dansk oprindelse</i>	71,6	81,2	83,2
<i>Vestlige indvandre/efterkommere</i>	5,9	4,7	4,8
<i>Ikke-vestlige indvandre/efterkommere</i>	22,5	14,1	12,0
Kommune			
<i>Mellemstor kommune</i>	16,1	15,8	15,9
<i>Land- eller yderkommune</i>	32,2	43,5	48,7
<i>By kommune</i>	51,6	40,7	35,4

Kontanthjælpsmodtagere der er berørt af et praktikforløb hos enten en offentlig eller privat virksomhedspraktik har en lavere beskæftigelsesgrad året før ledighed ift. alle kontanthjælpsmodtagerne i populationen, jf. tabel 5. Særligt personer, der deltager i virksomhedspraktik hos en privat virksomhed har en lavere tilknytning til arbejdsmarkedet det første år umiddelbart før ledighed. Hvis man derimod sammenholder beskæftigelsesgraden 2 og 3 år forud for ledighed er der ikke nævneværdig forskel i tilknytningen til arbejdsmarkedet for alle kontanthjælpsmodtagerne i populationen sammenlignet med de personer, der var berørt af virksomhedspraktik. Det er værd at bemærke, at kontanthjælpsmodtagerne generelt har en lav tilknytning til arbejdsmarkedet, idet personerne i gennemsnit er beskæftiget mindre end $\frac{1}{4}$ af tiden.

Tabel 5: Gennemsnitlig tidligere arbejdsmarkedstilknytning

	<i>Berørt af virksomhedspraktik</i>		
	Alle forløb	Privat	Offentlig
Pct. af tiden 1 år forud for ledighed			
<i>Beskæftigelse</i>	22,1	19,2	16,7
<i>Sygedagpenge</i>	17,1	22,5	24,9
<i>Anden offentlig forsørgelse</i>	49,7	57,3	64,2
Pct. af tiden 2 og 3 år forud for ledighed			
<i>Beskæftigelse</i>	25,4	25,0	24,4
<i>Sygedagpenge</i>	9,6	12,4	14,3
<i>Anden offentlig forsørgelse</i>	49,9	55,1	60,3
Arbejdsmarkedssparat ved påbegyndt ledighed	17,9	20,3	21,0

Yderligere er kontanthjælpsmodtagerne, der er berørt af virksomhedspraktik, i gennemsnit mere på sygedagpenge eller modtager en anden offentlig ydelse. Dette gælder både i det første år inden ledighed samt for 2 og 3 år forud for kontanthjælpsforløbet. Det fremgår af tabel 5 at personer, der har deltaget i offentlig virksomhedspraktik, i gennemsnit har en større grad af både sygedagpenge og anden offentlig forsørgelse samtidig med, at disse forløb i mindre grad har tilknytning til arbejdsmarkedet i det seneste år forud for kontanthjælpsforløbet. På den baggrund kan de personer, der bliver tildelt et praktikforløb i en virksomhed, muligvis opleve særlige udfordringer i at få fodfæste på arbejdsmarkedet.

4 Teori

En varighedsmodel er en model for den tid, der går fra, at en person indtræder i en given tilstand til, at personen forlader tilstanden. I denne analyse er den givne tilstand det at være ledig på en kontanthjælpsydelse. Til evalueringen af virksomhedspraktik vil jeg opstille en model for varigheden af et kontanthjælpsforløb, og jeg vil derfor i indeværende afsnit se nærmere på egenskaberne for en varighedsmodel.

4.1 Egenskaber ved varighedsfordelingen

Varigheden af et kontanthjælpsforløb er givet ved en realisation af en stokastisk variabel, T . Eftersom en varighed aldrig kan være negativ vil det gælde, at $T \geq 0$. Den kummulative sandsynlighedsfordeling for T er givet ved funktionen $F(t)$, som jeg i denne analyse vil betegne som *afgangsfunktionen*. Afgangsfunktionen er givet ved,

$$F(t) = P(T \leq t), \quad t \geq 0 \quad (1)$$

$F(t)$ angiver sandsynligheden for at være afgået fra tilstanden inden tidspunktet t . Omvendt angiver *overlevelsesfunktionen* sandsynligheden for, forsat at befinde sig i den givne tilstand til tidspunktet t . Overlevelsesfunktionen kan findes ud fra afgangsfunktionen på følgende måde,

$$S(t) = 1 - F(t) = P(T > t), \quad t \geq 0 \quad (2)$$

En egenskab ved overlevelsesfunktionen er, at der gælder $S(0) = 1$, hvilket betyder, at det ikke er muligt at afgang fra tilstanden i tidspunktet 0. Hvis $F(t)$ er differentiabel, eksisterer tæthedsfunktionen (herefter pdf), der er givet ved $f(t) = \partial F(t)/\partial t$. Den ubetingede sandsynlighed for at afgang fra en given tilstand, til tidspunktet t , kan derfor udtrykkes ved $f(t)\Delta t$ når $\Delta t \rightarrow 0$. Der er her tale om en ubetinget sandsynlighed i den forstand, at det ikke er betinget af overlevelse op til tidspunktet t . Derfor er en mere interessant sandsynlighed den *betingede* sandsynlighed, $P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)$, som netop angiver sandsynligheden for at afgang fra tilstanden til tidspunktet t , *givet* at personen endnu ikke er afgået før tidspunktet t . Udledelsen af den betingede sandsynlighed beror på Bayes regel, og er konkret givet ved,

$$P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t) = \frac{\overbrace{P(T \geq t | t \leq T < t + \Delta t)}^{=1} \cdot P(t \leq T < t + \Delta t)}{P(T \geq t)} = \frac{P(t \leq T < t + \Delta t)}{P(T \geq t)}$$

Jeg benytter her, at den betingede sandsynligheden for at overleve op til eller forbi tidspunkt t givet, at tilstanden forlades i intervallet $[t; t + \Delta t]$ er lig 1. Denne beregningsgang kan generelt overføres til betingede sandsynligheder af varigheder, og jeg vil senere gøre brug af denne beregningsgang i definitionen af forskellige sandsynligheder for varigheden.

Fra den betingede sandsynlighed kan én af de essentielle måleenheder i varighedsmodeller, nemlig *hazardraten*, konstrueres. Hazardraten er et udtryk for med, hvilken rate et forløb afgår fra tilstanden til tidspunktet t , når der er betinget på overlevelse op til det givne tidspunkt. På samme måde som tæthedsfunktionen sammenfatter koncentrationen af afgang til hvert tidspunkt t , vil hazardraten ligeledes sammenfatte denne koncentration, blot betinget på overlevelse op til tidspunkt t . Hazardraten kan simpelt udtrykkes ved afgangsfunktionen og T 's pdf på følgende måde,

$$\theta(t) = \left(\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \right) = \left(\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t} \right) \cdot \frac{1}{P(T \geq t)} = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (3)$$

$S(t)$, $F(t)$ og $\theta(t)$ er alle egenskaber for fordelingen af T , der skal vise sig at være relevante når sandsynligheden, for en afgang fra den givne tilstand til konkrete tidspunkter, skal specificeres. Disse sandsynligheder funderer i høj grad på en naturlig relation mellem $S(t)$, $F(t)$ og $\theta(t)$, der gør det muligt at udlede de to andre funktioner, når blot ét af udtrykkene er kendt. Jeg vil udforske de tre funktioners indbyrdes relation ved at se nærmere på hazardratens form, der kan omformes på følgende vis,

$$\theta(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{\partial F(t)/\partial t}{S(t)} = \frac{\partial [1 - S(t)]/\partial t}{S(t)} = \frac{-\partial S(t)/\partial t}{S(t)} = \frac{\partial(-\ln[S(t)])}{\partial t}$$

Her har jeg anvendt differentiationsreglen; $\partial \ln[h(x)]/\partial x = h'(x)/h(x)$. Ved at integrere på begge sider af lighedstegnet er det muligt at udtrykke overlevelsesfunktionen som en funktion af hazardraten,

$$\int_0^t \theta(u) du = -\ln[S(t)] \Big|_0^t = -\ln[S(t)] + \ln[S(0)] = -\ln[S(t)]$$

Jeg har her benyttet, at $S(0) = 1$. Ved simple omregninger kan overlevelsesfunktionen findes som en funktion af hazardraten,

$$\begin{aligned} \ln[S(t)] &= -\int_0^t \theta(u) du \\ \Leftrightarrow S(t) &= \exp\left(-\int_0^t \theta(u) du\right) \end{aligned}$$

Ligning(2) gør det muligt at finde et udtryk for afgangsfunktionen, hvorfra det er muligt at udlede T 's pdf. Igennem relationen mellem $S(t)$, $F(t)$ og $\theta(t)$ er det muligt at udtrykke alle sandsynligheder

direkte ud fra hazardraten. To sandsynligheder, der er nyttige at kende er,

$$\begin{aligned} P(T \geq t_2 | T \geq t_1) &= \frac{1-F(t_2)}{1-F(t_1)} = \exp\left(-\int_{t_1}^{t_2} \theta(u) du\right) \\ P(t_1 \leq T < t_2 | T \geq t_1) &= \frac{F(t_2)-F(t_1)}{1-F(t_1)} = 1 - \exp\left(-\int_{t_1}^{t_2} \theta(u) du\right) \end{aligned} \quad (4)$$

Her er særligt den sidstnævnte sandsynlighed anvendelig, når likelihoodfunktionen for varighedsmodellen skal opstilles. Jeg vil i et senere afsnit vende tilbage til selve konstruktionen af likelihoodfunktionen.

Introduktion af kovariater

Når varighedsmodeller anvendes i økonomiske analyser, er det typisk med det formål at kunne udtale sig om den partielle effekt af en given karakteristika på selve varigheden. Eksempelvis kan karakteristika såsom køn og etnicitet påvirke varigheden af et kontanthjælpsforløb forskelligt, og det er derfor relevant at få indarbejdet disse karakteristika i hazardraten. Hvis de personspecifikke karakteristika ikke varierer over tid, kan disse simpelt indarbejdes ved at betinge hazardraten på et sæt af karakteristika,

$$\theta(t; X) = \left(\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | X)}{\Delta t} \right) \cdot \frac{1}{P(T \geq t)} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t, X)}{\Delta t}$$

Her er sættet af karakteristika opsummeret i kovariaten X . Den teoretiske gennemgang er fortsat gældende såfremt der betinges med X på både afgangsfunktionen og tæthedsfunktionen af T . Den betingede hazardrate kan eksempelvis stadig findes ved ligning (3), når blot $f(t)$ erstattes med $f(t; X)$, og $F(t)$ erstattes med $F(t; X)$,

$$\theta(t; X) = \frac{f(t; X)}{1 - F(t; X)}$$

Hvis de personspecifikke karakteristika varierer over tid bliver udtrykket for hazardraten mere kompliceret, fordi der ikke længere findes en konstant betinget fordeling af T , men at den betingede fordeling af T varierer med tiden t . Ikke desto mindre er det nødvendigt at medtage tidsvarierende kovariate i indeværende analyse af varigheden af et kontanthjælpsforløb, når effekten af et forløb i virksomhedspraktik skal evalueres. Jeg vil i et senere afsnit vende tilbage til, hvordan tidsvarierende kovariate kan indarbejdes i varighedsmodellen. For den resterende del af det teoretiske afsnit vil jeg, for notationens skyld, forsætte gennemgangen uden at betinge med kovariaten X .

Intervalcensurering

I forrige afsnit 3 om datakilder beskrev jeg, at tidsindekset i DREAM-registeret har en karakter af diskret tid, da det kun er muligt at observere overgange fra uge til uge. Det betyder derfor også, at varigheden af et kontanthjælpsforløb kun kan observeres i hele uger. I praksis er der intet, som afholder en person fra at afslutte sit kontanthjælpsforløb i løbet af alle ugens dage, og der er derfor ingen grund til at tro, at det underliggende tidsindeks reelt forekommer på ugebasis. Derfor vil jeg betragte det diskrete tidsindeks i DREAM-registeret udelukkende som en konsekvens af sampling metoden for datasættet.

Den diskrete karakter i DREAM-registeret betyder, at det ikke er muligt at observere den eksakte dag for, hvornår et forløb ophører, men blot at det er ophørt indenfor en given uge. Der er således tale om en form for intervalcensurering af overgangene i datasættet. Intervallerne har alle en længde på præcis én uge, og kan defineres med følgende notation,

$$]j - 1, j] \quad j = 1, 2, \dots, J$$

Hvor uge j starter umiddelbart efter $j - 1$, og slutter ved udgangen af j . Den *intervalcensurerede hazardrate* for uge j kan udtrykkes igennem den kontinuerte hazardrate ved at gøre brug af (4) på følgende vis,

$$\begin{aligned} h(j) &= P(j - 1 < T \leq j | T > j - 1) = \frac{F(j) - F(j-1)}{1 - F(j-1)} \\ &= 1 - \exp\left(-\int_{j-1}^j \theta(u) du\right) \end{aligned} \quad (5)$$

Det skal bemærkes, at der gælder $0 \leq h(j) \leq 1$ hvilket gør, at den intervalcensurerede hazardrate, modsat den kontinuerte hazardrate, i sig selv er en betinget sandsynlighed. Et resultat heraf er, at sandsynligheden for at afgang fra tilstanden til tiden t , betinget på overlevelse op til det givne tidspunkt, blot er $h(j)$ mens sandsynligheden for, at der *ikke* sker en overgang indenfor en given uge j er givet ved $1 - h(j)$. Sandsynligheden for, at overleve forbi udgangen af uge j kan herfra konstrueres som produktet af sandsynligheden for *ikke* at afgang i hver uge op til og med uge j . Konkret kan overlevelsessandsynligheden, i det intervalcensurerede tilfælde, udtrykkes vha. de intervalcensurerede hazardrater på følgende måde,

$$\begin{aligned} S(j) &= [1 - h(1)][1 - h(2)] \dots [1 - h(j-1)][1 - h(j)] \\ &= \prod_{t=1}^j [1 - h(t)] \end{aligned}$$

4.2 Konkurrerende risiko i overgangstilstandene

Indtil nu har jeg bygget det teoretiske fundament op således, at enhver afgang fra tilstanden afslutter kontanthjælpsforløbet og der skelnes derfor ikke imellem hvilke tilstande, der overgås til. I indeværende analyse kan et kontanthjælpsforløb afsluttes med en afgang til beskæftigelse eller selvforsørgelse, der ud fra et samfundsøkonomisk perspektiv, må betragtes som meget forskellige tilstande. Det er derfor relevant at udvide modellen således, at et kontanthjælpsforløb kan afsluttes ved en overgang til adskillige tilstande. I praksis vil jeg skelne imellem en *initialtilstand* og flere *afgangstilstande*, hvor tiden i initialtilstanden er det, som jeg ønsker at opstille en model for, mens en overgang til én af afgangstilstandene vil udløse den observerede varighed af forløbet i initialtilstanden. En sådan modelspecifikation, hvor forløbet i initialtilstanden kan afsluttes ved en overgang til én af flere afgangstilstande, refererer til en varighedsmodel med *konkurrerende risiko* imellem afgangstilstandene. Jeg vil derfor med dette afsnit beskrive, hvorledes konkurrerende risiko imellem afgangstilstandene kan introduceres i en varighedsmodel, der er baseret på intervalcensureret data.

I følgende teoretiske gennemgang vil jeg tage udgangspunkt i det tilfælde, hvor et forløb kan afsluttes ved enten en afgang til tilstand A eller ved en afgang til tilstand B . I datasættet vil det dermed være muligt at observere enten; ingen afgang, en afgang til tilstand A eller en afgang til tilstand B . Dermed kan den *observerede* varighed opskrives ved udtrykket $T = \min\{T_A, T_B, T_C\}$, hvor T_C angiver, at der ikke er observeret nogen afgange fra initialtilstanden, og forløbet derfor er censureret. På den måde vil varigheden til tilstand A og B være latente i den forstand, at det kun er den ene af de to afgange, som kan observeres - nemlig den afgang, der indtræder først. Til hver afgangstilstand er der tilknyttet en tilstandsspecifik hazardrate, der sammen med en samlet hazardrate er noteret ved,

$\theta_A(t)$: er den latente (kontinuerte) hazardrate for en afgang til tilstand A med en dertilhørende tæthedsfunktion $f_A(t)$ for T_A .

$\theta_B(t)$: er den latente (kontinuerte) hazardrate for en afgang til tilstand B med en dertilhørende tæthedsfunktion $f_B(t)$ for T_B .

$\theta(t)$: er den samlede (kontinuerte) hazardrate for en afgang til en hvilken som helst tilstand, som afslutter forløbet.

Da varigheden til de forskellige afgangstilstande er latente, er det ikke muligt at koble de observerede hazardrater direkte til de tilstandsspecifikke hazardrater uden at gøre sig yderligere antagelser.

Derfor vil jeg antage følgende,

A.1 Uafhængighed mellem varighederne T_A og T_B : $T_A \perp T_B$

Fra (3) er det kendt, at hazardraten kan findes ved den betingede sandsynlighed for at afgå indenfor intervallet $[t; t + \Delta t]$ givet overlevelse op til tidspunktet t . Under antagelse A.1 kan den betingede sandsynlighed opsplittes i følgende to betingede sandsynligheder,

$$\begin{aligned} P(t \leq T < t + \Delta t | T > t) &= P(t \leq T_A < t + \Delta t | T_A > t, T_B > T_A) \\ &+ P(t \leq T_B < t + \Delta t | T_B > t, T_A > T_B) \end{aligned}$$

Under antagelse A.1 kan den første betingede sandsynlighed i ovenstående udtryk omskrives på følgende måde,

$$\begin{aligned} \Rightarrow P(t \leq T_A < t + \Delta t | T_A > t, T_B > T_A) &= P(t \leq T_A < t + \Delta t, T_A > t, T_B > T_A) \cdot \frac{1}{P(T_A > t, T_B > T_A)} \\ &= P(t \leq T_A < t + \Delta t, T_A > t) \cdot \frac{P(T_B > T_A)}{P(T_A > t)P(T_B > T_A)} \\ &= P(t \leq T_A < t + \Delta t, T_A > t) \cdot \frac{1}{P(T_A > t)} \\ &= P(t \leq T_A < t + \Delta t | T_A > t) \end{aligned}$$

På samme måde gælder det, at $P(t \leq T_B < t + \Delta t | T_B > t, T_A > T_B) = P(t \leq T_B < t + \Delta t | T_B > t)$. Derfor er det muligt at udtrykke den samlede hazardrate ved summen af de tilstandsspecifikke hazardrater,

$$\begin{aligned} \theta(t) &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} P(t \leq T < t + \Delta t | T > t) \\ &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \left(P(t \leq T_A < t + \Delta t | T_A > t) \right) + \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \left(P(t \leq T_B < t + \Delta t | T_B > t) \right) \\ &= \theta_A(t) + \theta_B(t) \end{aligned}$$

Med dette resultat og ligning (5) kan den samlede intervalcensurerede hazardrate findes ved,

$$h(j) = 1 - \exp \left(- \int_{j-1}^j [\theta_A(u) + \theta_B(u)] du \right)$$

Ligeledes kan de tilstandsspecifikke hazardrater findes direkte af ligning (5) ved at indsætte de kontinuerte tilstandsspecifikke hazardrater,

$$\begin{aligned} h_A(j) &= 1 - \exp \left(- \int_{j-1}^j \theta_A(u) du \right) \\ h_B(j) &= 1 - \exp \left(- \int_{j-1}^j \theta_B(u) du \right) \end{aligned}$$

Med disse udtryk kan den samlede intervalcensurerede hazardrate $h(j)$ specificeres igennem de

tilstandsspecifikke intervalcensurerede hazardrater på følgende måde,

$$\begin{aligned}
 h(j) &= 1 - \exp\left(-\int_{a_{j-1}}^{a_j} \theta_A(u)du - \int_{a_{j-1}}^{a_j} \theta_B(u)du\right) \\
 &= 1 - \left[\exp\left(-\int_{a_{j-1}}^{a_j} \theta_A(u)du\right) \exp\left(-\int_{a_{j-1}}^{a_j} \theta_B(u)du\right)\right] \\
 &= 1 - \left\{\left[1 - \left(1 - \exp\left(-\int_{a_{j-1}}^{a_j} \theta_A(u)du\right)\right)\right] \left[1 - \left(1 - \exp\left(-\int_{a_{j-1}}^{a_j} \theta_B(u)du\right)\right)\right]\right\} \\
 &= 1 - \left[(1 - h_A(j))(1 - h_B(j))\right]
 \end{aligned}$$

Den samlede intervalcensurerede hazardrate er givet ved; én fratrukket sandsynlighed for *ikke* at afgå i intervallet j . Under antagelse A.1 er sidstnævnte givet ved produktet af sandsynligheden for, at der hverken sker en afgang til tilstand A eller til tilstand B i intervallet j . Sagt på en anden måde kan sandsynligheden for, at der *ikke* sker en afgang i intervallet j findes ved, $1 - h(j) = (1 - h_A(j))(1 - h_B(j))$. Et andet resultat af antagelse A.1 er, at overlevelsessandsynligheden for fortsat at befinde sig i initialtilstanden i interval j er multiplikativ i de tilstandsspecifikke overlevelsesfunktioner,

$$\begin{aligned}
 S(j) &= [1 - h(1)][1 - h(2)] \dots [1 - h(j)] \\
 &= [(1 - h_A(1))(1 - h_B(1))][(1 - h_A(2))(1 - h_B(2))] \dots [(1 - h_A(j))(1 - h_B(j))] \\
 &= [(1 - h_A(1))(1 - h_A(2)) \dots (1 - h_A(j))] \times [(1 - h_B(1))(1 - h_B(2)) \dots (1 - h_B(j))] \\
 &= S_A(j)S_B(j)
 \end{aligned}$$

Likelihoodfunktionen

I det følgende vil jeg introducere likelihoodfunktionen for en varighedsmode med konkurrerende risiko imellem to afgangstilstande. Når der er to konkurrerende risiko imellem afgangstilstandene, vil hvert forløb kunne have ét af følgende tre mulige bidrag til likelihoodfunktionen, \mathcal{L} ,

\mathcal{L}_A : når et forløb afgår til tilstand A .

\mathcal{L}_B : når et forløb afgår til tilstand B .

\mathcal{L}_C : når et forløb censureres.

I følgende afsnit vil jeg gennemgå disse tre mulige bidrag, hvor jeg vil starte med at se på det simpleste af udtrykkene, nemlig \mathcal{L}_C , og dernæst udlede udtrykkene for \mathcal{L}_A og \mathcal{L}_B .

