

Effekten af nytteindsatsen for unge i kontanthjælps-systemet

Indledning

I forbindelse med kontanthjælpsreformen fra 2013 fik jobcentrene fra 1. januar 2014 pligt til, at lade de stærkeste kontant- og uddannelseshjælpsmodtagere arbejde for deres ydelse i form af blandt andet i en nytteindsats. Nytteindsatsen foregår på en offentlig arbejdsplads og består overordnet set af at udføre samfundsnyttige opgaver.

Intentionen med nytteindsatsen er, at kontant- og uddannelseshjælpsmodtagerne skal arbejde for deres ydelse. Det adskiller sig overordnet fra den øvrige aktiveringsindsats ved, at fokus i den øvrige indsats er forbedringer af den lediges kvalifikationer. Derfor er nytteindsatsen også primært rettet mod de mest ressourcestærke ledige, der ikke har andre problemer end ledighed.

I aftalen om kontanthjælpsreformen var der enighed om, at anvendelsen af nytteindsatsen løbende skal evalueres, hvilket denne analyse bidrager til. Formålet med denne analyse er således, at undersøge om deltagelse i nytteindsatsen medvirker til, at kontant- og uddannelseshjælpsmodtagerne hurtigere kommer i job eller uddannelse.

Nytteindsatsen kan også tilbydes til ledige, der modtager arbejdsmarkedsydelse. Den gruppe er dog ikke omfattet af denne analyse.

Sammenfatning

Analysen viser, at nytteindsatsen har den ønskede effekt for de unge, der modtager uddannelseshjælp, og som er åbenlyst uddannelsesparate. Deltagelse i nytteindsatsen betyder således for den gruppe unge, at de hurtigere kommer i job eller uddannelse.

Konkret sker der mere end en fordobling af afgangsraten fra uddannelseshjælp under deltagelse i nytteindsats, da raten ændres med 136 pct., *jf. tabel 1*. Det betyder, at deltagelse i nytteindsats ikke fastholder de unge i ledighed, men i stedet tilskynder dem til at finde job og uddannelse.

Også efter afslutning på nytteforløbet findes en positiv effekt, idet der ligeledes sker mere end en af fordobling job- eller uddannelseschancerne i en længere periode herefter. Afgangsraten ændres således med 168 pct. Denne positive effekt efter afslutning formodes enten at stamme fra, at udsigten til måske at skulle i nytteindsats igen øger job og uddannelsesafgangene, eller at nytteindsatsen rent faktisk har givet kompetencer fx i form af at stå op om morgenen.

Effekt efter en afsluttet nytteindsats tager udgangspunkt i en formodning om, at deltagelsen kan påvirke afgangsraten for den unge i op til 20 uger derefter.

En udvidelse af analysen, hvor effekten kan variere over tid efter afslutning viser, at effekten er størst i de første 4 uger efter deltagelsen er afsluttet, hvor afgangsraten tredobles. Derefter aftager virkningen til en fordobling mellem 5 og 8 uger efter afsluttet deltagelse. Når der er gået mere end 9 uger efter afsluttet deltagelse er afgangsraten fortsat fordoblet, og det ses uanset om effekten tillades at være op til 20 uger, op til 30 uger eller frem til afslutning af ledighedsforløbet.

Tabel 1. Effekt af nytteindsats angivet ved procentvis ændring i afgangsrater – åbenlyst uddannelsesparate uddannelseshjælpsmodtagere

	Deltagelse i nytteindsats	Effekt efter deltagelse i nytteindsats					
		0- 20 uger	0-4 uger	5-8 uger	9-20 uger	9-30 uger	9 uger eller mere
		Procentvisændring af afgangsrater					
Effekt af nytteindsats	136 **	168**	-	-	-	-	-
Tidsvarierende effekt efter afsluttet nytteindsats:							
Effekt i op til 20 uger efter afsluttet forløb	137**	-	193**	110*	135*	-	-
Effekt i op til 30 efter afsluttet forløb	156**	-	218**	130*	-	139*	-
Effekt til afslutning af ledighedsforløbet	154**	-	216**	128*	-	-	134*

Note: * og ** angiver, at estimater er signifikante på hhv. 5 pct. og 1 pct. niveau.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets på baggrund af DREAM.