Hvert forløb kan observeres fra det tidspunkt, hvor forløbet starter til og med et fast kalendertidspunkt t^* . Eftersom et forløb kan starte på forskellige kalendertidspunkter, vil forløbenes observationsperiode J have forskellige længder. Da det ikke er muligt at observere varigheden af forløb, der

endnu ikke er afsluttet inden kalendertidspunktet t^* , vil disse forløb blive højre-censureret. Til kalendertidspunktet t^* vil et forløb derfor enten kunne observeres som afgået eller højre-censureret. På den måde vil de censurerede forløb kun bidrage med information om, at forløbet fortsat er overlevet i initialtilstanden til tidspunkt J . Konkret vil bidraget til likelihoodfunktionen for et censureret forløb være givet ved,

$$\begin{aligned}\mathcal{L}_C = P(T > J) &= S(J) = S_A(J)S_B(J) \\ &= \prod_{j=1}^J [1 - h_A(j)][1 - h_B(j)] \\ &= \prod_{j=1}^J \exp\left(\int_{j-1}^j \theta_A(u) du\right) \exp\left(\int_{j-1}^j \theta_{B_i}(u) du\right) \\ &= \prod_{j=1}^J \exp\left(-\int_{j-1}^j [\theta_A(u) + \theta_B(u)] du\right)\end{aligned}$$

Jeg vil nu se nærmere på udtrykkene \mathcal{L}_A og \mathcal{L}_B , der kompliceres af, at datasættet er intervalcensureret. Udfordringen består i, at det med intervalcensureret data er muligt, at der sker en afgang til mere end én af de latente tilstande indenfor hver uge. For at kunne specificere \mathcal{L}_A er det derfor ikke længere tilstrækkeligt at finde sandsynligheden for, at en given overgang forekommer i intervallet j , men det er også nødvendigt, at overgangen til tilstand A forekommer før en latent overgang til tilstand B . I tilfældet med to mulige afgangstilstande kan dette formuleres ved den simultane sandsynlighed for, at forløbet afsluttes indenfor intervallet j samtidigt med, at den latente afgang til tilstand A forekommer *før* den latente afgang til tilstand B . Den simultane sandsynlighed kan opskrives ved følgende,

$$\begin{aligned}\mathcal{L}_A &= P(j-1 < T_A \leq j, T_B > T_A) \\ &= P(j-1 < T_A \leq j, j \geq T_B > T_A) + P(j-1 < T_A \leq j, T_B > j, T_B > T_A) \\ &= \underbrace{P(j-1 < T_A \leq j, j \geq T_B > T_A)}_{\text{Første led}} + \underbrace{P(j-1 < T_A \leq j, T_B > j)}_{\text{Andet led}}\end{aligned}$$

Udtrykket for \mathcal{L}_A er opsplittet i to led, som jeg kort vil redegøre for i omvendt rækkefølge, da første led er en korrektion af andet led. Det andet led bidrager med information til likelihoodfunktionen når det er kendt, at der *ikke* kan forekomme en afgang til tilstand B inden for intervallet j , mens det første led fungerer som en korrektion af, at en afgang til tilstand B indenfor intervallet j faktisk er muligt når datasættet er intervalcensureret.

Med antagelse A.1 er det muligt at opsplitte den simultane sandsynlighed fra det andet led i \mathcal{L}_A

på følgende måde,

$$\begin{aligned} P(j-1 < T_A \leq j, T_B > j) &= P(j-1 < T_A \leq j) \cdot P(T_B > j) \\ &= [F_A(j) - F_A(j-1)] \cdot S_B(j) = [S_A(j-1) - S_A(j)] \cdot S_B(j) \end{aligned} \quad (6)$$

Mens det første led i \mathcal{L}_A kan findes ved følgende dobbeltintegral,

$$\begin{aligned} P(j-1 < T_A \leq j, j \geq T_B > T_A) &= \int_{j-1}^j \int_u^j f_B(v) f_A(u) dv du \\ &= \int_{j-1}^j \left[1 - S_B(v) \right]_{v=u}^{v=j} f_A(u) du \\ &= \int_{j-1}^j [S_B(u) - S_B(j)] f_A(u) du \\ &= \int_{j-1}^j S_B(u) f_A(u) du - S_B(j) [S_A(j-1) - S_A(j)] \end{aligned} \quad (7)$$

Ved at samle de to simultane sandsynligheder fra (6) og (7) kan bidraget til likelihoodfunktionen ved en overgang til tilstand A reduceres til følgende,

$$\mathcal{L}_A = \int_{j-1}^j S_B(u) f_A(u) du \quad (8)$$

Da \mathcal{L}_A afhænger af, hvordan overlevelsesfunktionen $S_B(u)$ og tæthedsfunktionen $f_A(u)$ er specificeret indenfor intervallet j , er det ikke muligt at udlede et eksplicit udtryk for \mathcal{L}_A uden at gøre sig yderligere antagelser om formen af hazardraten indenfor hvert interval. Én mulig løsning er at antage,

A.2 Konstante tilstandsspecifikke hazardrater indenfor hvert tidsinterval,

$$\begin{aligned} \theta_A(t) &= \bar{\theta}_{Aj} && \text{når } j-1 < t \leq j \\ \theta_B(t) &= \bar{\theta}_{Bj} && \text{når } j-1 < t \leq j \\ \Rightarrow \theta(t) &= \bar{\theta}_{Aj} + \bar{\theta}_{Bj} = \bar{\theta}_j && \text{når } j-1 < t \leq j \end{aligned}$$

Antagelse A.2 betyder, at den tilstandsspecifikke hazardrate til tilstand A er konstant indenfor intervallet j , hvilket medfører, at den intervalcensurerede hazardrate også er konstant indenfor intervallet j ,

$$h_A(j) = 1 - \exp\left(-\int_{j-1}^j \theta_A(u) du\right) = 1 - \exp(-\bar{\theta}_{Aj}) \text{ når } j-1 < t \leq j$$

På samme måde kan det vises, at $h_B(j) = 1 - \exp(-\bar{\theta}_{Bj})$ og $h(j) = 1 - \exp(-\bar{\theta}_j)$. Når de

tilstandsspecifikke hazardrater antages at være konstante indenfor hvert interval, kan overlevelsesfunktionen for T_B til tidspunkt $j - 1 < u \leq j$ findes ved,

$$\begin{aligned} S_B(u) &= S_B(j - 1)(1 - h_B(u)) \\ &= S_B(j - 1) \exp(-\bar{\theta}_B(u - (j - 1))) \text{ når } j - 1 < u \leq j \end{aligned} \quad (9)$$

Dette er ligeledes et gældende udtryk for overlevelsesfunktionen til tilstand A , når notationen B vel at mærke erstattes med A . Jeg har derfor nu den første del af udtrykket i ligning (8) på plads, og der udestår således kun at finde et udtryk for tæthedsfunktionen til tidspunkt u for at nå frem til et eksplicit udtryk for \mathcal{L}_A .

Med ovenstående udtryk for overlevelsesfunktionen til tidspunkt u , der vel at mærke er et tidspunkt, der ligger *inde* i intervallet j , er det muligt at opstille følgende udtryk for tæthedsfunktionen til T_A ,

$$\begin{aligned} f_A(u) &= \theta_A(u)S_A(u) = \bar{\theta}_{Aj}S_A(u) \\ &= \bar{\theta}_{Aj}S_A(j - 1) \exp(-\bar{\theta}_{Aj}(u - (j - 1))) \text{ når } j - 1 < u \leq j \end{aligned} \quad (10)$$

Igen kan udledningen af tæthedsfunktionen også udføres for T_B . Med konkrete udtryk for $f_A(u)$ og $S_B(u)$ kan (8) endeligt findes ved at indsætte udtrykkene fra (10) og (9),

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_A &= \int_{j-1}^j S_B(j - 1) \exp(-\bar{\theta}_{Bj}(u - (j - 1))) \cdot \bar{\theta}_{Aj}S_A(j - 1) \exp(-\bar{\theta}_{Aj}(u - (j - 1))) du \\ &= S_B(j - 1)S_A(j - 1) \cdot \bar{\theta}_{Aj} \int_{j-1}^j \exp(-(\bar{\theta}_{Aj} + \bar{\theta}_{Bj})(u - (j - 1))) du \\ &= S(j - 1) \cdot \bar{\theta}_{Aj} \left[-\frac{1}{\bar{\theta}_{Aj} + \bar{\theta}_{Bj}} \exp(-(\bar{\theta}_{Aj} + \bar{\theta}_{Bj})(u - (j - 1))) \right]_{u=j-1}^{u=j} \\ &= -S(j - 1) \cdot \frac{\bar{\theta}_{Aj}}{\bar{\theta}_{Aj} + \bar{\theta}_{Bj}} \left[\exp(-(\bar{\theta}_{Aj} + \bar{\theta}_{Bj})) - 1 \right] \\ &= S(j - 1) \frac{\bar{\theta}_{Aj}}{\bar{\theta}_{Aj} + \bar{\theta}_{Bj}} \left[1 - \exp(-(\bar{\theta}_{Aj} + \bar{\theta}_{Bj})) \right] = S(j - 1) \frac{\bar{\theta}_{Aj}}{\bar{\theta}_{Aj} + \bar{\theta}_{Bj}} h(j) \end{aligned}$$

Bidraget til likelihoodfunktionen for afgange til tilstand B kan ligeledes findes ved den simultane sandsynlighed $P(j - 1 < T_B \leq j, T_A > T_B)$.

Hvert forløb, i , har en individuel likelihoodfunktion, \mathcal{L}_i , der er konstrueret ved ét af bidragene \mathcal{L}_{Ai} , \mathcal{L}_{Bi} og \mathcal{L}_{Ci} . Inden jeg fortsætter udledningen af likelihoodfunktionen for en varighedsmode med konkurrerende risiko, vil jeg definere en mængde af mulige tilstande, $K_i = \{A, B\}$. I nuværende kontekst er specifikationen af K_i overflødig eftersom min teoretiske gennemgang tager udgangspunkt i, at alle forløb har en risiko for at afgå til enten tilstand A eller tilstand B og, at

en overgang til én af disse tilstande vil afslutte ledighedsforløbet. Grunden til, at denne mængde introduceres, er fordi jeg senere vil specificere en mere kompleks model, hvor definitionen af K_i skal vise sig at være særlig anvendelig i specifikationen af likelihoodfunktionen.

Til at opstille et udtryk for \mathcal{L}_i er det anvendeligt at indføre en indikator variabel d_k , der for hver afgangstilstand $k \in K_i$, kan indikere hvilken af de tre bidrag \mathcal{L}_{Ai} , \mathcal{L}_{Bi} eller \mathcal{L}_{Ci} , der er lig den individuelle likelihoodfunktion. Variablen d_k tager værdien 1, hvis et forløb er afgået til tilstand k og 0 ellers. Med d_k er det muligt at opskrive de individuelle likelihoodfunktioner på følgende måde,

$$\mathcal{L}_i = [\mathcal{L}_{Ai}]^{d_{Ai}} [\mathcal{L}_{Bi}]^{d_{Bi}} [\mathcal{L}_{Ci}]^{1-d_{Ai}-d_{Bi}} \quad (11)$$

Det skal bemærkes at A.1 er en nødvendig antagelse for, at (11) er et gældende udtryk for den individuelle likelihoodfunktion. Fra de individuelle likelihoodfunktioner er det muligt at opstille én samlet likelihoodfunktion for hele populationen ved at tage produktet over de individuelle likelihoodfunktioner,

$$\mathcal{L} = \prod_{i=1}^N \mathcal{L}_i \quad (12)$$

Denne specifikation af den samlede likelihoodfunktion baserer sig på en antagelse om uafhængighed imellem de individuelle likelihoodfunktioner. Set i relation til denne analyse, hvor der ikke blot medtages ét forløb for hver person men, at den samme person kan optræde med adskillige forløb i populationen, er det nødvendigt at antage uafhængighed mellem hvert forløb før, at den samlede likelihoodfunktion kan findes ved (12). Sagt på en anden måde baserer (12) i denne analyse på en antagelse om,

A.3 Uafhængighed mellem forløbene, i , i datasættet.

Inden jeg afslutter dette afsnit, vil jeg omforme udtrykket for likelihoodfunktionen, når datasættet er tilrettelagt på en sådan måde, at hver uge udgør én selvstændig observation i datasættet. Til dette indføres endnu en indikator variabel y_{kij} , $k \in K_i$. Variablen y_{kij} tager værdien 1, når forløb i resulterer i en afgang til tilstand k i uge j , og 0 ellers. Under antagelserne A.1-A.3 kan den

individuelle likelihoodfunktion nu opskrives på følgende måde,

$$\begin{aligned}
\mathcal{L}_i &= \prod_{j=1}^J [\mathcal{L}_{Aij}]^{y_{Aij}} [\mathcal{L}_{Bij}]^{y_{Bij}} [\mathcal{L}_{Cij}]^{1-y_{Aij}-y_{Bij}} \\
&= \prod_{j=1}^J \left\{ \left[h_i(j) \left(\frac{\bar{\theta}_{Aij}}{\theta_{Aij} + \theta_{Bij}} \right) \right]^{y_{Aij}} \left[h_i(j) \left(\frac{\bar{\theta}_{Bij}}{\theta_{Aij} + \theta_{Bij}} \right) \right]^{y_{Bij}} [S(j)]^{1-y_{Aij}-y_{Bij}} \right\} \\
&= \prod_{j=1}^J \left\{ \prod_{k \in K_i} \left[\left(h_i(j) \left(\frac{\bar{\theta}_{kij}}{\sum_{k \in K_i} \theta_{kij}} \right) \right)^{y_{kij}} \right] \times [S(j)]^{1 - \sum_{k \in K_i} y_{kij}} \right\} \\
&= \prod_{j=1}^J \left\{ \prod_{k \in K_i} \left[\underbrace{\left(\left[1 - \exp \left(- \sum_{k \in K_i} \bar{\theta}_{kij} \right) \right]}_{=h(j)} \left[\frac{\bar{\theta}_{kij}}{\sum_{k \in K_i} \theta_{kij}} \right] \right)^{y_{kij}} \right] \times \underbrace{\left[\exp \left(- \sum_{k \in K_i} \bar{\theta}_{kij} \right) \right]}_{S(j)}^{1 - \sum_{k \in K_i} y_{kij}} \right\}
\end{aligned} \tag{13}$$

Som tidligere beskrevet i afsnit 3.2 ønsker jeg at evaluere effekten af et forløb i virksomhedspraktik baseret på kontanthjælpsmodtagernes første aktiveringsforløb. Deltagelse i aktivering er derfor en tilstand, der kun kan overgås til, hvis personen endnu ikke er blevet aktiveret. På den måde vil jeg i den anvendte model arbejde med en mængde af mulige overgange, der også varierer med tiden i kontanthjælpsforløbet. I det senere afsnit om modelspecifikation vil jeg være mere konkret i definitionen af denne mængde.

4.3 Specifikation af hazardraten

I forrige afsnit 4.2 blev likelihoodfunktionen specificeret med et ukendt udtryk for hazardraterne, $\bar{\theta}_{kj}, k \in K$. Før det er muligt at estimere de relevante parametre for modellen, er det nødvendigt at fastlægge en specifik form på hazardraten. Et passende valg for den funktionelle form af hazardraten afhænger i høj grad af, hvilken tidsafhængighed hazardraten forventes at have. Hvis $\partial h(t)/\partial t < 0$ er der en negativ tidsafhængighed i hazardraten, hvilket betyder at, sandsynligheden for at afgang fra initialtilstanden er aftagende med tiden mens $\partial h(t)/\partial t > 0$ betyder, at der er en positiv tidsafhængighed i hazardraten. En *tidsuafhængig* hazardrate er defineret ved $\partial h(t)/\partial t = 0$, hvilket betyder, at hazardraten ikke afhænger af tiden, og sandsynligheden for at afgang er således uanfægtet af den løbende varighed. I relation til den konkrete analyse om kontanthjælpsforløb kan der både argumenteres for en negativ og positiv tidsafhængighed i afgang til beskæftigelse. En større stigmatisering af lange ledighedsforløb vil gøre det sværere for kontanthjælpsmodtageren at finde et arbejde, desto længere tid personen er ledig, og der må derfor forventes en negativ tidsafhængighed i hazardraten. Omvendt kan det argumenteres, at kontanthjælpsmodtageren vil

sænke sin reservationsløn, desto længere tid personen er ledig, hvilket omvendt taler for, at der må forventes en positiv tidsafhængighed i hazardraten. Sagt på en anden måde har jeg altså ikke nogen klar intuitiv forudforståelse af, om hazardraten til beskæftigelse bør modelleres som stigende eller aftagende med tiden. På den baggrund vil den foretrukne specifikation af hazardraten være en model, som tillader en fleksibel form af tidsafhængigheden i hazardraten, der er bestemt ud fra strukturen i datasættet.

Den proportionale hazard model

Den proportionale hazard (herefter PH) model er en populær model til varighedsanalyser først og fremmest, fordi det er muligt at tillade en fleksibel form på hazardratens tidsafhængighed men dernæst også fordi der findes et specielt tilfælde af modellen, hvor tidsinvariante karakteristika kan inkorporeres på en naturlig måde. PH modellen er karakteriseret ved at have følgende produktform,

$$\theta(t|X) = \lambda_0(t) \exp(X'\beta)$$

hvor $\lambda_0(t)$ kaldes for *baselinefunktionen*, der er en funktion, som udelukkende afhænger af tiden t . Baselinefunktionen er skaleret med funktionen $\exp(X'\beta)$, der her kun afhænger af tidsinvariante kovariate. På den måde er baselinefunktionen ens for alle individer, hvor de individuelle karakteristika påvirker hazardraten igennem en skalering af baselinefunktionen. Det betyder altså at formen på hazardraten er ens for alle individer, mens det blot er niveauet for hazardraten, der kan variere for forskellige personer.

Et specielt tilfælde af PH modellen er den stykvis-konstante eksponentielle hazard (herefter PCE) model, der er karakteriseret ved at lade datastrukturen bestemme formen på tidsafhængigheden i baselinefunktionen. PCE modellen beror på en antagelse om, at hazardraten er konstant indenfor (forudbestemte) tidsintervaller, men at hazardraten i princippet også kan variere imellem tidsintervallerne. Hazardraten i PCE modellen er her defineret med de tidligere introducerede ugeintervaller,

$$\theta(t|X) = \begin{cases} \bar{\theta}_1 \exp(X(1)'\beta) & \text{når } t \in]0, 1] \\ \bar{\theta}_2 \exp(X(2)'\beta) & \text{når } t \in]1, 2] \\ \vdots & \\ \bar{\theta}_J \exp(X(J)'\beta) & \text{når } t \in]J-1, J] \end{cases}$$

Hvor baselinefunktionen er konstant indenfor hver uge. Det bemærkes at også kovariaterne er tilladt

at variere over tid, så længe de er konstante indenfor hvert interval. På den måde er PCE modellen et oplagt valg, når man ønsker at inkorporere tidsvarierende karakteristika, såfremt det er rimeligt at antage, at disse karakteristika er konstante indenfor hvert interval. I praksis kan PCE modellen estimeres ved at have et interceptled for hvert interval i hazardraten, hvor interceptledene svarer til $\exp(\log(\bar{\theta}_1)), \exp(\log(\bar{\theta}_2)) \dots \exp(\log(\bar{\theta}_J))$.

Fortolkning af parameterestimer

Et resultat af PH specifikationen af hazardraten er, at absolutte forskelle i karakteristika mellem to personer medfører en proportional forskel i hazardraterne til alle tidspunkter t . Sagt på en anden måde vil der for to personer p og q , med tilhørende vektorer af karakteristika X_p og X_q , til ethvert tidspunkt \bar{t} gælde følgende relation,

$$\frac{h(\bar{t}|X_p)}{h(\bar{t}|X_q)} = \exp(X_p'\beta - X_q'\beta) = \exp[(X_p - X_q)'\beta]$$

Dette udtryk afhænger ikke af \bar{t} , og derfor vil de to personer til ethvert tidspunkt \bar{t} have forskellige hazardrater, hvor den relative forskel i hazardraterne udelukkende skyldes deres forskelle i karakteristika. PH modellen bygger således på en proportionalitetsantagelse, hvor den proportionale ændring her er konstant over tid.

A.4 Antagelse om proportionalitet: Absolutte forskelle i forklarende variable fører til proportionale forskelle i hazardraterne.

Da jeg i denne analyse konkret vil specificere en hazardrate, der afhænger af en tidsvarierende indikatorvariabel, vil proportionalitets faktoren ikke være konstant over tid men derimod kunne variere med ancienniteten af ledighedsforløbet. Det skal dog understreges, at jeg fortsat vil antage, at parameterestimatet for indikatorvariablen fører til en proportional forskydning i hazardraten.

Hvis person p og q er ens på alle observerbare karakteristika på nær det k 'te karakteristika, kan det relative forhold mellem de to personers hazardrater udtrykkes på følgende måde,

$$\frac{h(\bar{t}, X_p)}{h(\bar{t}, X_q)} = \exp[(X_{pk} - X_{qk})'\beta_k]$$

På den måde kan β_k fortolkes som den forskydning som det k 'te karakteristika har på hazardraten, når alle andre forhold holdes konstante. Denne fortolkning forsimples til *hazard ratioen* når forskellen i det k 'te karakteristika er givet ved en enhedsændring, $X_{pk} - X_{qk} = 1$,

$$\frac{h(\bar{t}|X_p)}{h(\bar{t}|X_q)} = \exp(\beta_k)$$

Hazard ratioen er et udtryk for den proportionale ændring, der sker i hazardraten som følge af at ændre i en dummy variabel, når alle andre karakteristika holdes konstante. Ud fra hazard ratioen kan en procentvis ændring i hazardraten, givet en enhedsændring i én af kovariaterne, findes ved $(\exp(\beta_k) - 1) \cdot 100$. I resultatafsnittet vil jeg præsentere relevante parametre i deres procentvise ændringer af hazardraten.

4.4 Uobserverbar selektion

Indtil nu har jeg set på en modelspecifikation, hvor forskellen i hazardraten imellem to personer udelukkende er drevet af personernes observerede karakteristika. I dette afsnit vil jeg udvide varighedsmodellen således, at hazardraterne er kontrolleret for både observerbare såvel som *uobserverbare* karakteristika. En model der tager højde for uobserverbare karakteristika betegnes som en *mixed* model, og jeg vil i dette afsnit se på, hvordan uobserverbare karakteristika kan indarbejdes i PH modellen. Til det vil jeg starte med at gøre mig følgende to antagelser,

A.5 De uobserverbare karakteristika, V , er tidsinvariante, og indtræder multiplikativt i hazardraten.

A.6 De uobserverbare og observerbare karakteristika er uafhængige: $X \perp V$

Antagelse A.5 er ofte svær at slække på, og jeg vil i næste afsnit vende tilbage til nødvendigheden af denne antagelse. Med antagelse A.5 er den mixed PH model defineret ved,

$$\theta(t|X, V) = \lambda(t) \exp(X'\beta)V$$

Hazardraterne er nu betinget af både *observerbare* og *uobserverbare* karakteristika, hvilket betyder, at likelihoodfunktionen fra (12) også afhænger af uobserverbare input. Det er derfor nødvendigt med en fremgangsmåde, der håndterer de uobserverbare inputs på en sådan måde, at likelihoodfunktionen kan maksimeres på baggrund af det tilgængelige data. En løsning kan være at integrere likelihoodfunktionen hen over en passende fordeling af V sådan, at de uobserverbare karakteristika bliver 'integreret ud'. Lad $F(t|X, V; \beta)$ være fordelingsfunktionen af t betinget af både observerbare og uobserverbare karakteristika - her er β sættet af ukendte parametre, som jeg ønsker at estimere. Fordelingen af t , der er direkte betinget af observerbare karakteristika samt implicit betinget af de uobserverbare karakteristika, kan findes ved,

$$F_V(t|X; \beta, \rho) = \int F(X, V; \beta)h(V; \rho)dV \quad (14)$$

Her er $h(V; \rho)$ tæthedsfunktionen for V , som afhænger af et sæt af ukendte parametre ρ . Med $F_V(t|X; \beta, \rho)$ er det muligt at opstille et udtryk for likelihoodfunktionen, der afhænger af observerbare karakteristika X samt to sæt af ukendte parametre, der skal estimeres; nemlig β og ρ . Jeg vil i den resterende del af analysen referere til V som en uobserverbar selektion i hazardraterne.

For, at kunne estimere β er det nødvendigt at antage,

A.7 Normalisering af V : $E(V) = 1$

Uden antagelse A.7 er det ikke muligt, at identificere den *mixed* model entydigt fordi baselinefunktionen og den uobserverbare selektion begge kan variere frit. Heckman, J. & Singer, B. (2014) foreslår en ikke-parametrisk tilgang ved at estimere fordelingen af V som en diskret fordeling, der er bestemt ud fra et vilkårligt antal støttepunkter samt dertilhørende sandsynligheder for, at personen hører til det givne støttepunkt. $H(V; \rho)$ er således karakteriseret ved en diskret multivariat fordeling, der er estimeret ud fra M støttepunkter, som er betegnet ved μ_m , samt de dertilhørende sandsynligheder π_m . Om støttepunkternes sandsynligheder gælder der, at

$$\sum_{m=1}^M \pi_m = 1$$

For illustrationens skyld kan man forestille sig, at støttepunkterne repræsenterer forskellige 'typer' af ledige. De M forskellige 'typer' kan tillades at have forskellige hazardrater ved at inkorporere varierende interceptled. Hvis der eksisterer to 'typer' af kontanthjælpsmodtagere, og vi for en kort stund forestiller os, at det er observerbart, hvilken 'type' kontanthjælpsmodtageren tilhører, da er det muligt at opstille følgende to hazardrater,

$$\begin{aligned} h_1(j|X) &= 1 - \exp(\mu_1 + X'\beta) \text{ for 'type 1' ledige} \\ h_2(j|X) &= 1 - \exp(\mu_2 + X'\beta) \text{ for 'type 2' ledige} \end{aligned}$$

Det skal her bemærkes, at X ikke indeholder noget interceptled, fordi de to støttepunkter fungerer som interceptled for de to typer. Når der gælder, at $\mu_1 > \mu_2$ vil 'type 1'-ledige afgå relativt hurtigere end 'type 2'-ledige for personer, der ligner hinanden på alle andre observerbare karakteristika. Da det ikke er observerbart, hvilken 'type' kontanthjælpsmodtageren tilhører, kan den individuelle likelihoodfunktion findes ved at vægte de to typers likelihoodfunktioner med sandsynligheden for, at kontanthjælpsmodtageren er af hhv. type 1 eller 2. På den måde kan manøvren, hvor den uobserverbare selektion integreres ud, i praksis gøres på følgende måde, når fordelingen af V er

givet ved en diskret bivariat fordeling,

$$\mathcal{L}_i = \pi_1 \mathcal{L}_i(\mu_1) + \pi_2 \mathcal{L}_i(\mu_2)$$

De to 'typer' kan f.eks. dække over en gruppe af personer, der er meget ihærdige i deres jobsøgning samt en anden gruppe, som er mindre ihærdige i deres jobsøgning. Når tiden går vil andelen af de ihærdige jobsøgere være svundet ind relativt i forhold til den anden gruppe. Der er altså tale om en uobserverbar selektionsmekanisme i afgangen til beskæftigelse på baggrund af f.eks. kon-tanthjælpsmodtagerens motivation for at finde et arbejde. Hvis der ikke tages højde for denne selektionsmekanisme blandt de to 'typer' vil hazardraten til beskæftigelse med tiden blive lavere, og dermed udvise en større negativ tidsafhængighed, end hvad der reelt er tilfældet. Denne pro-blemstilling er også kendt i økonometrien som *dynamisk selektion*. På den baggrund kan det derfor være relevant at estimere en model med uobserverbar selektion, hvis der eksisterer selektions-mekanismer, som ikke kan kontrolleres udelukkende på baggrund af observerbare karakteristika. Antallet af 'typer', eller rettere sagt diskrete punkter i fordelingen af V , kan naturligvis udvides til et tilfælde med M estimerede støttepunkter med dertilhørende sandsynligheder. I det tilfælde vil den individuelle likelihoodfunktion være udtrykt ved,

$$\mathcal{L}_i = \sum_{m=1}^M \pi_m \mathcal{L}_i(\mu_m)$$

Det er ikke oplagt hvor mange støttepunkter, der bør medtages for, at fordelingen af V er tilstræk-keligt afdækket. Gaure, S., Røed, K. & Zhang, T. (2007) illustrerer, hvorledes et forudbestemt antal støttepunkter kan resultere i biased estimater, hvis antallet ikke tilstrækkeligt opfanger fordelingen af V . Derfor vil jeg anvende en estimationsmetode, der lader antallet af støttepunkter være bestemt ud fra det antal, der maksimerer likelihoodfunktionen mest muligt. Jeg vil i et senere afsnit vende tilbage til den konkrete estimationsmetode.

Når der eksisterer konkurrerende risiko imellem to tilstande A og B , kan den mixed PH model udvides til en *mixed multivariate proportional hazard model* (herefter MMPH), der er specificeret på følgende måde,

$$\begin{aligned} \theta_A(t|X, V_A) &= \lambda_A(t) \exp(X' \beta_A) V_A \\ \theta_B(t|X, V_B) &= \lambda_B(t) \exp(X' \beta_B) V_B \end{aligned} \tag{15}$$

Hvis afgangen til de to tilstande er uafhængige af hinanden, når der er kontrolleret for observerbare karakteristika, er det muligt at estimere de to hazardrater enkeltvist. Hvis der omvendt eksisterer en afhængighed imellem de to tilstande, der ikke er kontrolleret for i de observerbare karakteristika,

vil den resterende afhængighed afspejle sig i en korrelationen mellem V_A og V_B . I det tilfælde bør de to hazardrater estimeres simultant for at kunne tage højde for den uobserverbare afhængighed.

Kendall's tau

Jeg anvender i denne analyse en MMPH modelspecifikation af hazardraterne fra kontanthjælp til beskæftigelse, selvforsørgelse samt aktivering. I den anvendte model vil jeg tillade, at de uobserverbare selektionsmekanismer i overgangene er korreleret, og det er derfor ikke muligt at estimere de tre hazardrater enkeltvist. Jeg vil i næste afsnit være mere konkret omkring den anvendte estimationsmetode, men inden da vil jeg afslutningsvist introducere et statistisk mål for korrelationen mellem de uobserverbare selektionsmekanismer.

Kendall's tau kan bruges til at beregne, hvilken grad to variable V_A og V_B relaterer sig til hinanden. Lad os for en kort stund forestille os at V_A og V_B indeholder individspecifikke interceptled i hazardraten til tilstand A og tilstand B . For hver person vil der således eksistere et sæt af observationer (V_{Ai}, V_{Bi}) . Kendall's tau baserer sig på træk af to forskellige sæt (V_{Ai}, V_{Bi}) og (V_{Aj}, V_{Bj}) , hvor det vurderes om parret er *konkordante* eller *diskordante*. Et par betegnes som konkordante, hvis ranken af begge sæt er ens, mens parret er diskordante, hvis der er en forskellig rank i de to sæt. Mere præcist er et par konkordante, hvis der gælder, at $V_{Ai} < V_{Aj}$ og $V_{Bi} < V_{Bj}$ eller hvis der gælder, at $V_{Ai} > V_{Aj}$ og $V_{Bi} > V_{Bj}$. Et par er diskordante hvis der enten gælder, at $V_{Ai} < V_{Aj}$ og $V_{Bi} > V_{Bj}$ eller hvis, $V_{Ai} > V_{Aj}$ og $V_{Bi} < V_{Bj}$. Hvis enten $V_{Ai} = V_{Aj}$ eller $V_{Bi} = V_{Bj}$ vil parret hverken være diskordante eller konkordante.

Da selektionsmekanismerne V_A og V_B i denne analyse er estimeret ved en diskret bivariat fordeling, med M støttepunkter og dertilhørende sandsynligheder π_m , er det således ikke muligt at observere en individuel værdi af interceptledet for hver person i populationen. Det er i stedet kendt, at π_m pct. af populationen vil have et interceptled i hazardraterne, der er fundet ved det m 'te støttepunkt. Jeg vil i denne analyse anvende følgende specifikation af Kendall's tau,

$$\tau = \frac{\sum_{i \neq j} \text{sign}(V_{Aj} - V_{Ai}) \cdot \text{sign}(V_{Bj} - V_{Bi}) \cdot \pi_i \cdot \pi_j}{1 - \sum_{m=1}^M \pi_m^2}$$

Hvis sættet (V_{Ai}, V_{Bi}) og (V_{Aj}, V_{Bj}) er konkordante vil tælleren være positiv, mens diskordante sæt resulterer i en negativ værdi i tælleren. Yderligere er tælleren vægtet med sandsynligheden for at trække kombinationen af først støttepunkt i og dernæst at trække støttepunkt j . Det skal bemærkes, at det andet træk af støttepunkt j er taget ud fra en betinget fordeling, hvor i ikke

længere indgår. Hvis de to forskellige træk i \mathbf{V}_A og \mathbf{V}_B hverken er konkordante eller diskordante, vil tælleren, hverken tage en positiv eller negativ værdi. Derfor fungerer nævneren som en normalisering, der sikrer at τ tager en værdi mellem -1 og 1, når der eksisterer par, som hverken er konkordante eller diskordante.

Når $\tau < 0$ er der en negativ korrelation mellem de to vektorer, mens $\tau > 0$ indikerer, at der er en positiv korrelation mellem de \mathbf{V}_A og \mathbf{V}_B , hvilket betyder, at uobserverbare forhold, der påvirker afgange til tilstand A positivt typisk også vil have en positiv virkning på afgange til tilstand B . Hvis $\tau \approx 0$ er der ingen tydelige relation mellem de to vektorer, hvilket indikerer, at \mathbf{V}_A og \mathbf{V}_B er uafhængige.

5 Identifikation

Der opstår umiddelbart to udfordringer, når den kausale effekt af et aktiveringsforløb på afgangens til beskæftigelse skal identificeres, fordi effekten skal isoleres fra en *selektionseffekt* og en *forventningseffekt*. Selektionseffekten af et aktiveringsforløb består i, at aktiveringsindsatserne ikke er tilfældigt tildelt men, at det derimod er en beslutning, der er foretaget af sagsbehandleren i samråd med kontanthjælpsmodtageren selv. Det betyder at kontanthjælpsmodtageren i høj grad kan influere beslutningen om, hvilket aktiveringsforløb personen skal deltage i⁴. Der er altså tale om en selektionsmekanisme, der ikke kan betragtes som tilfældig, og man bør derfor være opmærksom på, at de personer der deltager i en given aktiveringstype potentielt også kan være de personer, der har størst udbytte af indsatsen. Det betyder at deltagelse i en aktiveringsindsats kan være korreleret med udfaldsvariablen, og på den måde bør aktiveringsindsatsen ikke betragtes som eksogen, når den medtages som forklarende variabel i modelleringen af hazardraten fra kontanthjælp til beskæftigelse eller selvforsørgelse. Når den kausale effekt af et aktiveringsforløb skal identificeres opstår der derfor et problem, fordi effekten skal isoleres fra en mulig selektionseffekt. Ideelt set ville selektionsproblematikken kunne anfægtes ved at sammenligne udfaldet af et ledighedsforløb for en person, der deltager i indsatsen til tidspunktet t_A , med et kontrafaktisk udfald, hvor den selvsamme person *ikke* deltager i indsatsen til tidspunktet t_A . I og med det ikke er muligt at observere to udfald for selvsamme person, er dette naturligvis ikke en mulig identifikationsstrategi, men et sådan sammenligningsgrundlag kan tænkes som et sæt af potentielle udfald, som jeg vil notere $T^*(t_A)$. En realisation af udfaldet afhænger af, om personen til tidspunktet t_A har deltaget i aktiveringsindsatsen eller ej. Denne introduktionen af potentielle udfald kan være en hjælp til at forstå, hvordan *timing-of-events* modellen kan identificere den kausale effekt af et aktiveringsforløb på afgangens til beskæftigelse og selvforsørgelse. Identifikationen kompliceres dog yderligere, hvis et konkret aktiveringsforløb har en effekt, der sker *forud* for påbegyndelsestidspunktet. Det vil f.eks. være tilfældet, hvis kontanthjælpsmodtageren kender det præcise tidspunkt for, hvornår et givet aktiveringsforløb starter, fordi kontanthjælpsmodtageren vil kunne ændre adfærd ved at øge søgeintensiteten eller søge bredere som reaktion på denne information. Når en sådan adfærd ændring påvirker afgangens til beskæftigelse eller selvforsørgelse vil der være en effekt af aktiveringsindsatsen, allerede før indsatsen er startet - altså en forventningseffekt af aktiveringsindsatsen.

For at kunne adressere selektionsproblematikken vil jeg i høj grad støtte mig til Abbring, J. & van den Berg, B. (2003)'s artikel (herefter AvdB (2003)), der skitserer en identifikationsstrategi, som isolerer den kausale effekt af en aktiveringsindsats på afgangens til beskæftigelse under antagelse af,

⁴Selv-selektions problematikken

at der ikke eksisterer nogen forventningseffekter. AvdB (2003) formår derfor kun at adressere én af de to udfordringer, nemlig selektionseffekten, mens de antager, at forventningseffekten ikke eksisterer. Det skal derfor nøje overvejes om det er plausibelt at antage et fravær af forventningseffekterne af aktiveringsindsatserne i denne analyse, og jeg vil derfor i den sidste del af dette afsnit have en diskussion herom. Inden da vil jeg give en intuitiv gennemgang af AvdB's identifikationsstrategi.

AvdB (2003) tager udgangspunkt i en situation, hvor der kun eksisterer ét aktiveringsforløb, som en person enten kan deltage i eller ej. Samtidigt vil en person fortsat befinde sig i ledighed under selve aktiveringsindsatsen. Når et ledighedsforløb begynder, vil der sideløbende starte en proces, der måler tiden indtil personen starter i et aktiveringsforløb. Derfor kan effekten af en aktiveringsindsats på afgang fra ledighed betragtes som en problemstilling, hvor det ønskes at finde den kausale sammenhæng mellem to varigheder; nemlig effekten af indsatsstidspunktet T_A på varigheden af et kontanthjælpsforløb T . Antagelsen om at der ikke eksisterer en forventningseffekt kan formuleres ved, at udviklingen i hazardraterne for to indsatsstidspunkter t_A og t'_A skal være sammenfaldende på en sådan måde, at sandsynligheden for at afgå i intervallet $[t; t + \Delta t]$ er ens for de to indsatsstidspunkter op til den første af de to indsatsstidspunkter $\min\{t_A, t'_A\}$. Denne sandsynlighed er defineret ved den integrerede hazardrate, og antagelsen kan derfor formuleres på følgende måde,

A.8 'Ingen-forventningseffekt'⁵: $\Theta_{T^*(t_A)}(t) = \Theta_{T^*(t'_A)}(t)$ for alle $t \leq \{t_A, t'_A\}$

Her er $\Theta_{T^*(t_A)}$ den integrerede hazardrate for det potentielle udfald af varigheden for indsatsstidspunktet t_A . Antagelse A.8 anses for at være opfyldt, når kontanthjælpsmodtageren ikke har fuld information om det præcise tidspunkt for, hvornår indsatsen starter. Det skal pointeres, at antagelse A.8 ikke udelukker, at kontanthjælpsmodtageren kan være en fremadskuende person, der reagerer på egenskaber ved indsatsprocessen, men blot at realisationen af indsatsen ikke er kendt med sikkerhed. Ift. indeværende analyse kan en sådan egenskab ved aktiveringsprocessen være kravet om ret og pligt til aktivering, der både er kendt af kontanthjælpsmodtageren og kommunen. Antagelse A.8 udelukker altså ikke, at kontanthjælpsmodtageren reagerer på viden om tidspunktet for ret og pligt til aktivering, så længe et potentielt udfald, hvor personen f.eks. først aktiveres efter et år, reagerer på samme måde i de første seks måneder som en person, der bliver aktiveret allerede efter seks måneders ledighed. Kontanthjælpsmodtagerne kan altså godt have kendskab til fordelingen af aktiveringstidspunktet, så længe det eksakte påbegyndelsestidspunkt for aktiveringsindsatsen ikke er kendt. Jeg vil nu se nærmere på, hvordan AvdB (2003) håndterer selektionsproblematikken, og særligt når selektionen forekommer på baggrund af karakteristika,

⁵'No-anticipation'

der ikke er tilgængelig i datasættet.

Det må forventes at sagsbehandleren vælger dén aktiveringsindsats, der vurderes har størst gavn for at få kontanthjælpsmodtageren i beskæftigelse. Denne vurdering kan ske på baggrund af en række observerbare karakteristika, som både påvirker kontanthjælpsmodtagerens sandsynlighed for at afgå til beskæftigelse, men som også påvirker personens sandsynlighed for at deltage i en given aktiveringsindsats. Der kan altså være en selektionsmekanisme i tildeling af aktiveringsindsatsen, som er korreleret med selektionen ind i beskæftigelse. Det er muligt at kontrollere for en del af disse selektionsmekanismer ved at betinge på en række observerbare karakteristika, hvor særligt kontanthjælpsmodtagerens tidligere tilknytning til arbejdsmarkedet er vigtig at medtage. Som oftest vil der også være forhold, der ikke er observerbare i det tilgængelige data, men som både påvirker sagsbehandlerens tildeling af den rette aktiveringsindsats samtidig med, at disse forhold kan have en betydning for kontanthjælpsmodtagernes afgang fra ledighed. For analytikeren kan der således eksistere nogle uobserverbare selektionsmekanismer i tildelingen af virksomhedspraktik samt i afgang fra kontanthjælpssystemet, der ikke kan kontrolleres for i det tilgængelige data. I den konkrete analyse kan man forestille sig, at hvis kontanthjælpsmodtageren har svært ved at finde et arbejde pga. f.eks. manglende sociale kompetencer, kan disse egenskaber have en positiv påvirkning på kontanthjælpsmodtagerens sandsynlighed for at deltage i et praktikforløb hos enten en privat eller offentlig virksomhed, mens disse egenskaber omvendt begrænser personens sandsynlighed for at komme i beskæftigelse. Deltagelse i virksomhedspraktik kan derfor hverken betragtes som eksogen eller tilfældigt tildelt bl.a., fordi der kan eksistere en afhængighed mellem aktiveringsindsatsen og afgang til beskæftigelse, der ikke kan kontrolleres for udelukkende ved at betinge på observerbare karakteristika. Jeg vil derfor undlade at antage en betinget uafhængighed i mellem T og T_A udelukkende på baggrund af observerbare karakteristika men i stedet antage at,

A.9 Hele selektionseffekten kan opfanges i (X, V) på en sådan måde, at der fortsat vil være noget tilfældig variation tilbage i T_A og T .

Her er X og V tidsinvariant hhv. observerbare og uobserverbare karakteristika. Igen vil jeg referere til V som en uobserverbare selektion. Under antagelse A.9 vil en tilbageværende afhængighed mellem T og T_A kunne tilskrives den kausale effekt af T_A på T . Det betyder at når V kan identificeres således, at den opfanger den selektionsmekanisme, der ikke kan tages højde for i de observerbare forhold, er det muligt at isolere den kausale effekt af en aktiveringsindsats på afgang til beskæftigelse. Det skal understreges at en nødvendig betingelse for AvdB's identifikationsstrategi er, at den uobserverbare heterogenitet, V , ikke varierer med tiden.

Intuitionen i identifikationsstrategien er, at den tilfældige variation, der er tilbage i tidspunktet for hvornår en indsats begynder, gør det muligt at separere effekten af aktiveringsindsatsen fra fordelingen af den uobserverbare selektion, fordi den er antaget at være konstant over tid. Hvis V varierer over tid, vil der eksistere en fordeling til hvert tidspunkt, og det vil ikke længere være muligt at bruge tidsvariationen til at separere kausal effekten fra fordelingen af den uobserverbare selektion. Jeg vil dog bemærke at det er muligt at tillade, at de observerbare karakteristika er tidsvarierende. AvdB (2003) pointerer at antagelse A.8 og A.9 ikke er tilstrækkelige til at identificere den kausale effekt af en aktiveringsindsats, fordi der ud fra den observerede fællesfordeling af $(T, T_A)|(X, V)$ eksisterer en tilsvarende fællesfordeling, hvor T og T_A er uafhængige. Det er derfor nødvendigt med yderligere struktur før, at kausal effekten kan identificeres når T og T_A er afhængige. Konkret antager AvdB (2003), at hazardraterne er specificeret ved en MMPH model. Den konkrete model refererer til en *timing-of-events* model, og jeg vil se nærmere på denne model i næste delafsnit.

5.1 Timing-of-events modellen

Når hazardraterne for T og T_A er specificeret ved en MMPH model, kan fællesfordeling af $(T, T_A)|(X, V)$ findes ved produktet af fordelingerne til $T|(T_A, X, V)$ og $T_A|(X, V)$. Heraf kommer den sidste antagelse i identifikationsstrategien,

A.10 Hazardraterne for $T|(T_A, X, V)$ og $T_A|(X, V)$ er specificeret ved en MMPH model:

$$\begin{aligned}\theta_b(t|T_A, X, V) &= \lambda_b(t) \exp\left(X'\beta_b\right) \exp\left(\mathbf{d}(t|T_A, X)\delta\right) V_b \\ \theta_A(t|X, V) &= \lambda_A(t) \exp\left(X'\beta_A\right) V_A,\end{aligned}$$

Her er θ_b hazardraten fra kontanthjælp til beskæftigelse, mens θ_A er hazardraten fra kontanthjælp til aktivering. Det bemærkes at modellen kan udfoldes ved at opdele aktiveringsindsatsen således, at der modelleres én hazardrate for hver aktiveringstype, ligesom det også er muligt at introducere konkurrerende risiko i afgangstilstandene. De uobserverbare effekter kan opsummers i vektoren $\mathbf{V} = (V_b, V_A)$. Den simultane estimation af de to hazardrater tillader, at V_b og V_A kan være korreleret, og på den måde er det muligt at kontrollere for den tilbageværende korrelation mellem overgangene, som der ikke er kontrolleret for i de observerbare forhold. Sagt på en anden måde er det muligt at kontrollere for, at aktiveringsindsatserne er endogene ved at tillade afhængighed imellem V_A og V_b . Ved at betinge på både (X, \mathbf{V}) vil den kausale effekt af en aktiveringsindsats på afgang til beskæftigelse være identificeret i parameterestimatet δ .

Frisch-estimationsmetode

Til at estimere effekten af virksomhedspraktik på afgang til beskæftigelse og selvforsørgelse vil jeg konkret gøre brug af et estimationsprogram, der er udviklet af det norske Frisch center. Jeg vil i dette afsnit gøre rede for denne estimationsmetode, omend gennemgangen vil være langt fra fyldestgørende til at forstå alle aspekter af programmet. For yderligere information om estimationsmetoden vil jeg derfor henvise til Frisch centerets egen dokumentation af programmet (Frischcenteret. (2013)), samt Gaure, S., Røed, K. & Zhang, T. (2007), der giver indsigt i programmets præstation.

Frisch's program estimerer den kausale effekt af en indsats med en metode, der er i overensstemmelse med AvdB's (2003) netop gennemgået identifikationsstrategi. I overensstemmelse med Heckman, J. & Singer, B. (1984) estimerer programmet fordelingen af den uobserverbare selektion som et diskret multivariat fordeling, der består af et vilkårligt antal støttepunkter. I korte træk udføres estimationsmetoden i følgende tre trin,

1. Starter med $M = 1$ og maksimerer $\mathcal{L}(\beta, M, \mu, \pi)$ iht. (β, μ, π) .
2. Øger M med ét yderligere punkt ved at fastholde β værdi og søg efter en forbedring af $\mathcal{L}(\beta, M, \mu, \pi)$ ved at variere på (μ, π) .
3. Maksimerer $\mathcal{L}(\beta, M, \mu, \pi)$ iht. (β, μ, π) ved at anvende (β, μ, π) -værdier fra forrige trin som initial værdier. Hvis den nye likelihoodfunktion forbedres gentages trin 2.