Tilsvarende viser resultaterne for deltagelse i anden aktivering, at effekten i højere grad er persistent, hvilket formentlig skyldes, at det i højere grad er opkvalificerende. Således er afgangsraten øges med 186 pct. 0-4 uger efter aktiveringsforløbet er afsluttet. Effekten af det afsluttede aktiveringsforløb firefordobler afgangsraten i 5-8 uger efter afslutning, og er derefter aftagende, *jf. tabel 2*.

Tabel 2. Effekt af anden aktivering angivet ved procentvis ændring i afgangsrater – åbenlyst uddannelsesparate uddannelseshjælpsmodtagere

	Deltagelse i anden aktivering	Effekt efter deltagelse i anden aktivering					
		0- 20 uger	0-4 uger	5-8 uger	9-20 uger	9-30 uger	9 uger eller mere
		Procentvisændring af afgangsrater					
Effekt af anden aktivering	114**	203**	-	-	-	-	-
Tidsvarierende effekt efter afsluttet anden aktivering:							
Effekt i op til 20 uger efter afsluttet forløb	113**	-	186**	278**	176**	-	-
Effekt i op til 30 efter afsluttet forløb	132**	-	210**	312**	-	216**	-
Effekt til afslutning af ledighedsforløbet	131**	-	208**	310**	-	-	211**

Note: ** angiver, at estimater er signifikante på 1 pct. niveau.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets på baggrund af DREAM.

Analysen er baseret på knap 8.900 unge, der er startet på uddannelseshjælp i de første tre kvartaler af 2014, og som er vurderet åbenlyst uddannelsesparate. Blandt denne gruppe var knap 1.500 unge omfattet af nytteindsatsen.

Når de unge startede i nytteindsats, varede forløbene i gennemsnit 2 uger. Den korte varighed skyldes blandt andet, at rigtig mange finder job eller uddannelse, mens de er i gang med en nytteindsats. For den gruppe, der ikke finder job eller uddannelse inden forløbet med nytteindsats er afsluttet, varer deltagelsen i gennemsnit i knap 6 uger.

Effekterne af nytteindsatsen er desuden undersøgt for gruppen af unge mænd og gruppen af unge kvinder. For gruppen af unge mænd øges afgangsen fra kontanthjælpssystemet med 156 pct., mens de deltager i nytteindsats, sammenlignet med de unge mænd, som ikke deltager, *jf. tabel 3*. Efter afsluttet nytteforløb er afgangsraten efterfølgende øget med 228 pct. De unge kvinder kommer også hurtigere i beskæftigelse eller uddannelse, som følge af nytteindsats. Afgangsraten øges således med 134 pct. under deltagelse, og efterfølgende øges den med 118 pct.

Tabel 3. Effekt af nytteindsats for mænd og kvinder – åbenlyst uddannelsesparate uddannelseshjælpsmodtagere

	Unge mænd	Unge kvinder	Unge generelt
Procentvis ændring af afgangsraten			
Deltagelse i nytteindsats	156**	134**	136**
Afsluttet deltagelse i nytteindsats	228**	118*	168**
Deltagelse i anden aktivering	100**	120**	114**
Afsluttet deltagelse i anden aktivering	191**	196**	203**

Note: ** angiver, at estimater er signifikante på 1 pct. niveau.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets på baggrund af DREAM.

Ligeledes er effekten for unge indvandrere og efterkommere med ikke-vestlig baggrund undersøgt¹, som modtager uddannelseshjælp². Ligesom for gruppen af unge generelt er der positive effekter af nytteindsatsen for unge indvandrere og efterkommere med baggrund i et ikke-vestligt land. Imens nytteforløbet er i gang øges gruppens afgangsrater fra kontanthjælpssystemet med 43 pct., og efterfølgende med 87 pct., *jf. tabel 4*.

Tabel 4. Effekt af nytteindsats – åbenlyst uddannelsesparate uddannelseshjælpsmodtagere med ikke-vestlig baggrund

	Unge med ikke-vestlig baggrund	Unge generelt
	<i>Procentvis ændring af afgangsraten</i>	
Deltagelse i nytteindsats	43**	136**
Afsluttet deltagelse i nytteindsats	87(*)	168**
Deltagelse i anden aktivering	12	114**
Afsluttet deltagelse i anden aktivering	16	203**

Note: ** angiver, at estimater er signifikante på 1 pct. niveau. (*) signifikante på 5,4 pct. niveau.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets på baggrund af DREAM.

Målgruppe for nytteindsats

Nytteindsats er primært rettet mod de mest ressourcestærke ledige, hvilket vil sige jobparate kontanthjælpsmodtagere, unge der modtager uddannelseshjælp og er visiteret åbenlyst uddannelsesparate samt ledige på arbejdsmarkedsydelse. Derudover kan øvrige uddannelsesparate samt aktivitetsparate på uddannelseshjælp eller øvrige kontanthjælpsmodtagere ligeledes tilbydes et nyttejob. Deltagelse i nytteindsatsen for disse grupper er dog begrænset.

Arbejde i en nytteindsats indebærer udførelse af opgaver for sin ydelse, med henblik på at ledige ikke skal modtage passiv forsørgelse. Nytteindsatsen følger reglerne for virksomhedspraktik, men formålet med indsatsen er anderledes. Formålet med nytteindsatsen er at holde den ledige aktiv, indtil personen kan starte i job eller uddannelse, mens formålet ved virksomhedspraktik er, at opkvalificere og forbedre den lediges muligheder for ordinært job eller at afklare beskæftigelsesmål.

I analysen arbejdes med to grupper i kontanthjælpssystemet:

Åbenlyst uddannelsesparate uddannelseshjælpsmodtagere er unge under 30 år uden en erhvervskompetencegivende uddannelse, hvor jobcenteret vurderer, at den ledige vil kunne påbegynde og gennemføre en uddannelse inden for den nærmeste fremtid. I tiden indtil uddannelsesstart skal de unge så vidt muligt forsørge sig selv. Hvis de ikke selv finder et job i denne periode, skal de senest efter en måned arbejde for deres ydelse, fx i nytteindsats.

Jobparate kontanthjælpsmodtagere mødes med klare krav om at søge job de første tre måneder. De jobparate kontanthjælpsmodtagere, som ikke er kommet i job inden for de første tre måneder, mødes med et krav om at arbejde for deres kontanthjælp fx i form af en nytteindsats. Det samme gælder unge under 30 år med en

¹ Der er ikke et tilstrækkeligt stort datagrundlag til at lave tilsvarende analyse for unge indvandrere og efterkommere med vestlig baggrund.

² Nyankomne udlændige kan ikke modtage uddannelseshjælp, og derfor dækker analysen over personer, som har været i Danmark i en længere periode.

erhvervskompetencegivende uddannelse, der vurderes jobparat. Disse modtager dog kontanthjælp svarende til ungesatsen.

Data og population

Analysen bygger på dansk registerdata fra Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM, som omfatter samtlige personer, der har modtaget offentlige overførselsindkomster siden midten af 1991. Registeret indeholder ugentlige ydelsesoplysning som angiver, om en person har modtaget dagpenge, sygedagpenge, kontanthjælp mv. Siden januar 2014 indeholder registret ligeledes ugentlig oplysninger om personer på uddannelseshjælp samt uger med deltagelse i nytteindsats.

Populationen i denne analyse skulle som udgangspunkt både omfatte personer, der påbegyndte et forløb på uddannelseshjælp og som blev visiteret åbenlyst uddannelsesparat samt jobparate kontanthjælpsmodtagere over 30 år. Det viste sig dog, at kun en lav andel (ca. 4 pct.) af de jobparate kontanthjælpsmodtagere var berørt af nytteindsats, hvilket betyder at det ikke er hensigtsmæssigt at gennemføre effektanalysen for denne gruppe. Effektanalysen laves derfor kun for de åbenlyst uddannelsesparate.

Der medtages forløb, der er påbegyndt indenfor de første tre kvartaler af år 2014, og som ikke fire uger forinden har modtaget nogen former for kontanthjælpsydelse.