Estimationsmetodens trin 2 anvender en algoritme, der stokastisk søger efter yderligere optimale støttepunkter, som kan maksimere likelihoodfunktionen. På grund af den stokastiske søgen har jeg fundet det nødvendigt at køre adskillige estimationer for at finde en model, der maksimerer likelihoodfunktionen mest muligt. På tværs af de estimerede modeller vil jeg gøre brug af Akaikes information kriterium (herefter AIC) til at vurdere, hvilken model der er mest optimal. Om AIC gælder der at jo lavere en værdi af AIC, desto bedre er den estimerede model. AIC er givet ved,

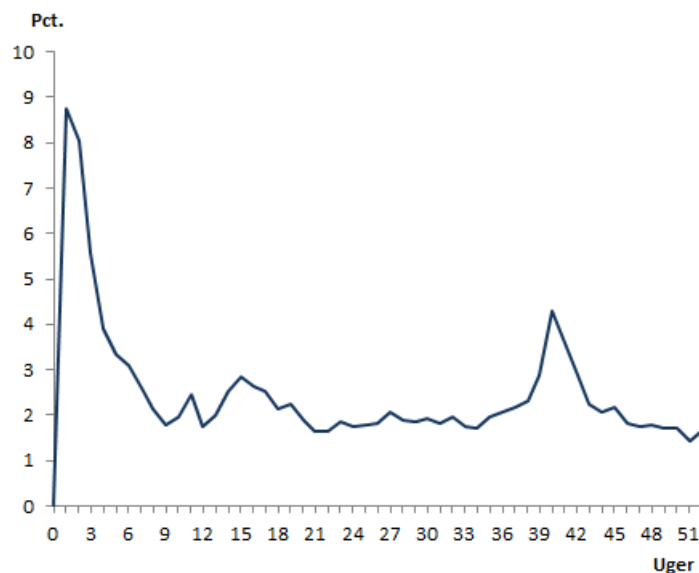
$$AIC = 2 \cdot h - 2 \cdot \ln(\mathcal{L})$$

Her er h antallet af estimerede parametre i modellen, mens \mathcal{L} er modellens maksimerede værdi af likelihoodfunktionen. Antallet af estimerede parametre øges, når estimationsmetoden finder yderligere støttepunkter, der maksimerer likelihoodfunktionen. Vurderet ud fra AIC vil en model således kun være forbedret, hvis det øgede antal støttepunkter resulterer i en tilstrækkelig høj værdi af likelihoodfunktionen, der samlet set reducerer AIC værdien.

5.2 Diskussion af antagelser

De to afgørende antagelser for at kunne isolere den kausale effekt af et praktikforløb på afgang fra ledighed er antagelse A.8 og A.9. Jeg vil derfor i dette afsnit have en diskussion af, hvorvidt det er forsvarligt at antage A.8 og A.9 i indeværende analyse.

Oftest vil tidspunktet for, hvornår kontanthjælpsmodtageren bliver oplyst om det eksakte påbegyndelsestidspunkt ikke være sammenfaldende med det *faktiske* påbegyndelsestidspunkt af praktikforløbet. Der er derfor muligvis mindre et brud af antagelse A.8. Jeg vil dog argumentere for, at den ugebaserede datastruktur gør, at forventningseffekten af et praktikforløb højest vil påvirke afgang fra ledighed i få uger, hvormed et brud på A.8 vil være mindre betydningsfuldt. Desuden kan det argumenteres, at den korte varighed af et praktikforløb betyder, at virksomhederne ikke behøver en lang forbedredelsestid før de kan afholde praktikforløbet, og det må derfor forventes, at praktikforløbet kan påbegynde kort tid efter aftaletidspunktet. Yderligere pointerer AvdB (2003), at det potentielle bias, af effekten af et praktikforløb på afgang fra kontanthjælpssystemet, vil være beskedent, når tidsrummet mellem kontanthjælpsmodtageren får kendskab til det præcise tidspunkt for aktivering, og det faktiske påbegyndelsestidspunkt er relativt lille. Jeg vil derfor i indeværende analyse alligevel antage, at A.8 er overholdt, fordi et potentielt bias vil være relativt beskedent.



Figur 2. Empirisk hazardrater fra ledighed til aktivering

Under forudsætning af at antagelse A.8 er opfyldt, er den sidste afgørende antagelse, at der eksisterer noget tilfældigt variation i tidspunktet for, hvornår den første aktiveringsindsats påbegyndes.

Her kan empiriske hazardrater fra ledighed til påbegyndelse af den første aktiveringsindsats illustrere variationen i påbegyndelsestidspunkterne. De empiriske hazardrater i uge j skildrer andelen af forløb, der fortsat er ledige i begyndelsen af uge j , som starter en aktiveringsindsats i slutningen af ugen.

Af figur 2 fremgår det, at en stor del af kontanthjælpsforløbene påbegynder deres første aktiveringsforløb forholdsvis tidligt i ledighedsforløbet. Yderligere øges afgang fra ledighed til det første aktiveringsforløb omkring 13. og 40. uge i ledighedsforløbet, hvilket er i overensstemmelse med tidspunktet for ret og pligt til aktivering efter 3 og 9 måneder for hhv. arbejdsmarkedssparate og ikke arbejdsmarkedssparate kontanthjælpsmodtagere. På trods af de lovpligtige tidspunkter for aktivering er der dog stadig variation i, hvornår kontanthjælpsmodtagerne begynder deres første aktiveringsforløb. Jeg vil derfor på baggrund af de empiriske hazardrater argumentere for, at der er tilfældig variation tilstede i påbegyndelsestidspunktet af det første aktiveringsforløb og, at det således er rimeligt at antage, at A.9 er overholdt i indeværende analyse.

6 Modellspecifikation

Jeg vil i dette afsnit se nærmere på den konkret anvendte model, der ligger til grund for resultaterne i indeværende analyse. Til at belyse om virksomhedspraktik hos en offentlig eller privat virksomhed har en effekt på, hvor hurtigt en kontanthjælpsmodtager kommer i beskæftigelse, samt om praktikordningerne potentielt har en u hensigtsmæssig effekt, der fremskynder kontanthjælpsmodtagerne til at blive selvforsørgende, vil jeg anvende en timing-of-events model. Dette afsnit om modellspecifikation vil således basere sig på den gennemgåede teori om varighedsmodeller og særligt afsnit 5 om identifikation.

Inden jeg opstiller modellen vil jeg starte med at definere modellens mulige tilstande samt hvilke overgange, der er mulige i hver tilstand. Jeg vil betegne en tilstand med notationen k . Timing-of-events modellen er bygget op om følgende fire tilstande,

- 0: Ledig på kontanthjælp
- 1: Aktivering
- 2: Beskæftigelse
- 3: Selvforsørgelse

Her er det at være ledig på kontanthjælp modellens initialtilstand, mens beskæftigelse og selvforsørgelse betegnes som modellens afgangstilstande. I overensstemmelse med AvdB's estimationsmetode vil en overgang fra ledighed til aktivering ikke afslutte kontanthjælpsforløbet, men varigheden af kontanthjælpsforløbet vil derimod fortsætte under deltagelse i indsatsen.

Da jeg udelukkende vil belyse effekten af aktiveringsindsatsen baseret på kontanthjælpsmodtagernes første aktiveringsforløb, er der ingen reel risiko for at overgå til aktivering, når en person enten deltager eller har deltaget i en aktiveringsindsats. Sagt på en anden måde er det kun muligt at observere en overgang til enten beskæftigelse eller selvforsørgelse, når personen er eller har været i berøring med en aktiveringsindsats. Omvendt er der en reel risiko for at observere en overgang til enten aktivering, beskæftigelse eller selvforsørgelse, når en person endnu ikke har deltaget i sit første aktiveringsforløb. Der eksisterer således en mængde af mulige overgange for hvert forløb i , der kan variere i hver uge j . Denne mængde vil jeg betegne ved, K_{ij} , og er defineret på følgende måde,

Tilstand 0: $K_{ij} = \{1, 2, 3\}$

Tilstand 1: $K_{ij} = \{2, 3\}$

Ud fra definitionen af de mulige overgange vil jeg særligt bemærke, at der på alle tidspunkter i kontanthjælpsforløbet er en konkurrerende risiko mellem afgangstilstandene; beskæftigelse og selvforsørgelse. Yderligere eksisterer der en konkurrerende risiko til aktivering, når en person endnu ikke har deltaget i sit første aktiveringsforløb. Definitionen af K_{kij} er anvendelig i specifikationen af den individuelle likelihoodfunktion, der er specificeret på følgende måde,

$$\mathcal{L}_i(X, \mathbf{V}) = \prod_{j=1}^J \left\{ \prod_{k \in K_{ij}} \left[\left(\left[1 - \exp \left(- \sum_{k \in K_{ij}} \bar{\theta}_{kij}(j|X, V_k) \right) \right] \left[\frac{\bar{\theta}_{kij}(j|X, V_k)}{\sum_{k \in K_{ij}} \bar{\theta}_{kij}(j|X, V_k)} \right] \right)^{y_{kij}} \right] \right. \\ \left. \times \left[\exp \left(- \sum_{k \in K_{ij}} \bar{\theta}_{kij}(j|X, V_k) \right) \right]^{1 - \sum_{k \in K_{ij}} y_{kij}} \right\}$$

Likelihoodfunktionen er her eksplicit udtrykt som en funktion af \mathbf{V} , og det er derfor nødvendigt at få integreret de uobserverbare selektioner ud. Da jeg vil estimere fordeling af \mathbf{V} som en diskret multivariat fordeling, der består af M støttepunkter og dertilhørende sandsynligheder, er det muligt at opnå en samlet likelihoodfunktion på følgende måde,

$$\mathcal{L} = \sum_{m=1}^M \left\{ \left(\prod_{i=1}^N \mathcal{L}_i(X, \mathbf{V}) \right) \cdot \pi_m \right\}$$

Timing-of-events modellen estimerer simultant en hazardrate for hver af de tre tilstande. De tre hazardrater er defineret ved,

$$\begin{aligned} \theta_b(t|T_A, X, \mathbf{V}) &= \lambda_b(t) \exp \left(X' \beta_b \right) \exp \left(\mathbf{d}_1(t) \delta_1 + \mathbf{d}_2(t) \delta_2 \right) V_b \\ \theta_s(t|T_A, X, \mathbf{V}) &= \lambda_s(t) \exp \left(X' \beta_s \right) \exp \left(\mathbf{d}_3(t) \delta_3 + \mathbf{d}_4(t) \delta_4 \right) V_s \\ \theta_A(t|X, \mathbf{V}) &= \lambda_A(t) \exp \left(X' \beta_A \right) V_A \end{aligned} \quad (16)$$

Her angiver $\theta_A(t|X, \mathbf{V})$ hazardraten fra kontanthjælp til aktivering, mens $\theta_b(t|T_A, X, \mathbf{V})$ og $\theta_s(t|T_A, X, \mathbf{V})$ angiver hazardraten fra kontanthjælp til hhv. beskæftigelse og selvforsørgelse. Notationen b og s står for hhv. beskæftigelse og selvforsørgelse, mens notationen A står for aktivering. Vektoren X indeholder et sæt af personspecifikke karakteristika, mens $\lambda_b(t)$, $\lambda_s(t)$ og $\lambda_A(t)$ er baselinefunktionerne i de tre hazardrater. Jeg vil i den sidste del af dette afsnit vende tilbage til den konkrete specifikation af baselinefunktionerne og kovariaten X .

Modellen estimerer en selvstændig uobserverbar selektionsmekanisme for afgang til beskæftigelse, selvforsørgelse og aktivering. De tre uobserverbare selektioner er betegnet hhv. V_b , V_s og V_A , og indgår multiplikativt i de tre hazardrater. Som beskrevet i identifikationsafsnittet vil den simultane estimation af de tre hazardrater betyde, at den kausale effekt af et aktiveringsforløb kan

isoleres i hazardraten til beskæftigelse og selvforsørgelse (fortsat under antagelse af ingen forventningseffekter A.10). Det skal bemærkes, at jeg har valgt at specificere en samlet hazardrate for alle overgange til aktivering uagtet indsatsstypen. Dette modelvalg er truffet på baggrund af en model, hvor $\theta_A(t_A|X, V)$ opdeles i to hazardrater; én for virksomhedspraktik og én for andet aktivering. Da det ikke var muligt at estimere en sådan model optimalt, har jeg valgt at modellere en samlet hazardrate for alle aktiveringsindsatser. Et resultat heraf er, at der estimeres én samlet uobserverbar selektion ind i aktivering. Det skal understreges, at jeg fortsat har til hensigt at evaluere de to praktikordninger separat, men hvor effekterne er baseret på én samlet uobserverbar selektion ind i al aktivering, snarere end en specifik uobserverbar selektion ind i virksomhedspraktik.

Som tidligere beskrevet vil jeg opsplitte den samlede effekt af et aktiveringsforløb i ét separat estimat for fastholdelseeffekten og ét separat estimat for programeffekten. Indikatorvariablen $\mathbf{d}_1(t)$ i hazardraten til beskæftigelse er en 1×3 vektor, der tager værdien ,1 når kontanthjælpsmodtageren deltager i aktiveringsindsats h og 0 ellers, hvor h indikerer et praktikforløb i enten en privat eller offentlig virksomhed eller en anden aktiveringsindsats. På den måde er det muligt at fortolke fastholdelseeffekten af de tre typer af aktiveringsindsatser i parameterestimatet δ_1 , der ligeledes er en 1×3 vektor. Første og andet element i δ_1 angiver fastholdelseeffekten af et praktikforløb i hhv. en privat eller offentlig virksomhed, mens det tredje element angiver en samlet fastholdelseeffekt for alle andre aktiveringstyper. Grundet den korte gennemsnitlige varighed af virksomhedspraktik har jeg valgt at lade aktiveringsforløbene påvirke afgangens til beskæftigelse i 26 uger efter endt aktivering. Det betyder at jeg, for de forløb, der fortsat befinder sig på kontanthjælp i mere end 26 uger efter aktiveringsindsatsen er afsluttet, kun vil måle programeffekten i de første 26 uger efter aktiveringsforløbet er afsluttet, mens jeg vil måle programeffekten i den resterende del af kontanthjælpsforløbet for de forløb, der afgår fra kontanthjælp inden 26 uger efter aktiveringsindsatsen er afsluttet. Derfor består vektoren $\mathbf{d}_2(t)$ af tre indikatorvariable, der tager værdien 1, i 26 uger efter aktiveringstypen h er afsluttet, og 0 ellers. Programeffekten af et praktikforløb i en privat eller offentlig virksomhed kan fortolkes i δ_2 's første to elementer, mens en samlet programeffekt af alle andre aktiveringsindsatser kan aflæses i vektorens tredje element. På samme måde kan δ_3 fortolkes som fastholdelseeffekten af de tre aktiveringsindsatser på afgangens til selvforsørgelse, mens δ_4 angiver programeffekterne, der ligeledes er målt i 26 uger efter afsluttet indsats.

Da jeg i indeværende analyse ønsker at belyse effekten af offentlig og privat virksomhedspraktik, vil jeg i min fortolkning af de estimerede effekter hovedsageligt fokusere på disse to aktiveringsindsatser. Årsagen til, at jeg har medtaget hazardraten fra ledighed til anden aktivering, er udelukkende med henblik på at få rensset det kontrafaktiske udfald ud for andre typer af aktiveringsindsatser.

6.1 Tidsafhængige programeffekter

Længden af programeffekten, der kan påvirke afgang fra kontanthjælp i 26 uger efter endt aktivering kan forekomme en smule arbitrært, og jeg vil derfor udvide min model til at estimere programeffekten i alle uger efter endt aktivering. Jeg har derfor valgt at opsplitte programeffekten i følgende tre effekter; 1-13 uger, 14-26 uger og mere end 26 uger efter endt aktivering. På den måde er det muligt at estimere en effekt, der er mere fleksibel overfor en potentiel tidsafhængighed i programeffekt. Konkret er det gjort ved at erstatte $\mathbf{d}_2(t)$ med følgende tre indikatorvariable, $\mathbf{d}_{1-13}(t)$, $\mathbf{d}_{14-26}(t)$ og $\mathbf{d}_{>26}(t)$ i ligning (16). Tilsvarende erstatter jeg også $\mathbf{d}_4(t)$ med indikatorvariablene $\mathbf{d}_{1-13}(t)$, $\mathbf{d}_{14-26}(t)$ og $\mathbf{d}_{>26}(t)$. Denne opsplitning af programeffekten vil jeg udelukkende gøre for praktik i en offentlig og privat virksomhed og ikke for andre aktiveringsindsatser.

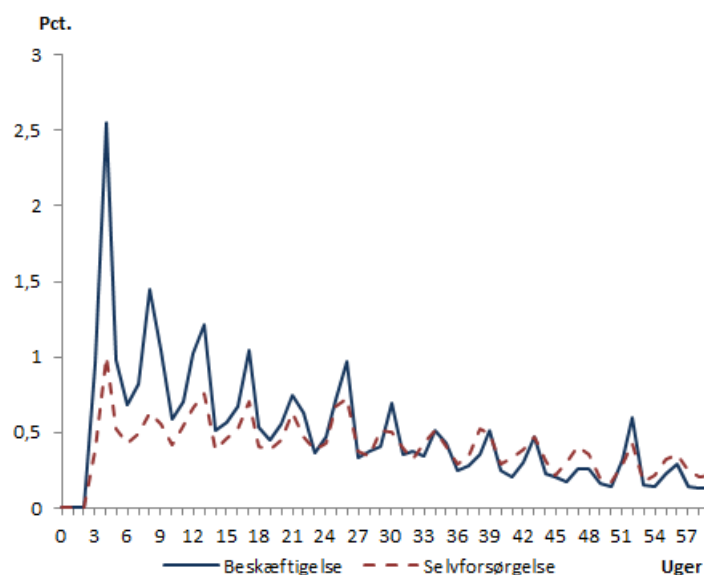
6.2 Specifikation af baseline og forklarende variable

I indeværende analyse anvender jeg en række observerbare karakteristika til at estimere timing-of-events varighedsmodellen. Disse observerbare karakteristika er; alder, køn, civilstatus, herkomst, tilhørskommune og arbejdsmarkedshistorik, hvor alle observerbare karakteristika er målt ud fra personens karakteristika umiddelbart før kontanthjælpsforløbet påbegyndes. Personens alder har jeg opdelt i fire indikatorvariable for aldersgrupperne, 30-39 år, 40-49 år, 50-59 år og 60-64 år. Ligeledes har jeg også inddelt herkomst i tre indikatorvariable for dansk oprindelse og vestlige indvandrere/efterkommere og ikke-vestlige indvandrere/efterkommere. Til sidst har jeg specificeret civilstatus som en enkelt indikatorvariabel, der angiver om personen indgår i et ægteskab/registreret partnerskab eller ej.

Endelig har jeg valgt at medtage arbejdsmarkedshistorik for de seneste tre år inden personen påbegyndte sit ledighedsforløb. Konkret har jeg inddelt tidligere arbejdsmarkedshistorik i følgende tre grupperinger; beskæftigelsesgrad, sygedagpengegrad og grad af anden offentlig forsørgelse. Da jeg formoder, at den nyeste arbejdsmarkedstilknytning vil have større betydning for en persons sandsynlighed for at komme i beskæftigelse end arbejdsmarkedstilknytning to-tre år tidligere, har jeg valgt at inddele tidligere arbejdstilknytningen i information for det første år, samt information for det andet og tredje år inden personen blev ledig. På den måde får jeg i alt seks variable, der angiver kontanthjælpsmodtagerens arbejdsmarkedshistorik. For at lette kompleksiteten af estimationen har jeg på en passende måde kategoriseret disse seks variable.

Hazardraterne i den konkrete timing-of-events model er specificeret som en PCE model, der som tidligere beskrevet medfører, at hazardraterne antages for at være konstante indenfor forudbestem-

te tidsintervaller. I specificeringen af baselinestykkerne vil jeg både se på de empiriske hazardrater samtidig med, at jeg vil have for øje, at der sker et tilstrækkeligt antal overgange indenfor hvert interval. På baggrund af figur 2 i afsnit 4.2 om identifikation vil jeg inddele $\theta_A(t)$ i følgende ni ugeintervaller;]0, 3],]3, 6],]6, 9],]9, 13],]13, 20],]20, 34],]34, 39],]39, 43] og]43, ∞ [. Af den empiriske hazardrate fra ledighed til aktivering er det tydeligt, at der sker et relativt stort antal overgange til aktivering allerede tidligt i kontanthjælpsforløbene, der igen aftager omkring den tredje uge. Da der er stor forskel på niveauet i den empiriske hazardrate frem til og med den tredje måned i kontanthjælpsforløbet, vil jeg inddele baselinefunktionen i tidsintervaller med en længde på tre til fire uger i de første tre måneder af kontanthjælpsforløbene. Endvidere er det muligt at spore en øget afgang omkring den niende måned i de empiriske overgange til aktivering, hvilket er sammenfaldende med tidspunktet for ret og pligt til aktivering for ikke-arbejdsmarkedssparate kontanthjælpsmodtagere. Derfor har jeg valgt at inddele baselinefunktionen således, at der er placeret et konstant stykke i 34.-39. uge samt i 39.- 43. uge. Den empiriske hazardrate forholder sig nogenlunde stabil mellem den 20. og 34. uge, og jeg har derfor specificeret et langt konstant stykke hen over denne periode. Efter 44 ugers ledighed er den empiriske hazardrate relativt stabil i forhold til tidligere, og jeg vil derfor estimere et samlet baselinestykke for aktiveringsforløb, der påbegynder efter 44 ugers ledighed (jf. figur 12 i appendiks A).



Figur 3. Hazardrater fra ledighed til beskæftigelse og selvforsørgelse.

Figur 3 angiver de empiriske hazardrater fra kontanthjælp til beskæftigelse og selvforsørgelse, når der vel og mærke ikke er taget højde for observerbare karakteristika. Som konsekvens af selve sampling metoden der indebærer, at korte kontanthjælpsforløb med en varighed på mindre end 4 uger

ekskluderes fra populationen, vil der derfor ikke observeres nogen afgang ved udgangen af de første tre uger. Den empiriske hazardrate til beskæftigelse udviser en aftagende tendens, mens denne tendens kun svagt kan spores i afgang til selvforsørgelse. Endvidere udviser begge hazardrater en grad af sæsonvariation, hvilket kan tilskrives at mange kontanthjælpsforløb starter og slutter ved udgangen af en kalendermåned. Jeg har valgt at placere baselinestykkerne således, at disse sæsonudsving i nogen grad udlignes. Dette har jeg først og fremmest valgt at gøre ud fra en overvejelse om, at den absolutte effekt af en aktiveringsindsats kan være meget forskellig, alt efter om aktiveringsindsatsen forløber hen over en periode med en lav afgang fra kontanthjælp sammenlignet med en periode, hvor der er en høj afgang fra kontanthjælp. Derudover vil en estimeret baseline, der fremhæver sæsonudsvingene, kræve et langt større antal baselinestykker, eftersom en del af de lave udsving i de empiriske hazardrater består af en enkelt uge eller to. Jeg har dog også forsøgt at estimere en model, der netop fremhæver sæsonudsvingene i baselinefunktionerne, men det har ikke været muligt at estimere en sådan model optimalt. Konkret er både $\theta_b(t)$ og $\theta_s(t)$ inddelt i følgende tolv ugeintervaller; $]0, 4]$, $]4, 5]$, $]5, 7]$, $]7, 9]$, $]9, 12]$, $]12, 15]$, $]15, 21]$, $]21, 25]$, $]25, 31]$, $]31, 40]$, $]40, 55]$, $]55, \infty[$.

7 Resultater

Jeg vil i dette afsnit præsentere hvad effekten af et praktikforløb hos en offentlig eller privat virksomhed har på afgang til beskæftigelse, samt om virksomhedspraktik påvirker kontanthjælpsmodtagernes valg om at trække sig tilbage fra arbejdsmarkedet ved at blive selvforsørgende. Inden jeg vil præsentere disse resultater, vil jeg dog først fortolke på den estimerede fordeling af de uobserverbare selektionmekanismer for overgangene i modellen. Dernæst vil jeg se nærmere på effekterne af de to virksomhedspraktikordninger for til sidst at præsentere, hvilke observerbare karakteristika, der har betydning for en hurtig afgang fra kontanthjælp til enten beskæftigelse eller selvforsørgelse.