Formålet med uddannelseshjælp er at få unge til at påbegynde en uddannelse, og at de unge i videst muligt omfang skal arbejde og forsørge sig selv indtil uddannelsen starter. Succeskriteriet er dermed, om de unge finder beskæftigelse eller starter på uddannelse, og derfor benyttes beskæftigelse og uddannelse om afgangsstadie i analysen. Der laves ikke særskilte analyser for henholdsvis beskæftigelse og uddannelse, da det på det foreliggende datagrundlag ikke er muligt at skelne.

Det er dog ikke alle ledige, som kan følges frem til job/uddannelsesstart. Det sker f.eks. hvis dataperioden stopper, hvis de bliver gentagen aktiveret samt skifter til en anden ydelse eller bliver selvforsørgende. De unge følges dog så langt frem som vi kan observere deres tid på uddannelseshjælp.

Personer kan have multiple forløb, hvis de påbegynder flere forløb i observationsperioden.

Deskriptiv analyse

I løbet af de første 3 kvartaler af år 2014 var der ca. 8.900 personer, der tilgik uddannelseshjælp som åbenlyst uddannelsesparate, og de havde tilsammen knap 9.000 ledighedsforløb. Blandt modtagerne af uddannelseshjælp afgik ca. 39 pct. til beskæftigelse eller uddannelse, *jf. tabel 5*.

Tabel 5. Deskriptiv statistik af uddannelseshjælpsforløb

Modtagere af uddannelseshjælp		
	Forløb	Pct.
Forløb i alt	8.853	100
Afgået til beskæftigelse og uddannelse*	3.460	39
Censureret		
Afgået til selvforsørgelse	2.167	25
Afgået til anden ydelse	77	1
Fortsat på uddannelseshjælp	1.720	19
2. aktiveringsforløb	1.429	16
 Forløb berørt af en nytteindsats	 1.457	 17
 Forløb per person	 Gnms. 1,04 10,4 uger	 Std. Afv. 0,21 7,4 uger

Varighed af forløb

Anm.: *Beskæftigelse er defineret ved selvforsørgelse i DREAM koblet med en branchekode i pågældende måned. Personer i uddannelse som ikke er modtager SU (f.eks. lærlinge forløb) vil derfor være indeholdt heri. Uddannelse dækker kun SU.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM.

For populationen på uddannelseshjælp er knap 19 pct. af forløbene censureret grundet, at der ikke kan observeres mere data. Forløb, der er berørt af et andet aktiveringsforløb, resulterer i censurering af knap 16 pct. af forløbene, mens godt 25 pct. bliver selvforsørgende, *jf. tabel 5*.

For de unge på uddannelseshjælp er knap 17 pct. af forløbene berørt af en periode med nytteindsats.

Baggrundskarakteristika

Gruppen af uddannelseshjælpsmodtagere er nogenlunde ligeligt fordelt mellem mænd og kvinder, mens der er en overvægt af unge under 25 år, *jf. tabel 6*. Ligeledes ses, at uddannelseshjælpsmodtagerne har både en forholdsvis lav beskæftigelsesgrad samt en lav grad på offentligoverførsel de seneste tre år. Til gengæld har de unge haft en relativ god tilknytning til SU-systemet.

Endvidere ses det, at unge under 25 år i højere grad er tilbøjelig til at deltage i nytteindsatsen. Ligeledes er personer med tilknytning til SU-systemet årene forud for ledighed.

Tabel 6. Baggrundskarakteristika for åbenlyst uddannelsesparate unge.

Karakteristika	Alle uddannelseshjælpsmodtagere	Uddannelseshjælpsmodtagere berørt af nytteindsats
<i>Køn</i>		
Kvinde	42,4	42,7
Mand	57,6	57,4
<i>Alder</i>		
Under 25 år	87,3	90,3
25-29 år	12,7	9,7
<i>Herkomst</i>		
Dansk	82,9	86,1
Ikke-vestlige indv./efterkommere	14,7	11,8
Vestlige indv./efterkommere	2,4	2,1
<i>Kommunetype</i>		
Bykommune	53,8	38,9
Mellemkommune	17,1	23,8
Landkommune	22,4	31,8
Yderkommune	6,7	5,4
<i>Arbejdsmarkedshistorik</i>		
Beskæftigelsesgrad de sidste 3 år	15,9	14,7
<i>Graden af overførselsindkomst</i>		
1. år før ledighed	12,3	10,3
2. år før ledighed	15,6	13,8
3 år før ledighed	13,7	11,9
<i>Graden af uddannelse (SU)</i>		
1. år før ledighed	51,2	55,9
2. år før ledighed	49,7	53,2
3 år før ledighed	39,0	38,2

Anm.: Kommunetype er fastsat på baggrund af 14 indikatorer, som belyser graden af urbanisering, landbrugets betydning, demografisk struktur, erhvervs- og befolkningsudvikling, uddannelsesniveau, kommunens økonomiske grundlag og kommunens placering. Begrebet er defineret af Fødevareministeriet.

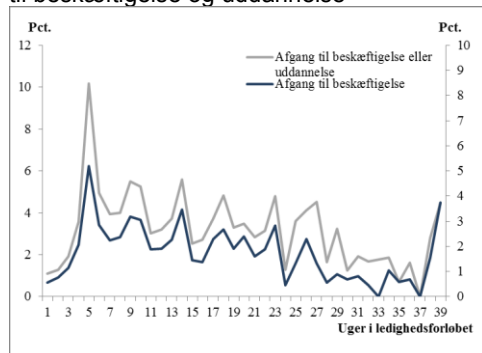
Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM.

Afgang til beskæftigelse og uddannelse

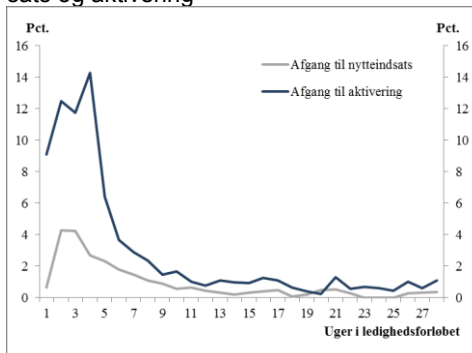
Den empiriske afgangsrate, eller den såkaldte rå afgangsrate, viser afgangsmønstret fra uddannelseshjælp til beskæftigelse og uddannelse, når der ikke tages højde for baggrundskarakteristika. Den empiriske afgangsrate til beskæftigelse har en svag aftagende tendens samtidig med, at de udviser en grad af sæsonvariation, hvilket kan tilskrives at mange kontanthjælpsforløb starter og slutter ved en kalendermåned, *jf. figur 1*. Når afgang til SU-berettiget uddannelse inddrages forskydes de empiriske afgangsrater op.

Den empiriske sandsynlighed for at påbegynde et forløb i nytteindsats eller andet aktivering er særlig høj i begyndelse af ledighedsforløbet, men er aftagende efter ca. 4 ugers ledighed. Dette afspejler at kommuner har krav om, at sende de unge i aktive tilbud tidligt i deres ledighedsforløb, *jf. figur 2*.

Figur 1. Empiriske afgangssandsynligheder til beskæftigelse og uddannelse



Figur 2. Empiriske afgangsrater til nytteindsats og aktivering



Anm.: Aktivering indeholder aktivering i løntilskud, virksomhedspraktik, ordinær uddannelse samt vejledning og opkvalificering.

Kilde: Beskæftigelsesministeriet på baggrund af DREAM.

Metode

Til at undersøge, om de uddannelseshjælpsmodtagere, der deltager i nytteindsatsen, hurtigere finder beskæftigelse, end de ellers ville have gjort, bruges den analyseform, der kaldes varighedsanalyse, nærmere bestemt den variant heraf der kaldes timing-of-events analyse.

Varighedsanalyse er anvendelig, når det handler om at afdække den dynamik, der er for uddannelseshjælpsmodtagere, fra de begynder at modtage uddannelseshjælp til de finder et job eller starter i uddannelse. Ved at bruge den variant, der kaldes timing-of-events analyse bliver det ligeledes muligt, at undersøge om deltagelse i nytteindsats har indflydelse på, hvor hurtigt de unge finder et job eller starter på en uddannelse.