Som jeg tidligere beskrev i afsnit 4.1, er estimationsmetoden baseret på en stokastisk søgen efter antallet af støttepunkter, der maksimerer likelihoodfunktionen mest muligt. Jeg har derfor valgt at estimere min model ni gange, hvorfra jeg vil vælge den optimale model ud fra hvilken, der resulterer i den laveste AIC værdi. Nedenstående tabel 6 opsummerer AIC værdien af de estimerede modeller.

Tabel 6: AIC for estimationer af grundmodellen

Estimation	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.
1 punkt	1.001,2	1.001,2	1.001,2	1.001,2	1.001,2	1.001,2	1.001,2	1.001,2	1.001,2
2 punkter	994,92	994,92	994,92	994,92	998,31	994,92	994,92	994,92	994,92
3 punkter	993,53	993,53	994,86	993,53		993,53	993,53	993,53	
4 punkter	993,04	993,04		993,04		993,04	993,04	993,04	
5 punkter	992,83	993,01		993,01		992,83	992,83	992,83	
6 punkter	992,74					992,76	992,74	992,76	

Bem.: AIC er divideret med 1.000.

På baggrund af de ni estimationer har jeg valgt en model, der består af seks støttepunkter, og som opnår en AIC værdi på 992.740,8. Den valgte model bliver estimeret i både første og syvende estimation, jf. tabel 6. På trods af at den valgte model resulterer i den laveste AIC blandt de ni estimationer, vil jeg dog bemærke, at dette *ikke* udelukker, at der potentielt kan eksistere en mere optimal model end den præsenteret.

7.1 Den estimerede uobserverbare selektion

Den estimerede diskrete fordeling af de uobserverbare selektionsmekanismer består af i alt seks støttepunkter, der alle er tildelt en rimelig sandsynlighedsmasse. De to første støttepunkter udgør hver især godt 25 pct., og er dermed de to største støttepunkter i den estimerede fordeling. De

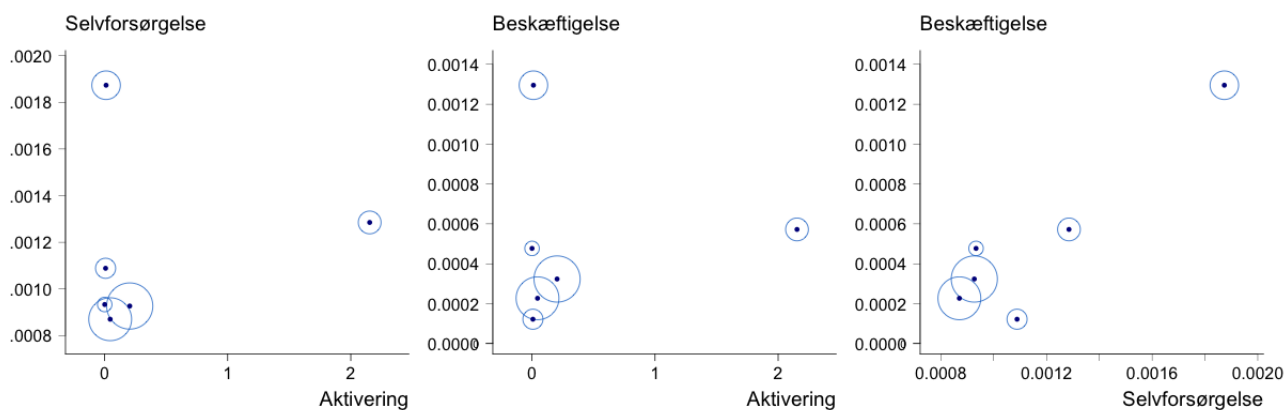
resterende fire støttepunkter er betydeligt mindre, hvoraf den største har en sandsynlighedsmasse på 16 pct. og tilhører støttepunkt 3, mens den mindste sandsynlighedsmasse er på 8 pct. og tilhører støttepunkt 6, jf tabel 7. Hvis man endnu en gang forestiller sig, at støttepunkterne repræsenterer forskellige 'typer' i populationen, så vil 'typer', der tilhører støttepunkt 4 have en særlig stor tilbøjelighed til at blive aktiveret tidligt i ledighedsforløbet, mens der vil gå længere tid før 'typer', der tilhører støttepunkt 6 vil blive mødt med et krav om at deltage i aktivering.

Tabel 7: Parameterestimer af den diskrete multivariate fordeling

Punkt	1	2	3	4	5	6
Sandsynlighed	0,264	0,245	0,163	0,130	0,115	0,083
Værdi						
<i>Aktivering</i>	-1,587	-3,084	-4,381	0,767	-4,781	-6,647
<i>Beskæftigelse</i>	-8,036	-8,391	-6,649	-7,466	-9,012	-7,648
<i>Selvforsørgelse</i>	-6,984	-7,047	-6,280	-6,657	-6,823	-6,977

Et iøjefaldende resultat af den estimerede fordeling er, at der forekommer en særlig stor variation i støttepunkternes værdi i hazardraten til aktivering, mens variationen er mere beskedent i støttepunkternes værdi i hazardraten til både beskæftigelse og særligt til selvforsørgelse. Det betyder, at når der er kontrolleret for observerbare forhold, er der ikke væsentlig forskel i hvilke 'typer' af kontanthjælpsmodtagere, der afgår hurtigt til beskæftigelse eller selvforsørgelse. I forlængelse af det tidligere eksempel om kontanthjælpsmodtagerens motivation for at finde et arbejde kan dette resultat således indikere, at der enten ikke er den store forskel i kontanthjælpsmodtagernes motivation for at finde et arbejde eller, at denne motivation kun i mindre grad påvirker afgang til beskæftigelse.

Baseret på støttepunkternes værdi i hazardraten til aktivering er der stor variation i hvor hurtigt, de seks forskellige 'typer' bliver tilbudt en aktiveringsindsats. Dette resultat er særligt interessant fordi det kan tyde på, at når sagsbehandleren møder kontanthjælpsmodtageren, er der uobserverbare forhold, der gør, at der er stor variation i sagsbehandlerens vurdering af, hvornår personen skal deltage i en aktiveringsindsats, men at disse uobserverbare forhold omvendt ikke har den store betydning for, hvor hurtigt personen afgår til beskæftigelse eller selvforsørgelse.



Figur 4: Grafisk illustration af korrelation mellem $\exp(V_A)$, $\exp(V_b)$ og $\exp(V_s)$

De estimerede støttepunkter kan, ved at tage eksponentialfunktionen til støttepunkternes værdi, fortolkes som varierende interceptled i hazardraterne. Jeg vil med figur 4 grafisk illustrere sammenhængen mellem de seks varierende interceptled i de tre hazardrater. Yderst til venstre i figur 4 angiver y-aksen de varierende værdier af interceptledet i hazardraten til selvforsørgelse, mens x-aksen angiver værdierne af interceptledet i hazardraten til aktivering. Cirklerne omkring hvert punkt illustrerer de relative sandsynlighedsmasser, der tilhører hvert punkt. For en stor andel af kontanthjælpsmodtagerne går der relativt lang tid før de deltager i deres første aktiveringsforløb samtidig med, at der også vil gå relativt lang tid før, at disse personer afgår til selvforsørgelse. Dette er vurderet ud fra en koncentration af de fire støttepunkter, der er placeret med en lav værdi for både interceptledet i hazardraten til selvforsørgelse og aktivering. Yderligere udgør disse fire støttepunkter en stor andel af den samlede sandsynlighedsmasse, eftersom de to største støttepunkter er placeret i denne koncentration. Endvidere er der en mindre gruppe, der påbegynder det første aktiveringsforløb tidligt i kontanthjælpsforløbet, som samtidigt også afgår lidt hurtigere til selvforsørgelse. På den måde er der i nogen grad en positiv sammenhæng mellem interceptledene i hazardraten til selvforsørgelse og aktivering. Det tredje største støttepunkt bryder denne sammenhæng, eftersom denne gruppe vil afgå hurtigt til selvforsørgelse, men omvendt ikke deltager i deres første aktiveringsforløb hurtigere end de resterende 'typer' af kontanthjælpsmodtagere. Samme tendens gør sig gældende i den midterste graf, der illustrerer sammenhængen mellem interceptledene i hazardraten til beskæftigelse og aktivering.

Af den højre graf i figur 4 er der en mere tydelig positiv sammenhæng i interceptledene i hazardraterne til beskæftigelse og selvforsørgelse. De to største grupper er karakteriseret ved, at de afgår relativt langsomt til både beskæftigelse og selvforsørgelse, mens den tredje største gruppe omvendt er karakteriseret ved, at de formår at afgå til både beskæftigelse og selvforsørgelse relativt

hurtigt. For at understøtte disse grafiske illustrationer af sammenhængen mellem V_A , V_b og V_s vil jeg i tabel 8 angive Kendall's tau.

Tabel 8: Kendall's tau

	Aktivering	Beskæftigelse	Selvforsørgelse
Aktivering	1,000 [1,000; 1,000]	0,227 [0,243; 0,347]	-0,016 [-0,113; 0,323]
Beskæftigelse	0,227 [0,243; 0,347]	1,000 [1,000; 1,000]	0,662 [0,320; 0,907]
Selvforsørgelse	-0,016 [-0,113; 0,323]	0,662 [0,320; 0,907]	1,000 [1,000; 1,000]

Bem.: 95 pct. konfidensinterval er angivet i kantede parentes.

Ikke overraskende kan det ses, at de uobserverbare selektionsmekanismer i afgang til beskæftigelse og selvforsørgelse er signifikant positivt korrelerede. Der er således uobserverbare forhold eller adfærd blandt kontanthjælpsmodtagerne, der både påvirker afgang til beskæftigelse positivt, men som også har en positiv påvirkning på afgang til selvforsørgelse. Dette resultat finder jeg en smule overraskende i det, de to afgangstilstande må betragtes som værende meget forskellige. En forklaring herpå kan være, at personer, der er særligt ressourcestærke, hurtigere vil komme i beskæftigelse og såfremt disse personer skal forsørge sig selv vil det således blot være for en kortere periode. I det tilfælde at en ressourcestærk person finder det særligt omkostningsfuldt at deltage i en aktiveringsindsats, kan denne person muligvis være mere tilbøjelig til at forsøge sig selv, fordi personen som sagt vil forvente, at det kun vil være for en kort periode. Jeg vil dog ikke udelukke, at en positiv korrelation også kan være påvirket af det forholdsvist strenge krav i definitionen af en afgang til beskæftigelse. Som tidligere beskrevet kræver en afgang til beskæftigelse, at kontanthjælpsmodtageren er registreret som selvforsørgende i de første fire uger efter endt ledighed, samtidig med at personen er tilknyttet en branche enten i indeværende eller efterfølgende måned. Et resultat heraf er, at korte beskæftigelsesforløb på mindre end fire uger vil være registreret som en afgang til selvforsørgelse snarere end en afgang til beskæftigelse. Til sidst vil jeg dog bemærke, at den positive korrelation er estimeret med en vis usikkerhed, da den med 95 pct. sikkerhed har en størrelsesorden mellem 0,323 og 0,907.

Der er ligeledes en signifikant positiv korrelation i mellem V_b og V_A , omend de uobserverbare selektionsmekanismer i afgang til beskæftigelse i mindre grad korrelerer med overgange til aktivering end med overgange til selvforsørgelse. Dette skyldes formentlig det tredje største støttepunkt, hvor der er en negativ sammenhæng i værdien af støttepunktet for afgang til beskæftigelse og overgange til aktivering. Endelig er der ingen signifikant korrelation mellem de uobserverbare selektionsmekanismer i overgange til selvforsørgelse og aktivering, hvilket er vurderet ud fra 95 pct. konfidensintervallet på Kendall's tau af V_s og V_A .

Simulering af 95 pct. konfidensintervaller

I de netop præsenterede resultater af Kendall's tau angav jeg 95 pct. konfidensintervaller på de estimerede korrelationer, og jeg vil på samme måde angive konfidensintervaller i mine senere resultater med det henblik på at vurdere, hvorvidt de præsenterede effekter er signifikante. Inden jeg fortsætter, vil jeg derfor gøre rede for, hvordan disse konfidensintervaller er beregnet.

Parameterestimerne fra maksimum likelihood estimationen er normalfordelte, hvilket betyder, at jeg på normal vis kan beregne p-værdier af de estimerede parametre. Når jeg derimod vil beregne afgangsfunktioner, overlevelseskurver eller Kendall's tau er fejldet i disse statistiske størrelser ikke nødvendigvis normalfordelte, og det er således ikke ligetil at vurdere signifikansniveauet af de præsenterede resultater. Jeg er derfor nød til at simulere et 95 pct. konfidensinterval. Da alle parameterestimerne er estimeret simultant, er det nødvendigt at simulere på baggrund af den simultane kovariansmatrice, $\hat{\Sigma}$. Simuleringen af konfidensintervallerne baserer sig på 1.000 træk i følgende multivariate normalfordeling,

$$\hat{\beta}_{sim} \sim \mathcal{N}(\hat{\Omega}, \hat{\Sigma})$$

Her er $\hat{\Omega} = \{\hat{\beta}, \hat{\delta}_1, \hat{\delta}_2, \hat{\delta}_3, \hat{\delta}_4, \hat{\mu}_1, \hat{\mu}_2, \hat{\mu}_3, \hat{\mu}_4, \hat{\mu}_5, \hat{\mu}_6\}$. Ud fra hvert sæt af simulerede estimer, $\hat{\beta}_{sim}$ beregner jeg f.eks. Kendall's tau, hvorfra jeg finder den nedre grænse i konfidensintervallet som den 26. lavest beregnede værdi, mens den øvre grænse kan findes ved den 975. størst beregnede værdi af Kendall's tau.

7.2 Effekter af virksomhedspraktik

Jeg vil i dette delafsnit præsentere de fundne effekter af et praktikforløb hos hhv. en offentlig eller privat virksomhed. I min præsentation vil jeg starte med at se på, hvor meget de to praktikordninger øger hazardraten til beskæftigelse og selvforsørgelse både under praktikforløbet, men også efter praktikforløbet er afsluttet. Dernæst vil jeg se nærmere på, hvad effekten af at have deltaget i praktik hos en offentlig eller privat virksomhed, har af betydning for den estimerede afgang til beskæftigelse og selvforsørgelse.

Både privat virksomhedspraktik og anden aktivering har en positiv fastholdelseeffekt på afgang til beskæftigelse, jf. tabel 9. De positive fastholdelseeffekter betyder, at kontanthjælpsmodtagere, der deltager i privat virksomhedspraktik eller andet aktivering, afgår hurtigere til beskæftigelse under deltagelse i indsatsen ift. en situation, hvor disse personer ikke deltager i indsatserne. Konkret øger privat virksomhedspraktik hazardraten til beskæftigelse med 13 pct., mens anden aktivering øger hazardraten med knap 16 pct. På et 5 pct. signifikans niveau finder jeg ingen signifikant

fastholdelseeffekt af offentlig virksomhedspraktik på afgang til beskæftigelse.

De to praktikordninger har en betydelige større programeffekt på afgang til beskæftigelse end andre aktiveringsindsatser. Her forbedrer særligt virksomhedspraktik i en privat virksomhed kontanthjælpsmodtagerens sandsynlighed for at afgå til beskæftigelse idet, hazardraten øges med knap 84 pct., efter praktikforløbet er afsluttet. Hazardraten til beskæftigelse øges med knap 65 pct., efter praktikforløbet i en offentlig virksomhed er afsluttet, mens programeffekten af alle andre aktiveringsindsatser øger hazardraten med knap 27 pct. Det skal her understreges, at de estimerede programeffekter kun øger hazardraterne i 26 uger efter aktiveringsforløbet er afsluttet. Alle tre indsatses formår således at fremskynde kontanthjælpsmodtagernes afgang til beskæftigelse efter indsatsen er afsluttet, omend programeffekten er størst for privat virksomhedspraktik, efterfulgt af offentlig virksomhedspraktik og til sidst af anden aktivering. De positive programeffekter af praktikordningerne kan være et udtryk for, at praktikforløbene rent faktisk formår at opkvalificere kontanthjælpsmodtagerens kompetencer, og dermed forbedrer udgangspunktet for at finde et arbejde i perioden efter praktikforløbet er afsluttet.

Table 9: Effekt af aktiveringsindsats angivet som procentvis ændring i hazardraten

Tilstand	Beskæftigelse Δ pct. [$\hat{\delta}$ / σ]	Selvforsørgelse Δ pct. [$\hat{\delta}$ / σ]
Fastholdelseeffekt		
<i>Offentlig virksomhedspraktik</i>	5,6 [0,054/ 0,079]	-7,6 [-0,079/ 0,089]
<i>Privat virksomhedspraktik</i>	13,1 [0,123/ 0,052]	-25,4 [-0,293/ 0,064]
<i>Anden aktivering</i>	15,9 [0,147/ 0,034]	-15,3 [-0,167/ 0,033]
Programeffekt		
<i>Offentlig virksomhedspraktik</i>	64,9 [0,500/ 0,086]	21,8 [0,198/0,100]
<i>Privat virksomhedspraktik</i>	83,9 [0,609/0,053]	8,0 [0,077/ 0,066]
<i>Anden aktivering</i>	26,7 [0,237/ 0,034]	16,9 [0,156/ 0,034]

Bem.: Fed skrift indikerer signifikans på 5 pct. niveau.

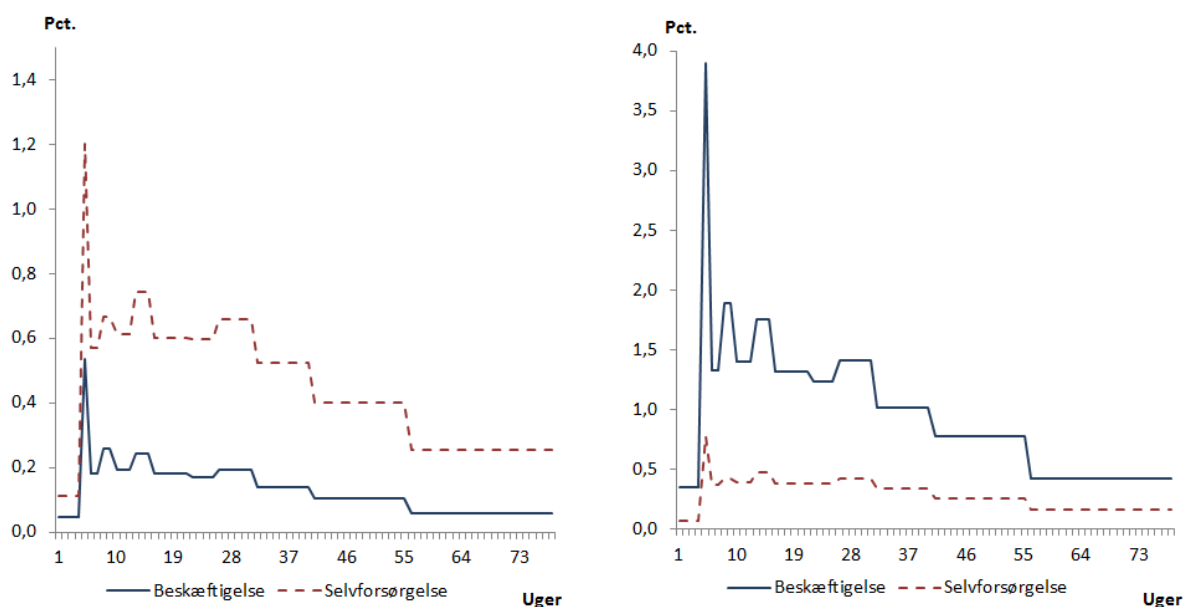
Kontanthjælpsmodtagere, der deltager i enten et praktikforløb hos en privat virksomhed eller en anden aktiveringsindsats end virksomhedspraktik, vil afgå langsommere til selvforsørgelse under deltagelse i indsatsen ift. en situation, hvor personerne ikke deltager i indsatsene. Konkret reduceres hazardraten til selvforsørgelse med 25 pct. for personer, der er i praktik hos en privat virksomhed, samt 15 pct. for personer, der deltager i en anden form for aktivering. På den måde

er der tale om en egentlig 'fastholdelse' på kontanthjælp af de personer, der deltager i en af de to indsatser mod at afgå til selvforsørgelse.

Heller ikke på afgang til selvforsørgelse har offentlig virksomhedspraktik en signifikant fastholdelseeffekt. Dog har offentlig virksomhedspraktik en positiv programeffekt på afgang til selvforsørgelse, hvilket betyder, at personer, der har afsluttet et praktikforløb i en offentlig virksomhed, hurtigere vil afgå til selvforsørgelse. Det samme gør sig gældende for anden aktivering, som også har en positiv programeffekt på hazardraten til selvforsørgelse. Konkret øger offentlig virksomhedspraktik og anden aktivering hazardraterne til selvforsørgelse med hhv. 22 pct. og 17 pct., i perioden efter indsatserne er afsluttet. På den måde kan det siges, at offentlig virksomhedspraktik har en uhensigtsmæssig effekt eftersom, at personer, der deltager i den offentlige praktikordning, i højere grad trækker sig ud af arbejdsmarkedet, og forsørger sig selv udelukkende som følge af deltagelse i den offentlige praktikordning. Jeg vil i næste delafsnit undersøge nærmere, hvad bl.a. deltagelse i offentlig virksomhedspraktik har af betydning for de kontanthjælpsmodtagere, der faktisk deltog i ordningen.

Samlet set har privat virksomhedspraktik en negativ nettoeffekt på afgang til selvforsørgelse, hvormed deltagere i ordningen vil afgå langsommere til selvforsørgelse end, hvis de ikke havde deltaget i praktikordningen. Omvendt har offentlig virksomhedspraktik en positiv nettoeffekt på afgang til selvforsørgelse, der er drevet af, at personer, som afslutter et praktikforløb i en offentlig virksomhed, hurtigere afgår til selvforsørgelse end hvis de ikke havde deltaget i praktikforløbet. Nettoeffekten af anden aktivering består af en signifikant fastholdelses- og programeffekt, der er modsatrettede, og det er således ud fra parameterestimaterne ikke muligt at vurdere en samlet retning af nettoeffekten for anden aktivering.

Jeg har indtil nu angivet effekten af de to praktikordninger som procentvise ændringer af hazardraten. Da et sådan effektmål angiver en relativ effekt i hazardraten, skal de procentvise ændringer ses i relation til en estimeret baselinefunktion. Derfor vil jeg grafisk illustrere de to estimerede baselinefunktioner i hazardraten til selvforsørgelse og beskæftigelse i figur 5 (venstre). Niveaue for baselinefunktionerne er fundet på baggrund af en referenceperson, der er sammensat som en dansk kvinde i alderen 30-39 år, der bor i en mellemstor kommune, og som modtog kontanthjælp i 2011. Desuden har referencepersonen været selvforsørgende i 3 år inden kontanthjælpsforløbet påbegyndte, og referencepersonen har derfor hverken haft tilknytning til arbejdsmarkedet eller det offentlige ydelsessystem 3 år inden ledighedsperioden.



Figur 5. Estimeret baselinefunktioner for referencepersonen (venstre) samt en personer, der ligner referencepersonen, men som har et års deltidsbeskæftigelse umiddelbart forud for kontanthjælpsforløbet (højre).

Som jeg beskrev i afsnittet om modelspecifikation, har jeg tildelt et særskilt baselinestykke i den 5. uge med henblik på at opfange det store udsving, der fremgår af de empiriske hazardrater i figur 3. Af ovenstående illustration af de estimerede hazardrater er det tydeligt, at dette særskilte baselinestykke ligeledes resulterer i en øget baselinefunktion i den 5. uge. Yderligere er baselinestykket for uge 25-30 estimeret med en øget afgang til både selvforsørgelse og beskæftigelse. Dette flugter med de empiriske hazardrater, hvor der ligeledes er en øget afgang omkring uge 25. Niveaue af de estimerede baselinefunktioner ligger under niveaet af de empiriske hazardrater, hvilket skyldes, at der i de empiriske hazardrater ikke er kontrolleret for observerbare karakteristika, mens niveaue for baselinefunktionerne tager udgangspunkt i referencepersonen.

Når en procentvis ændring i hazardraten skal evalueres vil der være stor forskel i den *absolutte* ændring af hazardraten alt afhængig af, hvor i ledighedsforløbet effekten evalueres. Den estimerede fastholdelseeffekt på 13 pct., som den private praktikordning har på afgang til beskæftigelse, vil have en stor absolut effekt på afgang til beskæftigelse, når den evalueres i den 5. uge, mens den absolutte effekt af hazardraten vil være mindre, når den evalueres i ugerne efter. På samme måde skal de store procentvise ændringer, som praktikforløbene har på hazardraten i perioden efter praktikforløbet ses i lyset af, at de øger en hazardrate, der for hovedparten af kontanthjælpsmodtagerne vil blive evalueret på et relativt lavt niveau. Yderligere kompliceres evalueringen af de procentvise hazardrater, fordi niveauerne for hazardraterne varierer for forskellige personer. Det

fremgår af figur 5 (højre) at en person, der ligner referencepersonen på alle karakteristika bortset fra, at personen var deltidsbeskæftiget i det første år inden kontanthjælpsforløbet, generelt har en højere hazardrate til beskæftigelse end til selvforsørgelse. Det omvendte gør sig gældende for referencepersonen, hvor hazardraten til selvforsørgelse ligger over hazardraten til beskæftigelse, jf. figur 5 (venstre). Det er klart, at de absolutte ændringer i hazardraten til beskæftigelse og selvforsørgelse vil være meget forskellige for disse to personer. I stedet for at præsentere effekterne af praktikordningerne for en konstrueret kontanthjælpsmodtager med et fiktivt kontanthjælpsforløb, vil jeg i næste afsnit evaluere de estimerede effekter for de realiserede kontanthjælpsforløb.

Estimerede afgang fra kontanthjælpssystemet

Jeg har indtil nu præsenteret effekterne af de to praktikordninger som procentvise ændringer i hazardraten til beskæftigelse og selvforsørgelse. Disse relative effektmål kan være intuitive svære at fortolke, og jeg vil derfor nu formidle effekterne igennem estimerede afgangsfunktioner med det formål at fremme den intuitive forståelse af, hvilken effekt de to praktikordninger har på afgang til beskæftigelse og selvforsørgelse.

Til det vil jeg se på afgang til beskæftigelse og selvforsørgelse i et *faktisk* scenarie, hvor kontanthjælpsmodtagerne har været berørt af et praktikforløb, for dernæst sammenligne denne afgang med et *kontrafaktisk* scenarie, hvor kontanthjælpsmodtagerne *ikke* har deltaget i et praktikforløb. Konkret vil jeg lave denne sammenligning ved at sammenholde den estimerede afgangsfunktion i et faktisk scenarie op mod en estimeret afgangsfunktion i et kontrafaktisk scenarie. I den estimerede afgangsfunktion for det faktiske scenarie vil jeg tillade, at de realiserede praktikforløb har en effekt på afgang til beskæftigelse og selvforsørgelse, mens effekten af et praktikforløb er 'nulstillet' i den kontrafaktiske afgangsfunktion. På den måde vil den estimerede kontrafaktiske afgangsfunktion afspejle en situation, hvor ingen af kontanthjælpsmodtagerne deltog i virksomhedspraktik. Til det vil jeg starte med at estimere følgende to hazardrater til beskæftigelse for hvert eneste forløb, i , i populationen,

$$\begin{aligned}\hat{h}_i(j)_{faktisk} &= \sum_{m=1}^6 \left[1 - \exp \left(- \exp \left(\hat{\mu}_m + X_i(j)\hat{\beta} + \mathbf{d}_1(t_b)\delta_1 + \mathbf{d}_2(t_b)\delta_2 \right) \right) \right] \cdot \hat{\pi}_m \\ \hat{h}_i(j)_{kontrafaktisk} &= \sum_{m=1}^6 \left[1 - \exp \left(- \exp \left(\hat{\mu}_m + X_i(j)\hat{\beta} \right) \right) \right] \cdot \hat{\pi}_m\end{aligned}$$

Fra disse estimerede individuelle hazardrater vil jeg til hver uge j beregne en gennemsnitlig hazar-

date i det faktiske- og kontrafaktiske scenarie på følgende måde,

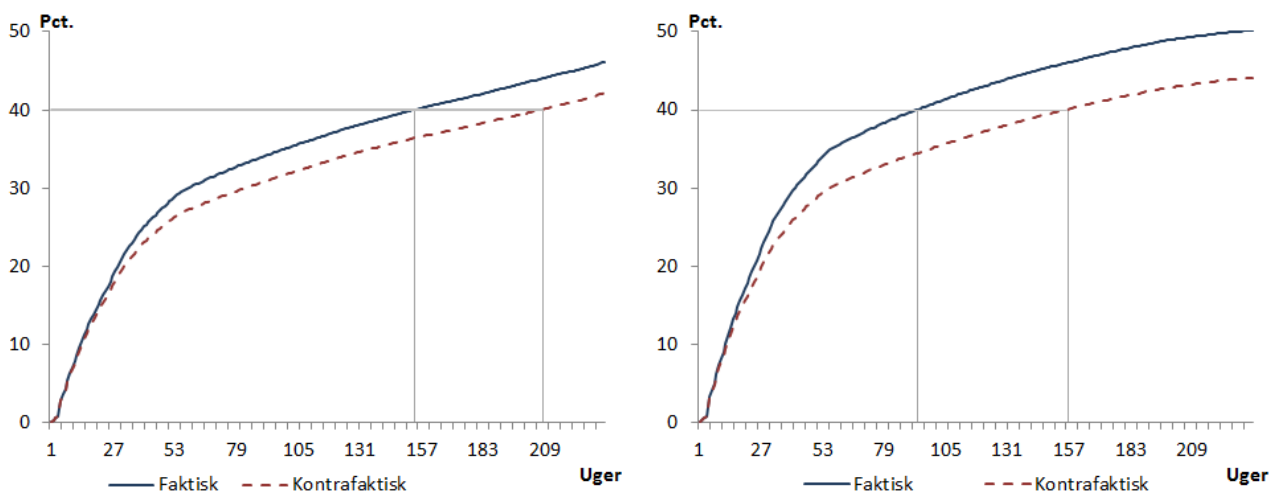
$$\hat{h}(j)_f = \frac{1}{N(j)} \sum_{i=1}^{N(j)} \hat{h}_i(j)_f, \quad f = \textit{faktisk}, \textit{ kontrafaktisk}$$

Her er $N(j)$ antallet af forløb, der fortsat befinder sig på kontanthjælp efter $j - 1$ ugers ledighed. Ud fra de ugentlige gennemsnitlige hazardrater er det simpelt at beregne både overlevelseskurven samt afgangsfunktionen i de to scenarier,

$$\hat{S}(J)_f = \prod_{j=1}^J \left[1 - \hat{h}(j)_f \right] \Rightarrow \hat{F}(J)_f = 1 - \hat{S}(J)_f, \quad f = \textit{faktisk}, \textit{ kontrafaktisk}$$

På samme måde vil jeg estimere faktiske- og kontrafaktiske afgangsfunktioner til selvforsørgelse for de kontanthjælpsmodtagere, der er berørt af hhv. offentlig eller privat virksomhedspraktik.

Når de estimerede gennemsnitlige afgangsfunktioner beregnes for hele populationen, vil forskellen i de to scenarier være forsvindende lille, fordi en stor andel af alle kontanthjælpsmodtagere ikke er berørt af et praktikforløb hos en privat virksomhed, og i endnu mindre grad hos en offentlig virksomhed, jf. tabel 1. Derfor er det mere relevant at se på effekten af et praktikforløb hos en privat eller offentlig virksomhed for de personer, der rent faktisk har deltaget i de respektive praktikordninger. Det vil sige, at jeg vil evaluere effekterne af offentlig virksomhedspraktik for de personer, der har deltaget i den offentlige praktikordning og på samme måde evaluere effekterne af privat virksomhedspraktik for de personer, der har deltaget i et praktikforløb hos en privat virksomhed.



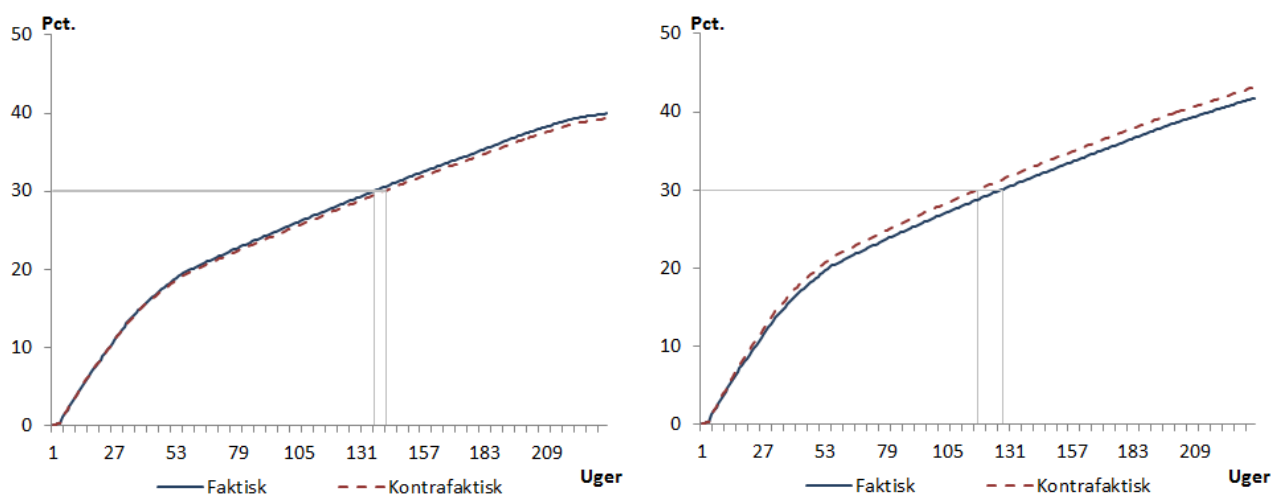
Figur 6. Afgangsfunktioner til beskæftigelse for forløb, der er berørt af offentlig virksomhedspraktik (venstre) eller privat virksomhedspraktik (højre).

Figur 6 illustrerer de estimerede gennemsnitlige afgangsfunktioner til beskæftigelse i et faktisk- og et kontrafaktisk scenarie for kontanthjælpsmodtagerne, der er berørt af et praktikforløb hos hhv. offentlig og privat virksomhed. De positive effekter af både offentlig og privat virksomhedspraktik på hazardraten til beskæftigelse kommer til udtryk ved, at de estimerede afgangsfunktioner, i det faktiske scenarie, ligger over de kontrafaktiske afgangsfunktioner. Det betyder, at den kumulerede sandsynlighed for at afgå til beskæftigelse er lavere *uden* deltagelse i den respektive praktikordning ift., når personerne deltager i praktikordningen. Jeg vil her understrege, at det kontrafaktiske scenarie *ikke* kan fortolkes som en situation, hvor virksomhedspraktikken slet ikke indgår som en indsatsmulighed for kommunerne, men blot at den ikke er anvendt på kontanthjælpsmodtagerne. I det faktiske scenarie er f.eks. 40 pct. af kontanthjælpsmodtagerne, der er berørt af et praktikforløb i en offentlig virksomhed, estimeret til at være afgået efter 154 uger, mens 40 pct. af disse personer først vil være afgået efter 208 uger, hvis de *ikke* havde deltaget i praktikforløbet. På den måde formår offentlig virksomhedspraktik at afkorte varigheden i 40 pct. percentilen med 54 uger.

Blandt kontanthjælpsmodtagerne, der er berørt af et praktikforløb hos en privat virksomhed, er de første 40 pct. af kontanthjælpsmodtagerne estimeret til at være afgået indenfor 93 uger, når de deltager i praktikforløbet, mens 40 pct. af disse personer først vil være afgået efter 156 uger, hvis de *ikke* havde deltaget i privat virksomhedspraktik. Dette resulterer i en afkortningen af varigheden på 63 uger i den 40. percentil for kontanthjælpsmodtagere, der var berørt af et praktikforløb hos en privat virksomhed. I overensstemmelse med de estimerede effekter har den private praktikordning således fortsat en større effekt på afgang til beskæftigelse end den offentlige praktikordning. Vi så i tabel 9, at dette i særdeleshed kom til udtryk i en stor positiv procentvis ændring af hazardraten efter praktikforløbet er afsluttet. Jeg vil her bemærke, at det formentligt havde været mere naturligt at præsentere effekterne i medianen, hvor netop halvdelen af kontanthjælpsmodtagerne er estimeret til at være afgået til beskæftigelse, men eftersom denne percentil af afgangsfunktionen ikke kan observeres i den givne dataperiode, har jeg i stedet præsenteret effekterne ved den 40. pct. percentil.

Det er værd at bemærke, at 40 pct. af kontanthjælpsmodtagerne, der er berørt af offentlig virksomhedspraktik, er i et kontrafaktisk scenarie estimeret til at være afgået efter 208 uger, mens på tilsvarende vis er 40 pct. af kontanthjælpsmodtagerne, der deltager i den private ordning afgået efter 156 uger. Det betyder, at der er forskel i de to grupperes sammensætning i de observerbare karakteristika, der har en væsentlig betydning for den estimerede sandsynlighed for at komme i beskæftigelse. Jeg vil senere vende tilbage til, hvilken effekt de observerbare karakteristika har på afgang til beskæftigelse og herigennem belyse, hvilke observerbare karakteristika, der driver

forskellen i de to gruppers estimerede sandsynligheder for at komme i beskæftigelse, når der vel at mærke er taget højde for effekten af de to forskellige praktikordninger.



Figur 7. Afgangsfunktioner til selvforsørgelse for forløb, der er berørt af offentlig virksomhedspraktik (venstre) eller privat virksomhedspraktik (højre).

Jeg har ligeledes estimeret faktiske- og kontrafaktiske afgangsfunktioner for afgang til selvforsørgelse og illustreret disse i figur 7. Et iøjefaldende resultat er, at forskellen mellem de faktiske- og kontrafaktiske afgangsfunktioner er mindre tydelig i afgangene til selvforsørgelse end i afgangene til beskæftigelse. Desuden er den estimerede afgang til selvforsørgelse væsentlig lavere end den estimerede afgang til beskæftigelse. Dette afspejler sig i, at den kumulerede afgang kun akkurat når 40 pct. i slutningen af den observerede dataperiode. Af den årsag vil jeg evaluere forskellen mellem de faktiske- og kontrafaktiske afgangsfunktioner til selvforsørgelse i den 30. percentil snarere end den 40. percentil.

Den signifikante fastholdelseeffekt, som den private praktikordning har på afgang til selvforsørgelse, kommer til udtryk ved, at det nu er den kontrafaktiske afgangsfunktion, der ligger en smule over den faktiske afgangsfunktion. Det betyder, at *uden* deltagelse i den private praktikordning vil kontanthjælpsmodtagerne altså i nogen grad afgå hurtigere til selvforsørgelse. På den måde formår praktik i en privat virksomhed således at afholde kontanthjælpsmodtagerne fra at trække sig ud af arbejdsmarkedet og derved forsørge sig selv.

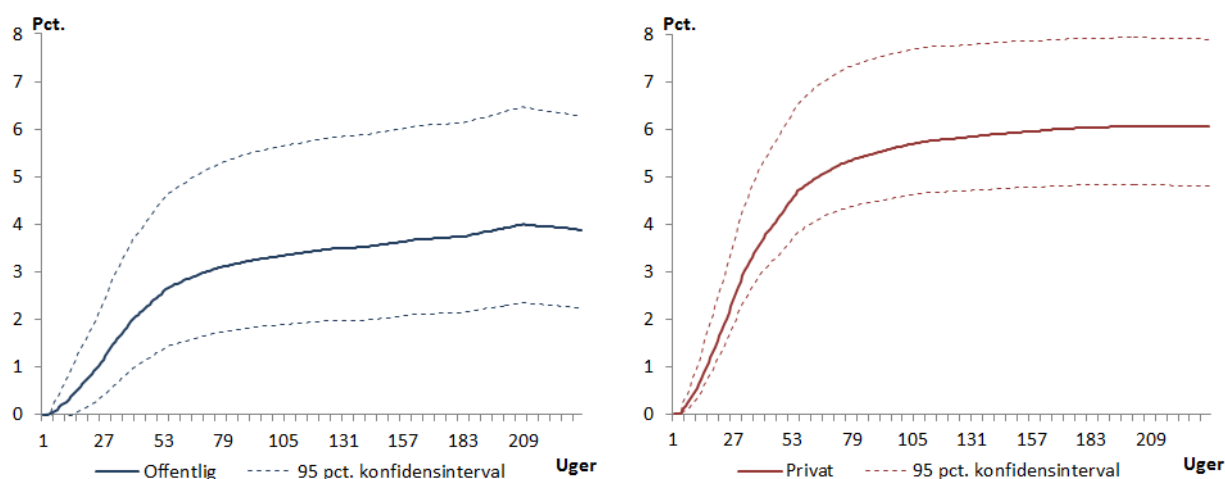
Den faktiske- og kontrafaktiske afgangsfunktion til selvforsørgelse for kontanthjælpsmodtagere, der er berørt af offentlig virksomhedspraktik, er sammenfaldende, omend den faktiske afgangsfunktion ligger en lille smule over den kontrafaktiske. Den signifikant positive programeffekt af offentlig virksomhedspraktik resulterer i, at 30 pct. af de personer, der er berørt af offentlig virksomheds-

praktik, afgår efter 136 uger, hvorimod 30 pct. af selvsamme personer først vil være afgået efter 141 uger, hvis de *ikke* havde deltaget i praktikforløbet. Der er således ikke væsentlig forskel i, hvor meget varigheden for den 30. percentil forlænges med som følge af deltagelse i et praktikforløb hos en offentlig virksomhed. Endvidere finder jeg det tvivlsomt, at offentlig virksomhedspraktik har en signifikant effekt på den estimerede afgangsfunktion for de kontanthjælpsmodtagere, der deltog i ordningen.

Til at vurdere om den faktiske afgangsfunktion er signifikant forskellig fra den kontrafaktiske afgangsfunktion vil jeg, for hver uge, j , beregne den kumulerede merafgang ud fra forskellen i de to afgangsfunktioner. Dernæst vil jeg simulere et 95 pct. konfidensinterval af denne merafgang. Jeg vil starte med at beregne den kumulerede merafgang til hhv. beskæftigelse og selvforsørgelse som forskellen i de estimerede faktiske- og kontrafaktiske afgangsfunktioner,

$$\text{Merafgang}(j) = \hat{F}(j)_{\text{faktisk}} - \hat{F}(j)_{\text{kontrafaktisk}}$$

I simuleringen af et 95 pct. konfidensinterval på merafgangen vil jeg på baggrund af hver simulation i $\hat{\beta}_{sim}$ beregne en merafgang. På den måde opnår jeg 1.000 estimerede funktioner af merafgangen, der alle afhænger af uge j . For hver uge j vil jeg dernæst finde den nedre grænse i konfidensintervallet for uge j ud fra den 26. laveste værdi af merafgangen, mens den 975. største værdi af merafgangen er konfidensintervallets øvre grænse i uge j .

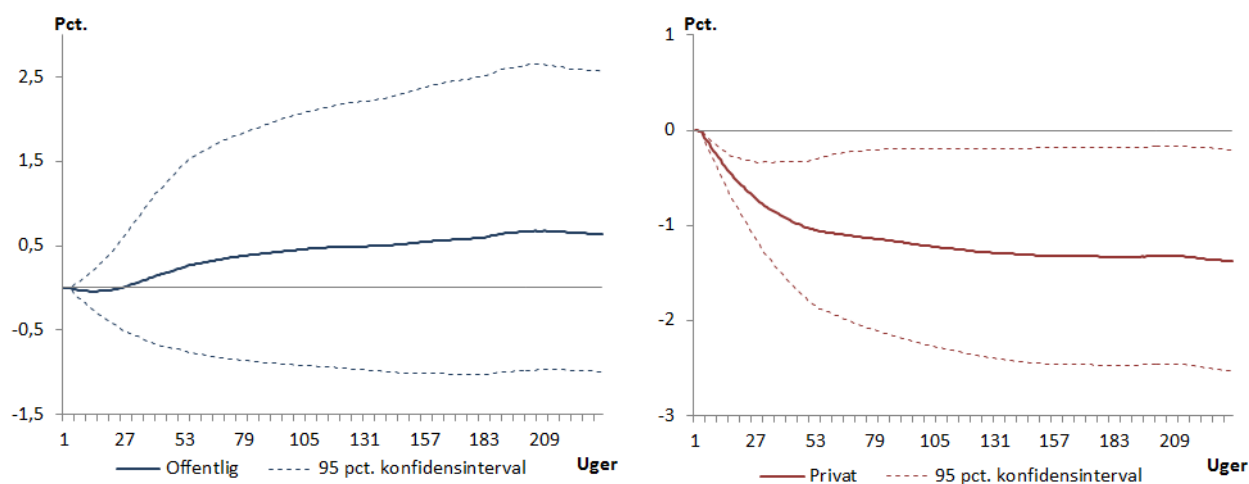


Figur 8. Kumuleret merafgang til beskæftigelse, der er berørt af offentlig virksomhedspraktik (venstre) eller privat virksomhedspraktik (højre).

Kontanthjælpsmodtagere, der er berørt af et praktikforløb i en privat virksomhed, vil som følge af at have deltaget i praktikordningen, opleve en merafgang til beskæftigelse på 4,5 pct. efter 1

års ledighed, jf. figur 8. Denne effekt vil med 95 pct. sikkerhed spænde mellem 3,7 og 6,3 pct. På samme måde vil personer, der er berørt af offentlig virksomhedspraktik, efter 1 års ledighed opleve en merafgang til beskæftigelse, der ligger mellem 1,3 og 4,5 pct. udelukkende som følge af deltagelse i den offentlige praktikordning. Eftersom den nedre grænse i de to konfidensintervaller begge er større end nul, har begge praktikordninger en signifikant positiv effekt på den kumulerede merafgang til beskæftigelse.

Praktikordningernes effekt på merafgangen til beskæftigelse flader ud efter halvandet års tid. Jeg vil her bemærke, at denne stabilisering i nogen grad kan være drevet af, at kun det første aktiveringsforløb er medtaget, samtidig med at programeffekten kun er tilladt at påvirke hazardraten til beskæftigelse i 26 uger efter endt aktivering. Efter tilstrækkelig lang tid vil hovedparten af kontanthjælpsmodtagerne have afsluttet deres første praktikforløb samtidig med, at der vil være gået mere end 26 uger siden de afsluttede praktikken, og der vil derfor reelt ikke være nogen forskel i den faktiske- og kontrafaktiske afgangsfunktion.



Figur 9. Kumuleret merafgang til selvforsørgelse, der er berørt af offentlig virksomhedspraktik (venstre) eller privat virksomhedspraktik (højre).