Timing-of-events analyse giver mulighed for at evaluere den kausale effekt af at have deltaget i aktivering på afgangsraten til beskæftigelse eller start på en uddannelse ved at tage højde for eventuel endogen selektion ind i aktivering. Det betyder, at der tages højde for, at det ikke er tilfældigt hvem af uddannelseshjælpsmodtagerne, der skal starte i en aktivering, og hvornår i ledighedsperioden det sker. Hvis ikke der tages hensyn til denne endogenitet, kan det give ukorrekte resultater, da det ikke vil være muligt at skelne mellem hvem, der i fravær af nytteindsats, alligevel hurtigt ville have fundet job eller startet på en uddannelse.

I denne analyse er der taget udgangspunkt i, at selektionen er den samme uanset om den ledige starter i nytteindsats eller anden aktivering, hvor selektionen kunne variere afhængig af aktiveringstype gav ikke anledning til ændrede resultater.

Specifikation af timing-of-events modellen

Den rate, hvormed uddannelseshjælpsmodtagerne enten starter i nytteindsats eller finder et job/starter i uddannelse kaldes *hazardraten*, og den er nærmere bestemt et udtryk for raten, hvormed de starter i nytteindsats eller finder job/starter uddannelse givet, at det ikke er sket frem til det aktuelle tidspunkt. Hazardraten er en vigtig byggesten i varighedsanalyse i al almindelighed og dermed også til estimation via

timing-of-events. På baggrund af hazard raten specificeres modellen i de følgende to afsnit.

Mixed proportional hazard

Den specifikation af hazardraten, som hedder en *mixed proportional hazard* model, er beregnet til brug for netop varighedsanalyse. I denne model består hazardraten af to elementer. Det ene element er den såkaldte baseline hazard, som afhænger af tid og beskriver varighedsafhængigheden på afgangsraten ud i job/uddannelse eller ind i nytteindsats. Det andet element er en skaleringsfunktion, som indeholder oplysninger om personlige karakteristika, som kan påvirke hazardraten for den enkelte ledige.

Den grundlæggende rate ud i job forventes at varierer med varigheden af ledighedsperioden.. Baseline er specificeret fleksibelt ved en stykvis konstant model således, at det antages, at hazardraten er konstant indenfor intervaller, men at den kan afvige intervallerne imellem. Hvorvidt varighedsafhængigheden er positiv eller negativ bestemmes dermed ud fra data. I denne analyse er baseline hazarden konstrueret, så den kan variere indenfor korte intervaller på ca. 4-5 ugers varighed.

Uobserverbar heterogenitet

I registerdata er der en lang række information til rådighed, som f.eks. alder, arbejdsmarkedshistorik, bopæl, civilstand osv., men der er naturligvis stadig rigtig meget information om den enkelte uddannelseshjælpsmodtager, som ikke er muligt at finde i data. Det kan eksempelvis være den lediges motivation for at finde et arbejde. Det er vigtigt, at prøve at tage højde for de karakteristika, der ikke kan findes i data, da det ellers kan resultere i fejlagtige konklusioner.

En fejlagtig konklusion kan eksempelvis opstå, hvis man forestiller sig, at gruppen af uddannelseshjælpsmodtagere dækker over to mindre grupper. De to mindre grupper er én gruppe, som er meget ihærdige med at søge arbejde, og én gruppe, der er knap så ihærdige. Efter en periode vil gruppen af ihærdige jobsøgere være svundet mere end den anden gruppe. Hvis der ikke tages højde for de forskellige grupper, vil afgangsraten i job med tiden blive lavere (mere aftagende) end det reelt er tilfældet. Det sker, fordi der bliver en større og større overvægt af ”de mindre ihærdige” gruppen, hvor der søges mindre.

Om disse uobserverbare karakteristika antages det, at de følger en diskret fordeling, som estimeres via en række støttepunkter og sandsynligheden for hvert enkelt støttepunkt. Det kan opfattes således, at der i gruppen af uddannelseshjælpsmodtagere findes et antal undergrupper (antal støttepunkter), som er af varierende størrelse (sandsynligheden for at møde en person fra den enkelte gruppe). Antallet af støttepunkter er ikke bestemt på forhånd, men forsøges fastlagt ved estimationen af modellen.