Den positive programeffekt som offentlig virksomhedspraktik har på afgang til beskæftigelse, viser sig ikke at have en signifikant effekt på den kumulerede merafgang for de kontanthjælpsmodtagere, der er berørt af praktikordningen. Denne konklusion kan drages ud fra figur 9, fordi den nedre grænse af konfidensintervallet på merafgangen er negativ samtidig med, at den øvre grænse er positiv. Det betyder således, at der ikke er signifikant forskel på den faktiske- og kontrafaktiske afgangsfunktion for deltagerne af offentlig virksomhedspraktik, jf. figur 9. Det kan derfor argumenteres, at de u hensigtsmæssige effekter, som den offentlige praktikordning har på afgang til selvforsørgelse (ved at ordningen fremskynder kontanthjælpsmodtagerne til at trække sig fra

arbejdsmarkedet, når praktikforløbet er afsluttet), reelt ikke har en konsekvens på en estimerede merafgang til selvforsørgelse.

Omvendt er effekten af den private praktikordning på merafgangen til selvforsørgelse signifikant negativ for de kontanthjælpsmodtagere, der deltager i privat virksomhedspraktik. Efter 1 års ledighed vil kontanthjælpsmodtagere, der deltager i den privat praktikordning, opleve en kumuleret merafgang til selvforsørgelse på -0,3 pct. som følge af deltagelse i den private praktikordning. Det vil sige, at der efter 1 års ledighed samlet set vil være afgået 0,3 pct. færre personer til selvforsørgelse, udelukkende som konsekvens af deltagelse i privat virksomhedspraktik. Generelt er størrelsesordenen på effekterne af praktikordningen mere beskedne på merafgangen til selvforsørgelse end på merafgangen til beskæftigelse, hvilket flugter med, at de procentvise ændringer i hazardraten til selvforsørgelse tilsvarende var mere beskedne end i hazardraten til beskæftigelse.

Tidsafhængige programeffekter

Analysen har netop vist, at begge praktikordninger har en stor procentvis ændring på hazardraten til beskæftigelse, når praktikforløbet er afsluttet. Det kan derfor være interessant at undersøge programeffekten nærmere ved bl.a. at se på, om effekten varierer med tiden efter praktikforløbet er afsluttet. På den baggrund har jeg estimeret en særskilt model, hvor jeg, som tidligere beskrevet, erstatter programeffekten med en programeffekt, der er mere fleksibel overfor tiden efter praktikforløbet er afsluttet. Konkret har jeg opdelt programeffekten i en effekt for 1-13 og 14-26 uger efter endt praktik, samt en effekt for mere end et halvt år efter praktikforløbet afsluttede. Jeg vil med denne model således have bedre mulighed for at validere, om det i forrige model var rimeligt at antage, at praktikordningerne ikke har nogen effekt på afgang til hverken beskæftigelse eller selvforsørgelse, når det er mere end et halvt år siden at praktikforløbet blev afsluttet.

Den estimerede model resulterer i en fordeling af den uobserverbare selektion, der består af seks støttepunkter. Da støttepunkternes værdi og sandsynlighedsmasser ikke adskiller nævneværdigt fra den tidligere estimerede model, vil jeg ikke præsentere resultaterne af de uobserverbare selektioner i dette afsnit men i stedet henvise til Appendiks B. Fastholdelseeffekterne i afgang til både beskæftigelse og selvforsørgelse er præsenteret i tabel 10, hvor det fremgår, at effekterne af de tre indsatstyper heller ikke afviger væsentligt fra fastholdelseeffekterne i tabel 9. Yderligere er fastholdelseeffekterne i denne udvidet model estimeret med omtrent samme usikkerhed som de tidligere gennemgåede fastholdelseeffekter. Jeg vil derfor for denne del af resultatet hovedsageligt fokusere på programeffekten af de to praktikordninger, da det netop er programeffekten, der adskiller sig fra hinanden i de to estimerede modeller.

Programeffekten af et praktikforløb hos en offentlig virksomhed har en større effekt på afgangens til beskæftigelse i de første tre måneder efter praktikforløbet er afsluttet, hvorefter effekten aftager. På 5 pct. signifikansniveau har deltagelse i offentlig virksomhedspraktik efter mere end et halvt år ingen signifikant effekt på afgangens til beskæftigelse. Jeg fandt tidligere en programeffekt, der øgede hazardraten til beskæftigelse med 65 pct. i det første halve år efter praktikforløbet er afsluttet. Denne effekt kan dekomponeres i følgende ændringer af hazardraten; hazardraten øges med 74 pct. i de første tre måneder efter praktikforløbet er afsluttet, mens hazardraten blot øges med godt 46 pct. i perioden mellem tre og seks måneder efter endt praktik.

Tabel 10: Effekt af aktiveringsindsats angivet som procentvise ændring i hazardraten

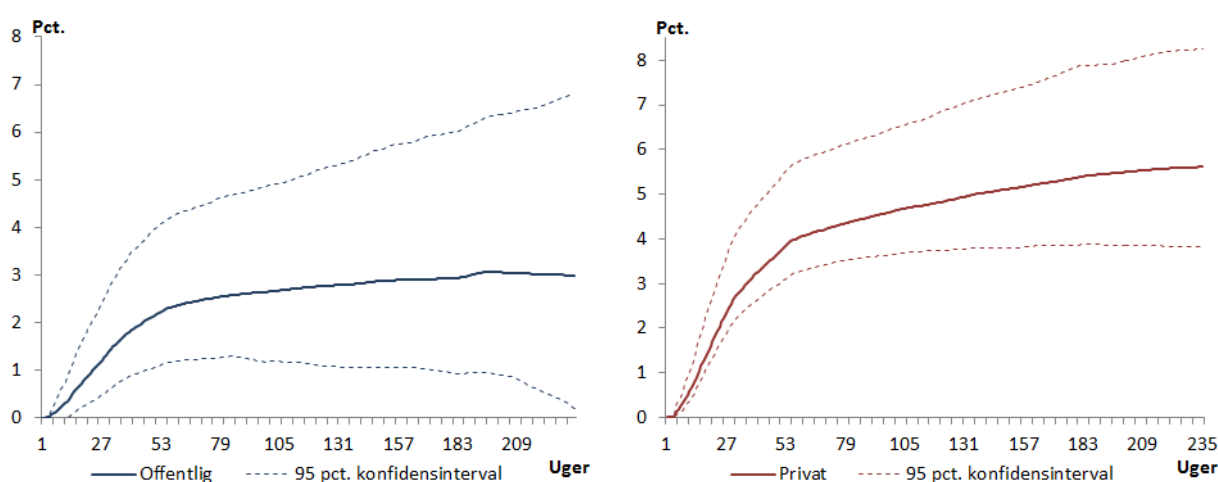
Afgangstilstande	Beskæftigelse Δ pct, [$\hat{\delta}$ / σ]	Selvforsørgelse Δ pct, [$\hat{\delta}$ / σ]
Fastholdelseeffekt		
<i>Offentlig virksomhedspraktik</i>	6,4 [0,062/ 0,789]	-7,8 [-0,008/ 0,890]
<i>Privat virksomhedspraktik</i>	14,1 [0,132/ 0,053]	-25,6 [-0,296/ 0,064]
<i>Andet aktivering</i>	16,9 [0,156/ 0,034]	-15,6 [-0,170/ 0,033]
Programeffekt		
<i>Offentlig virksomhedspraktik</i>		
- 1-13 uger efter	73,9 [0,553/ 0,099]	14,1 [0,132/ 0,123]
- 14-26 uger efter	46,2 [0,380/ 0,176]	37,9 [0,321/ 0,164]
- Mere end 26 uger efter	2,2 [0,021/ 0,218]	-5,2 [-0,053/ 0,188]
<i>Privat virksomhedspraktik</i>		
- 1-13 uger efter	87,9 [0,630/ 0,060]	2,5 [0,025/ 0,079]
- 14-26 uger efter	80,4 [0,590/ 0,096]	19,4 [0,177/ 0,107]
- Mere end 26 uger efter	24,9 [0,223/0,133]	-4,1 [-0,042/ 0,119]
<i>Andet aktivering</i>	27,9 [0,246/ 0,035]	16,5 [0,153/ 0,035]

Bem.: Fed skrift indikerer signifikans på 5 pct. niveau,

Tidligere deltagelse i offentlig virksomhedspraktik har ingen signifikant effekt på afgangens til selvforsørgelse, når programeffekten opdeles i særskilte effekter for 1-13 uger, 14-26 og mere end 26 uger efter endt praktik. Dette kan skyldes, at effekten er for lille til at være signifikant i de første tre måneder, hvorimod der formentligt er for få observationer tilbage tre måneder efter endt praktikforløb til, at den positive effekt på 38 pct. bliver signifikant på et 5 pct. niveau. Det skal bemærkes,

at denne positive programeffekt mellem tre og seks måneder efter endt praktikforløb, dog er signifikant på et 10 pct. niveau. Den tidligere fundne programeffekt af den offentlige praktikordning på afgang til selvforsørgelse forsvinder således, når programeffekten dekomponeres i særskilte effekter, der afhænger af tiden efter praktikforløbet er afsluttet. I overensstemmelse med de tidligere fundne resultater har den private praktikordning heller ikke i denne model nogen signifikant programeffekt på afgang til selvforsørgelse.

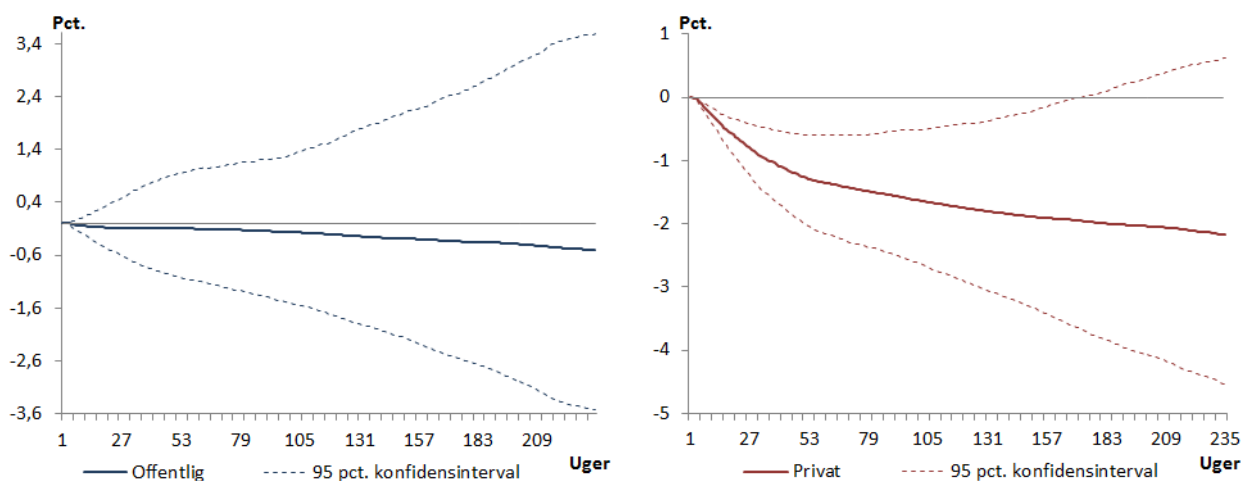
Et praktikforløb i en privat virksomhed øger hazardraten til beskæftigelse med 88 pct. i de første tre måneder efter praktikforløbet er afsluttet, mens hazardraten til beskæftigelse øges godt 80 pct. mellem tre og seks måneder efter praktikforløbet er afsluttet. På 5 pct. signifikansniveau har den private praktikordning derfor heller ingen signifikant effekt på afgang til beskæftigelse, når der er gået mere end et halvt år siden praktikforløbet afsluttede. Dog er der en positiv effekt i denne periode, som er signifikant på et 10 pct. niveau. Det skal bemærkes, at der er langt mindre tidsvariation i programeffekten af den private praktikordning, end der er i den offentlige ordning. Effekten af den offentlige virksomhedspraktik aftager med knap 28 pct. point i intervallet mellem 1-13 uger og 14-26 uger efter praktikforløbet er afsluttet. Mellem tilsvarende intervaller aftager effekten af at have deltaget i den private praktikordning blot med 8 pct. point. På den måde aftager den opkvalificerende effekt af at have deltaget i praktik hurtigere, når praktikforløbet afholdes hos en offentlige virksomhed ift. en private virksomhed. Jeg vil med denne modeludvidelse på tilsvarende vis evaluere, hvilken effekt praktikordningerne har på merafgangen til beskæftigelse for de kontanthjælpsmodtagere, der var i berøring med de respektive praktikordninger. Disse merafgange til beskæftigelse er illustreret i nedenstående figur 10.



Figur 10. Kumuleret merafgang til beskæftigelse for forløb, der er berørt af offentlig virksomhedspraktik (venstre) eller privat virksomhedspraktik (højre).

Efter 1 års ledighed er den estimerede merafgang til beskæftigelse som følge af at have deltaget i offentlig eller privat virksomhedspraktik på hhv. 2,2 pct. og 3,8 pct. I denne udvidede model er deltagelse i en af de to praktikordninger således estimeret til at have en smule mindre effekt på merafgangen til beskæftigelse, end hvad jeg fandt i den forrige model. Dog er effekten på merafgangen til beskæftigelse estimeret med betydelig større usikkerhed, der kommer til udtryk i et breddere konfidensinterval af effekten. Yderligere øges usikkerheden med ledighedsancienniteten, hvilket fremgår mest tydeligt i den kumulerede merafgang for deltagerne af offentlige virksomhedspraktik. Trumpetformen af konfidensintervallerne på merafgangen til beskæftigelse vurderer jeg kan være drevet af flere faktorer; først og fremmest er programeffekterne i den udvidede model estimeret med betydelig større usikkerhed, der fremgår af de større standardafvigelse på parameterestimererne i tabel 10. Særligt de insignifikante programeffekter, der måler effekten af at have deltaget i et praktikforløb mere end et halvt år tidligere, er i sagens natur estimeret med store standardafvigelse. Det betyder, at simuleringen af denne estimerede parameter kan resultere i negativ værdi, der således påvirker merafgangen til beskæftigelse negativt, når der er gået mere end et halvt år efter praktikforløbet blev afsluttet. Det vil sige, at usikkerheden af konfidensintervallet øges med ledighedsancienniteten fordi; 1) der med tiden vil være flere kontanthjælpsmodtagere, der både har afsluttet deres praktikforløb samtidig med, 2) at der er gået tilstrækkeligt lang tid fra, at praktikforløbet sluttede til, at de usikre programeffekter vil have en virkning på den estimerede afgangsfunktion.

På trods af, at effekten er mere usikkert bestemt har deltagelse i et praktikforløb hos en offentlig virksomhed fortsat en signifikant positiv effekt på merafgangen til beskæftigelse, for de kontanthjælpsmodtagere, der deltager i den offentlige praktikordning, jf. figur 10. Effekten af den private praktikordning er kun i nogen grad mere usikkert bestemt ift. de tidligere estimerede effekter på merafgangen til beskæftigelse, og har fortsat en signifikant positiv effekt for deltagerne af privat virksomhedspraktik.



Figur 11. Kumuleret merafgang til selvforsørgelse, der er berørt af offentlig virksomhedspraktik (venstre) eller privat virksomhedspraktik (højre).

Effekten af den offentlige praktikordning har ingen signifikante effekter på merafgangen til selvforsørgelse for de kontanthjælpsmodtagere, der deltog i den offentlige praktikordning. På den måde flugter dette resultat med de tidligere fundne effekter af den offentlige praktikordning. Omvendt adskiller effekten af den private praktikordning på merafgangen til selvforsørgelse sig i nogen grad fra de tidligere fundne effekter. Jeg fandt tidligere, at den private ordning i hele observationsperioden havde en signifikant negativ effekt på merafgangen til selvforsørgelse for deltagerne af privat virksomhedspraktik. Af figur 11 fremgår det, at denne effekt ikke længere er signifikant efter 172 uger. Dette resultat kan igen tilskrives den estimerede programeffekt af praktikordningen, når der er gået mere end et halvt år efter praktikforløbet afsluttede.

Opdelingen af programeffekten for de to praktikordninger kan således bidrage til en forståelse af, hvornår effekten af praktikforløbene har den største effekt på afgang til beskæftigelse og selvforsørgelse. Samtidig bekræfter det, at hverken den offentlige eller private praktikordning har en signifikant effekt, når der er gået mere end 26 uger efter praktikforløbet er afsluttet. Omvendt finder jeg, at den estimerede effekt i praktikordningen et halvt år efter deltagelse komplicerer fortolkningen af effekten på merafgangen for de personer, der var berørt af de respektive ordninger, fordi usikkerheden af konfidensintervallerne øges med ledighedsancienniteten. Jeg vil derfor primært anvende den udvidede model til at belyse, hvordan de to praktikordninger formår at opkvalificere kontanthjælpsmodtagerne og særligt, hvordan denne opkvalificering udvikler sig med tiden efter praktikforløbet er afsluttet.

7.3 Effekter af observerbare karakteristika

Jeg vil i dette delafsnit se nærmere på, om der er personkarakteristika, der er særlig tilbøjelige til at få personen hurtigere i beskæftigelse eller selvforsørgelse, samt hvilke observerbare karakteristika, der er særligt udsat for at blive aktiveret tidligt i kontanthjælpsforløbet.

Ikke overraskende er tidligere tilknytning til arbejdsmarkedet en vigtig forklarende karakteristika for, hvor hurtigt kontanthjælpsmodtageren kommer i beskæftigelse. Jo mere beskæftigelse personen havde det første år før kontanthjælpsforløbet påbegyndte, desto hurtigere vil personen afgå til beskæftigelse igen, jf. tabel 12. Det samme gør sig gældende for beskæftigelsesgraden 2 og 3 år før kontanthjælpsforløbet, omend de fundne effekter er mindre end effekterne i det første år forud for kontanthjælpsforløbet. Dertil har en høj tilknytning til arbejdsmarkedet det første år en negativ effekt på afgang til selvforsørgelse.

Jo længere tid kontanthjælpsmodtageren har modtaget sygedagpenge i det første år forud for kontanthjælpsforløbet, desto længere tid vil der gå før personen afgår til enten beskæftigelse eller selvforsørgelse. Yderligere fremgår det af tabel 12, at personer, der i det første år forud for kontanthjælpsforløbet har modtaget sygedagpenge i mindre end 30 pct. af tiden, vil hurtigere blive aktiveret end personer, der *ikke* har modtaget sygedagpenge året før kontanthjælpsforløbet. Dog har en sygedagpengegrad på mere end 30 pct. af tiden en negativ effekt på sandsynligheden for at blive aktiveret. Det tyder således på, at kommunerne hurtigt aktiverer personer, der i nogen grad har været berørt af en sygdom året inden ledighedsforløbet ift. personer, der slet ikke har været berørt af en arbejdshæmmende sygdom i det første år forud for kontanthjælpsforløbet samt personer, der i høj grad har været berørt af sygdom i det første år forud for kontanthjælpsforløbet.

Der er en tendens til at jo ældre man er desto, langsommere afgår man til både beskæftigelse og selvforsørgelse samtidig med, at man også bliver aktiveret senere end personer i alderen 30-39 år. Omvendt vil personer, der er vurderet som arbejdsmarkedsparate i de første fire uger af kontanthjælpsforløbet afgå hurtigere til både beskæftigelse og selvforsørgelse. Derudover vil disse personer også hurtigere blive mødt med et krav om deltagelse i en aktiveringsindsats end de personer, der ikke vurderes som arbejdsmarkedsparate i de første fire uger af kontanthjælpsforløbet. Endelig har mænd samt gifte personer en højere tilbøjelighed til at afgå til beskæftigelse og selvforsørgelse, end kvinder, enlige eller sammenlevende. Jeg vil her bemærke, at effekten af at være gift er den største positive effekt på afgang til selvforsørgelse, hvilket kan skyldes, at personer, der indgår i et ægteskab, i højere grad har mulighed for at trække sig ud af arbejdsmarkedet og have et

forsørgelsesgrundlag hos sin partner end f.eks. enlige. Endvidere bliver indvandre og efterkomme-re generelt hurtigere aktiveret end kontanthjælpsmodtagere med dansk oprindelse. Yderligere vil ikke-vestlige indvandre og efterkommere afgå langsommere fra kontanthjælpssystemet, til enten beskæftigelse eller selvforsørgelse, end personer med dansk oprindelse. Til sidst vil jeg bemærke, at år 2014 har en positiv effekt på afgangen til beskæftigelse. Den gensidige forsørgerpligt, der med kontanthjælpsreformen i 2014 blev udbredt til også at omfatte sammenlevende, kan formentlig forklare en del af denne positive effekt i reformåret på afgangen til beskæftigelse.

Information om at en person bor i en land- eller yderkommune har ingen signifikant effekt på hverken hazardraten til beskæftigelse, selvforsørgelse eller aktivering. Ligeledes har alle år, undtagen 2015, ingen signifikant effekt på afgangen til selvforsørgelse. Disse karakteristika er eksempler på insignifikante parameterestimater i min timing-of-events model, som man kunne overveje at fjerne for at opnå en reduceret model, der udelukkende består af signifikante variable. Jeg har dog valgt i denne analyse at beholde både signifikante samt insignifikante parameterestimater, fordi den simultane estimation af de tre hazardrater gør det komplekst at fjerne insignifikante parametre på en hensigtsmæssig måde. Desuden vil en modelreduktion yderligere kompliceres af, at der som beskrevet, er et stokastiske element i estimationsmetoden. Jeg vil derfor afholde mig fra at reducere min model.

Den indledende tabel 4 illustrerer sammensætningen af de observerbare karakteristika blandt kontanthjælpsmodtagerne, der deltog i virksomhedspraktik hos en offentlig og privat virksomhed. Her fremgik det at kontanthjælpsmodtagere, der deltog i den private ordning, i højere grad var repræsenteret af personer i alderen 30-39 år, mænd samt personer, der har bopæl i en bykommune sammenlignet med de forløb, der deltog i den offentlige praktikordning. Disse er karakteristika, som er alle estimeret til at have en positiv effekt på afgangen til beskæftigelse og selvforsørgelse, jf. tabel 12. Endvidere er kontanthjælpsmodtagere, der er berørt af den private praktikordning mere beskæftigede i det første år inden ledighed, hvilket har yderligere en positiv effekt på afgangen til beskæftigelse. På den måde vil deltagerne af privat virksomhedspraktik således afgå hurtigere til beskæftigelse uagtet af aktiveringsindsatsen. Dette kom til udtryk i de estimerede kontrafaktiske afgangsfunktioner, hvor 40 pct. af deltagerne af den private praktikordning er estimeret til at være afgået efter 156 uger, mens tilsvarende gjorde sig gældende efter 208 uger for personerne, der deltog i den offentlige praktikordning.

Tabel 12: Parameterestimer af de forklarende variable

Tilstande	Aktivering	Beskæftigelse	Selvforsørgelse
Gift	0,054	0,428	0,249
Mand	0,070	0,167	0,147
Alder, 40-49 år	-0,113	-0,097	-0,123
Alder, 50-59 år	-0,216	-0,302	-0,138
Alder, 60-64 år	-0,696	-0,727	-0,291
Vestlig indvandrer/efterkommer	0,119	0,033	0,071
Ikke-vestlig indvandrer/efterkommer	0,136	-0,337	-0,270
Land eller yder kommune	-0,009	-0,016	0,003
By kommune	-0,861	0,034	0,093
Visiteret arbejdsmarkedsparat ved påbegyndt ledighed	0,589	0,351	0,088
År, 2012	0,028	-0,059	-0,010
År, 2013	0,207	0,049	0,013
År, 2014	0,532	0,127	-0,003
År, 2015	0,520	-0,177	-0,236
<i>Beskæftigelse 1 år forud for ledighed</i>			
]0 – 30] pct.	0,578	1,520	-0,200
]30 – 100] pct.	0,465	1,985	-0,445
<i>Beskæftigelse 2 til 3 år forud for ledighed</i>			
]0 – 30] pct.	0,053	0,298	-0,008
]30 – 100] pct.	-0,201	0,432	0,020
<i>Sygedagpenge 1 år forud for ledighed</i>			
]0 – 30] pct.	0,172	-0,110	-0,180
]30 – 100] pct.	-0,662	-0,922	-0,329
<i>Sygedagpenge 2 til 3 år forud for ledighed</i>			
]0 – 30] pct.	0,035	0,101	-0,226
]30 – 100] pct.	-0,087	-0,95	-0,296
<i>Anden offentligt forsørgelse 1 år forud for ledighed</i>			
]0 – 50] pct.	-0,098	0,187	0,378
]50 – 90] pct.	0,061	0,093	0,144
]90 – 100] pct.	0,367	0,380	-0,502
<i>Anden offentligt forsørgelse 2 til 3 år forud for ledighed</i>			
]0 – 50] pct.	-0,442	-0,074	0,310
]50 – 90] pct.	-0,520	-0,216	0,129
]90 – 100] pct.	-0,550	-0,314	-0,209

Bem.: Fed skrift indikerer signifikans på 5 pct. niveau.

7.4 Perspektivering til andre studier

Tidligere danske studier har ligeledes evalueret effekten af virksomhedspraktik, og jeg vil i dette afsnit sammenligne de tidligere fundne effekter med denne analyse.

Bolvig, Jensen & Rosholm (2003) evaluerer i deres studie effekten af alle aktiveringsindsatser for kontanthjælpsmodtagere i Århus kommune. Studiet anvender ligeledes en timing-of-events model, hvorimod studiet adskiller sig fra indeværende analyse ved udelukkende at basere sig på kontanthjælpsforløb fra Århus kommune i perioden 1993-1997. Studiet evaluerer effekten af de virksomhedsrettede indsatser, der dækker over både virksomhedspraktik og løntilskud i offentlige såvel som private virksomheder. Studiet finder at de virksomhedsrettede indsatser har negativ, men insignifikant fastholdelseeffekt på afgang til beskæftigelse, mens de finder en signifikant positiv programeffekt. Samlet set finder studiet derfor en positiv effekt af de virksomhedsrettede indsatser på afgang til beskæftigelse, hvilket stemmer overens med de fundne effekter i indeværende analyse. Det skal bemærkes, at effekterne i Bolvig, Jensen & Rosholm (2003) ikke blot er fundet ud fra det første aktiveringsforløb, men derimod er baseret på alle aktiveringsforløb.

Blandt nyere studier, der evaluerer virksomhedspraktikordningen for kontanthjælpsmodtagere, bør Skipper (2010) nævnes. Dette studie anvender en matching metode, og analysedesignet adskiller sig således væsentligt fra indeværende analyse. Studiet finder initielt en signifikant positiv fastholdelseeffekt på afgang til selvforsørgelse, hvilket er i overensstemmelse med resultaterne i indeværende analyse af den private praktikordning. Tre år efter påbegyndt praktikforløb er der ingen signifikant forskel i selvforsørgelsesgraden blandt kontrol- og deltagergruppen, og konklusionen af studiet er derfor, at virksomhedspraktik ikke har en signifikant effekt på afgang til selvforsørgelse. Perspektiverer vi det til indeværende analyse finder jeg ligeledes heller ingen signifikant effekt af offentlig virksomhedspraktik på merafgang til selvforsørgelse. Tilgængæld viser indeværende analyse, at privat virksomhedspraktik har en signifikant negativ effekt på afgang til selvforsørgelse, og analysen adskiller sig her fra Skippers resultat. Det skal bemærkes, at den anvendte population i Skipper (2010) udelukkende medtager ikke-arbejdsmarkedsparete kontanthjælpsmodtagere, og dermed afviger Skipper (2010) sig også her fra indeværende population.

8 Diskussion

Som jeg var inde på i afsnit 5 om identifikation, er en afgørende antagelse for identifikationen af kausaleffekten af et praktikforløb, at kontanthjælpsmodtageren ikke må have kendskab til det eksakte påbegyndelsestidspunkt af praktikforløbet. Som oftest vil tidspunktet for, hvornår kontanthjælpsmodtageren bliver oplyst om det eksakte påbegyndelsestidspunkt dog ikke være sammenfaldende med det *faktiske* påbegyndelsestidspunkt af praktikforløbet. Der er således en potentielt mindre bias i de netop gennemgængede resultater, og jeg vil her give mit bud på, om effekterne er over- eller underestimerede.

Såfremt kontanthjælpsmodtagerne finder det omkostningsfuldt at deltage i et praktikforløb (fordi de mister en del af deres fritid uden nogen kompensation i indkomsten), vil jeg forvente, at informationen om at skulle deltage i et praktikforløb har en positiv påvirkning på afgang til beskæftigelse allerede forud for praktikforløbet. I det tilfælde vil effekterne af de to praktikordninger på afgang til beskæftigelse være underestimerede, fordi denne analyse udelukkende estimerer effekterne af praktikordningerne, i perioden *efter* kontanthjælpsmodtageren er påbegyndt. Omvendt må det forventes, at hvis kontanthjælpsmodtageren vurderer, at praktikforløbet er til gavn for personen, så vil forventningseffekten være negativ. Dette kan skyldes, at de personer, der ved at de skal deltage i et praktikforløb, vil søge mindre ihærdigt efter et job i perioden op til praktikforløbets start, fordi disse personer forventer, at praktikforløbet vil give nogle fordelagtige kompetencer. Det kunne f.eks. være at man under praktikperioden tilegner sig kompetencer, der åbner op for bedre jobmuligheder.

Min vurdering er at sidstnævnte bud på retningen af forventningseffekten er mindre sandsynlig, og særligt med hensyn til kontanthjælpsmodtagernes afgang til beskæftigelse. Hvis kontanthjælpsmodtagerne vurderer, at praktikforløbet giver nogle særlige gunstige redskaber, vil jeg argumentere for, at dette ligeledes vil skinne igennem i en negativ fastholdelseseffekt i afgang til beskæftigelse under deltagelse i praktikforløbet. Da jeg i denne analyse finder positive fastholdelseseffekter af begge praktikordninger (omend, det kun er den private praktikordning, der er signifikant), er mit bedste bud, at effekterne på afgang til beskæftigelse er estimeret med et mindre negativt bias.

Yderligere vil jeg bemærke, at der muligvis ikke er kontrolleret tilstrækkeligt for den gensidige forsørgerpligt, der med kontanthjælpsreformen i 2014 blev udvidet til at omfatte samlevende. Hvis det havde været muligt at skelne enlige personer fra samlevende i DREAM, kunne jeg have kontrolleret yderligere for reformeffekten ved at medtage et interaktionsled for det at være samlevende i år 2014. Alternativt kunne jeg have afgrænset observationsperioden ved kun at følge population

frem til slutningen af 2013. Dette har jeg dog valgt ikke at gøre, både fordi reformeffekten kan have påvirket allerede før kontanthjælpsreformen blev implementeret samtidig med, at jeg har prioriteret en så lang observationsperiode som muligt for også at medtage lange kontanthjælpsforløb.

Til sidst skal det nævnes, at denne analyse er baseret på en population af kontanthjælpsforløb, der er påbegyndt i en periode, hvor den afkortede dagpenge periode blev indfaset. Dette kan potentielt have betydning for sammensætningen af kontanthjælpsforløbene i populationen, men også hvilke forhold kontanthjælpsmodtagerne søgte job under. Implementeringen af den afkortede dagpengeperiode indebar, at både igangværende samt påbegyndte dagpengeforløb fra den 1. juli 2010 alle havde ret til præcis to års udbetaling af dagpenge. Det betød at i 2. halvår 2012 stod en stor del af dagpengemodtagerne til at miste deres ret til dagpenge. Der var således relativt mange mennesker, der reagerede på udsigten til, at de ville miste deres ret til dagpenge ved at intensivere deres jobsøgning på samme tidspunkt. Denne intensivering i jobsøgning kan potentielt have øget udbuddet på arbejdskraft, der ikke på tilsvarende vis blev mødt af en øget efterspørgsel. På den måde kan det argumenteres, at selve implementeringen af den afkortede dagpengeperiode betød, at de personer, der stod til at opbruge deres ret til dagpenge, gensidigt fortrængte hinandens muligheder for at komme i beskæftigelse igennem et øget udbud af arbejdskraften. Det skal bemærkes at der løbende er blevet vedtaget tiltag, der havde til formål at dæmpe denne fortrængende effekt, men jeg kan ikke udelukke at de medtagede forløb i indeværende analyse potentielt har været påvirket af indfasningen af den afkortede dagpengeperiode.

9 Konklusion

I denne analyse finder jeg, at deltagelse i både offentlig og privat virksomhedspraktik fremskynder kontanthjælpsmodtagere til at komme i beskæftigelse. Den private praktikordning har en positiv effekt på afgangens til beskæftigelse, både *under* og *efter* praktikforløbet er afsluttet, mens den offentlige ordning har en positiv effekt på afgangens til beskæftigelse udelukkende *efter* praktikforløbet er afsluttet. Begge praktikordninger formår således at forbedre kontanthjælpsmodtagernes udgangspunkt for at komme i beskæftigelse, der særligt kommer til udtryk ved store procentvise ændringer i afgangsraten efter endt praktikforløb. Dette kan være et udtryk for, at praktikordningerne virker efter deres formål og, at praktikforløbene således formår at opkvalificere kontanthjælpsmodtagerne. Dog formår den private praktikordning i højere grad at opkvalificere kontanthjælpsmodtagerne end den offentlige ordning. Dette kommer ligeledes til udtryk i merafgangens til beskæftigelse for de personer, der faktisk deltog i et praktikforløb hos hhv. en offentlig eller privat virksomhed. Konkret formår den private ordning at afkorte varigheden med 63 uger for de første 40. pct. af kontanthjælpsforløbene, der er estimeret til at afgå, mens den offentlige praktikordning på tilsvarende vis blot formår at afkorte samme varighed med 54 uger.

Effekten af at have deltaget i en praktikordning er størst i de første tre måneder efter endt praktikforløb, hvorefter effekten aftager med tiden. Et halvt år efter at praktikforløbet er afsluttet, er der ingen signifikant effekt på afgangens til beskæftigelse. Dette gør sig gældende uagtet om praktikforløbet blev afholdt hos en offentlig eller privat virksomhed. Endvidere aftager effekten af den offentlige praktikordning hurtigere mellem 1-13 uger og 14-26 uger efter praktikforløbet er afsluttet end den private praktikordning.

Under deltagelse i privat virksomhedspraktik fastholdes kontanthjælpsmodtagerne fra at trække sig ud af arbejdsmarkedet og forsørge sig selv. Dog har den private praktikordning ingen effekter på afgangens til selvforsørgelse *efter* praktikforløbet afsluttet. Omvendt har den offentlige praktikordning ingen effekt på afgangens til selvforsørgelse *under* deltagelse i praktikforløbet. Dog har den offentlige praktikordning nogle uhensigtsmæssige effekter, når praktikforløbet er afsluttet, fordi kontanthjælpsmodtagerne hurtigere vil trække sig ud af arbejdsmarkedet og forsørge sig selv, udelukkende som konsekvens af at have deltaget i praktikforløbet. Disse uhensigtsmæssige effekter har dog ingen signifikant effekt på merafgangens til selvforsørgelse for de personer, der faktisk deltog i offentlig virksomhedspraktik samtidig med, at den signifikante effekt forsvinder når effekten dekomponeres i 1-13, 14-26 uger og mere end 26 uger efter endt praktik.

10 Perspektivering

Jeg ser tre spor i denne analyse, der kunne være interessant at udfolde. Først og fremmest kunne det være interessant at vide, hvilken situation kontanthjælpsmodtagerne kommer ud til, når de vælger at forsørge sig selv. Jeg vil minde læseren om, at en person kun er berettiget til en kontanthjælpsydelse, såfremt personen ingen formue har samtidig med, at vedkommende ikke har mulighed for at blive forsørget af en ægtefælle. Det vil sige, at kontanthjælpsmodtagerne er personer, der reelt ikke har noget forsørgelsesgrundlag, og det er således svært for mig at vide, hvilken situation disse personer kommer ud til når de vælger at forsørge sig selv. Bliver disse personer hjemløse eller har de en ægtefælle med en relativ lav indkomst, der dog stadig er tilstrækkelig til at forsøge begge to? Eller vælger disse personer f.eks. i stedet at arbejde sort? Det er klart at min begrænsede forståelse af denne afgangstilstand betyder, at jeg også bliver udfordret, når jeg skal fortolke effekterne af virksomhedspraktik på afgang til selvforsørgelse. En oplagt udvidelse af afhandlingen kunne være at undersøge varigheden af disse efterfølgende selvforsørgelsesforløb, for at undersøge om en afgang til selvforsørgelse er midlertidig, eller om det er en tilstand af mere varig karakter. En ligeså interessant udvidelse kunne være en kvalitativ undersøgelse af, hvilken situation kontanthjælpsmodtagerne kommer ud til, når de vælger at forsørge sig selv. Dette vil ikke blot være interessant for denne analyse, men vil også kunne bidrage med en generel nyttig viden i andre analyser indenfor beskæftigelsesområdet.

Et andet spor der kunne være interessant at gå i dybden med, er at se nærmere på den store variation som jeg fandt i den uobserverbare selektionsmekanisme i aktivering, der omvendt ikke kom til udtryk i afgang fra kontanthjælp. Dette resultat finder jeg selv opsigtsvækkende, da det afkræfter min personlige forudforståelse af, at der eksisterer nogle forhold, som påvirker afgang til beskæftigelse, der ikke umiddelbart kan kvantificeres. Resultatet i indeværende analyse indikerer, at sagsbehandlerne formentlig agerer efter uobserverbare forhold, men at disse forhold ikke er afgørende for om kontanthjælpsmodtageren kommer hurtigt i beskæftigelse. Det kunne være spændende at få valideret dette resultat yderligere.

Til sidst kunne det være interessant at undersøge tidsafhængigheden af programeffekterne. Denne analyse formår til dels at belyse tidsafhængigheden i programeffekterne, men en følsomhedstest af tidsafhængigheden vil bidrage med en mere fyldestgørende forståelse af, hvornår i ledighedsforløbet virksomhedspraktikken har den største effekt. Det vides fra resultaterne i denne analyse, at deltagelse i virksomhedspraktik ingen signifikant effekt har på afgang til beskæftigelse, når der er gået mere end et halvt år efter praktikforløbet afsluttede. Jeg kan dog ikke udtale mig om den grænse ligger allerede tidligere end et halvt år efter endt praktik.

Referenceliste

Hjemmesider

- [1] Beskæftigelsesministeriet. (2013). Aftale om reform af kontanthjælpssystemet. Tilgængelig: www.bm.dk/da/Beskaeftigelsesomraadet/Flere%20i%20arbejde/Kontanthjaelpsreform.aspx.
- [2] Danmarks Statistik. (2015). DREAM dokumentation. Tilgængelig: www.dst.dk/da/TilSalg/Forskningservice/Data/Andre_Styrelser.
- [3] Frischcenteret. (2013). *Frisch dokumentation*. Tilgængelig: www.folk.uio.no/sgaure/ubuntu/misc/.
- [4] Jenkins, S. (2005). *Survival Analysis*. Tilgængelig: www.iser.essex.ac.uk/files/teaching/stephenj/ec968/pdfs/ec968lnotesv6.pdf.
- [5] Skipper, L. (2010). En mikroøkonometrisk evaluering af den aktive beskæftigelsesindsats. Tilgængelig: www.kora.dk/udgivelser.
- [6] Sørensen, K., Arendt, J. & Andersen, H. (2014). Effekter af uddannelsesaktivering for forsikrede ledige. Tilgængelig: www.kora.dk/udgivelser.

Artikler

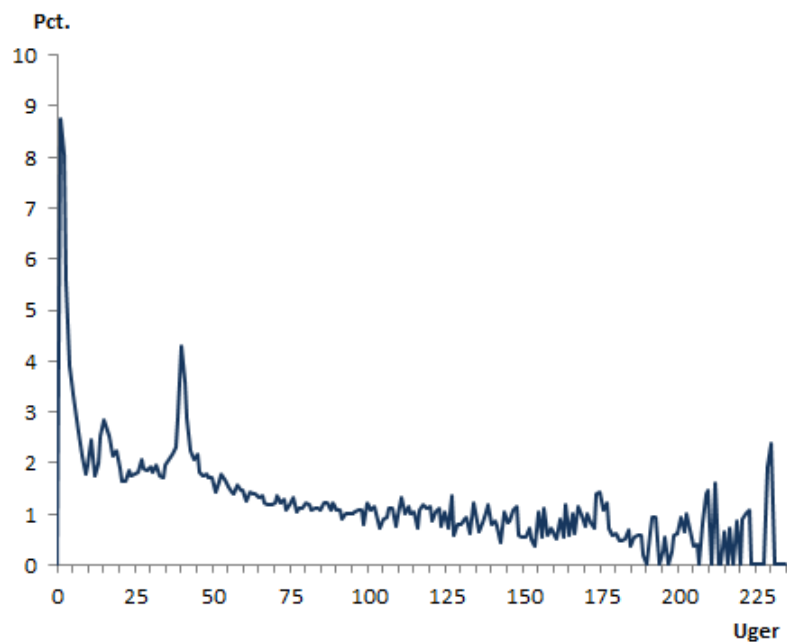
- [7] Abbring, J. & Van den Berg, G. (2003). The Nonparametric Identification of Treatment Effects in Duration Models. *Econometrica*. 71 (5), 1491-1517.
- [8] Bolvig, P., Jensen, P. & Rosholm, M. (2003). The Employment Effects of Active Social Policy. *IZA*. 736.
- [9] DØR. (2012). Arbejdsmarkedspolitik i høj- og lavkonjunktur. *Dansk Økonomi. Efterår 2012*, 160-199.
- [10] Gaure, S., Røed, K. & Zhang, T. (2007). Time and causality: A Monte Carlo assesment of the timing-of-events approach. *Journal of Econometrics*. 141, 1159-1195.
- [11] Gaure, S., Røed, K. & Westlie, L. (2012). Job Search Incentives and Job Match Quality. *Labour Economics*. 19, 438-450.
- [12] Heckman, J. & Singer, B. (1984). A Method for Minimising the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data. *Econometrica* 52, 271-320.
- [13] Rosholm, M. & Svarer, M. (2008). Estimating the Threat Effect of Active Labour Market Programmes. *Scandinavian Journal of Economics*. 110 (2), 385-401.

Bøger

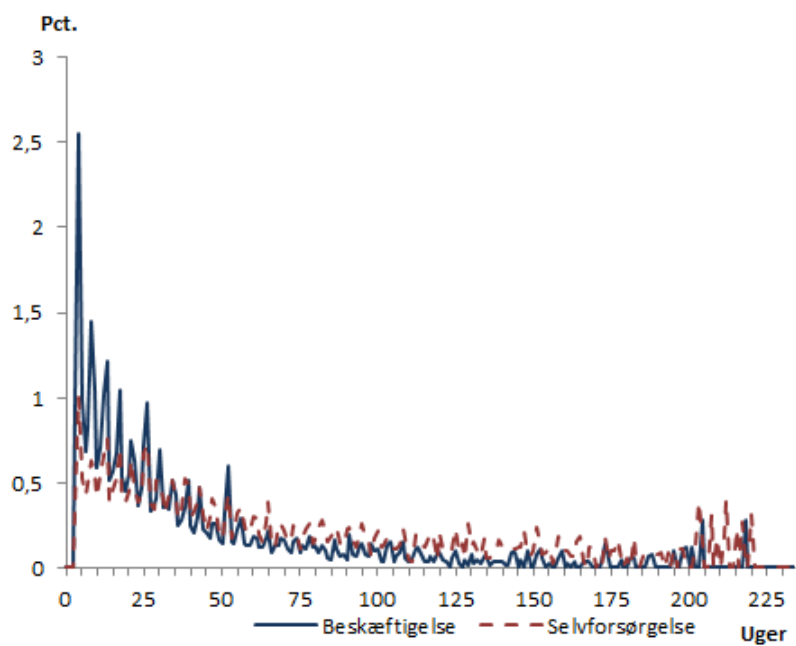
- [14] Kleinbaum, D. & Klein, M. (1996). *Survival Analysis A Self-Learning Text*. 2nd ed. *Springer*. 45-458.
- [15] Wooldridge, J. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd ed. *The MIT Press*. 903-937/ 983-1017.

11 Appendiks

Appendiks A: Empiriske hazardrater



Figur 12. Empiriske hazardrater fra ledighed til aktivering.



Figur 13. Empiriske hazardrater fra ledighed til beskæftigelse og selvforsørgelse.

Appendiks B: Estimeret model fra modeludvidelsen

Tabel 13: Parameterestimer af den diskret multivariate fordeling

Punkt	1	2	3	4	5	6
Sandsynlighed	0,264	0,244	0,163	0,130	0,115	0,084
Værdi						
<i>Aktivering</i>	-1,587	-3,084	-4,379	0,767	-4,780	-6,644
<i>Beskæftigelse</i>	-8,047	-8,404	-6,648	-7,476	-9,018	-7,640
<i>Selvforsørgelse</i>	-6,981	-7,042	-6,285	-6,654	-6,820	-6,979

Tabel 14: Parameterestimer af de forklarende variable

Tilstande	Aktivering	Beskæftigelse	Selvforsørgelse
Gift	0,054	0,428	0,249
Mand	0,070	0,167	0,147
Alder, 40-49 år	-0,113	-0,097	-0,123
Alder, 50-59 år	-0,216	-0,301	-0,138
Alder, 60-64 år	-0,696	-0,727	-0,291
Vestlig indvandrer/efterkommer	0,119	0,033	0,071
Ikke-vestlig indvandrer/efterkommer	0,136	-0,337	-0,270
Land eller yder kommune	-0,009	-0,017	0,003
By kommune	-0,861	0,036	0,093
Visiteret arbejdsmarkeds ved påbegyndt ledighed	0,589	0,350	0,088
År, 2012	0,028	-0,059	-0,010
År, 2013	0,207	0,049	0,013
År, 2014	0,532	0,126	-0,002
År, 2015	0,521	-0,182	-0,235
<i>Beskæftigelse 1 år forud for ledighed</i>			
]0 – 30] pct.	0,577	1,520	-0,200
]30 – 100] pct.	0,464	1,986	-0,445
<i>Beskæftigelse 2 til 3 år forud for ledighed</i>			
]0 – 30] pct.	0,053	0,298	-0,008
]30 – 100] pct.	-0,201	0,432	0,020
<i>Sygedagpenge 1 år forud for ledighed</i>			
]0 – 30] pct.	0,172	-0,110	-0,180
]30 – 100] pct.	-0,662	-0,922	-0,329
<i>Sygedagpenge 2 til 3 år forud for ledighed</i>			
]0 – 30] pct.	0,035	0,101	-0,226
]30 – 100] pct.	-0,087	-0,096	-0,295
<i>Andet offentligt forsørgelse 1 år forud for ledighed</i>			
]0 – 50] pct.	-0,098	0,187	0,378
]50 – 90] pct.	0,061	0,092	0,144
]90 – 100] pct.	0,367	0,380	-0,501
<i>Andet offentligt forsørgelse 2 til 3 år forud for ledighed</i>			
]0 – 50] pct.	-0,442	-0,073	0,310
]50 – 90] pct.	-0,520	-0,215	0,129
]90 – 100] pct.	-0,550	-0,313	-0,209

Bem.: Fed skrift indikerer signifikans på 5 pct. niveau.