Estimation af timing-of-events modellen

Næste skridt er nu at estimere modellen. Det sker via den metode, der hedder maximum likelihood estimation. Idéen bag denne estimationsform er, at bestemme de parameterværdier for de observerede variable, der er mest sandsynlige baseret på data.

I praksis tager maximum likelihood estimation udgangspunkt i en likelihoodfunktion, som specificeres på baggrund af det indsamlede data, *jf. ovenstående afsnit omkring mixed proportional hazard*. Når likelihood-funktionen er maximeret på baggrund af det indsamlede data, er det muligt at drage statistiske konklusioner om populationen.

I *boks 1* nedenfor gennemgås den økonometriske baggrund for likelihood-funktionen, som afslutningsvis opstilles.

Boks 1. Likelihood-funktionen

Analysen er baseret på en timing-of-events model, der gør det bliver muligt at drage konklusioner om populationen, når den tilhørende likelihood-funktionen er maximeret på baggrund af det indsamlede data.

Likelihood-funktionen er et udtryk for tæthedsfunktionen betinget på de tilhørende parametre, som skal estimeres. Tæthedsfunktionen er givet ved $f(t) = h(t) \cdot S(t)$, hvor $h(t)$ er hazardraten og $S(t)$ er overlevelsesfunktionen.

Hazardraten er et udtryk for, hvor mange der finder job på et givet tidspunkt relativt til, hvor mange der på samme tidspunkt fortsat er på uddannelseshjælp. Hazardraten, $h(t)$, er, som tidligere nævnt specificeret via en mixed proportional hazard model. Hazardraterne for afgang til hhv. job/uddannelse, h_b , og nyttejob eller anden aktivering, $h_{a,j}$, får følgende udtryk:

$$h_b(t_b|x, d_1(t_b), d_2(t_b), v_b) = \lambda_b(t_b) \cdot \exp(x'\beta_b + d_1(t_b)\gamma_1 + d_2(t_b)\gamma_2 + v_b)$$

$$h_{a,j}(t_{a,j}|x, v_{a,j}) = \lambda_{a,j}(t_{a,j}) \cdot \exp(x'\beta_{a,j} + v_{a,j})$$

Hvor $j = \{1,2\}$ angiver deltagelse i enten et nyttejob eller anden aktivering, $\lambda(t)$ er baseline hazarden og det resterende er skaleringsfunktionen, med x som de observerede variable, d_1 og d_2 er dummyvariable, der angiver henholdsvis deltagelse og tidligere deltagelse i aktivering, samt de uobserverbare variable v .

Overlevelsesfunktionen er et udtryk for alle de uddannelseshjælpsmodtagere, der er "overlevet" i systemet frem til et givet tidspunkt, og det er givet ved $S(t) = \exp[-H(t)]$.

Bidragene til likelihood-funktionen fra beskæftigelse og aktivering på baggrund af hazardraterne og overlevelsesfunktioner bliver således:

$$L_b(t_b|x, d_1(t_b), d_2(t_b), v_b) = h_b(t_b|x, d_1(t_b), d_2(t_b), v_b)^{c_b} \cdot \exp\left(-\int_0^{t_b} h_b(s|x, v_b)ds\right)$$

$$L_a(t_{a,j}|x, v_{a,j}) = \prod_{j=1}^2 h_{a,j}(t_{a,j}|x, v_{a,j})^{c_{a,j}} \cdot \exp\left(-\int_0^{t_{a,j}} h_{a,j}(s|x, v_{a,j})ds\right)$$

hvor c_b antager værdien 1, når uddannelseshjælpsmodtageren finder et job/uddannelse, mens den antager værdien 0, hvis forløbet bliver højrecensureret, og hvor $c_{a,j}$ antager værdien 1, hvis den ledige er i aktivering i enten nytteindsats eller anden aktivering og 0 ellers.

Den sidste del, der mangler i forbindelse med opstilling af likelihood-funktionen er, at det er centralt for timing-of-events modellen, at de to hazarder estimeres simultant. Det sker ved at tillade varigheden indtil aktivering og varigheden indtil afgang til job at være afhængige af hinanden. Det kan dels ske via korrelation af de uobserverbare variable, og dels ved direkte via den effekt, som deltagelse i aktivering/nyttejob har på varigheden indtil job. Der er uobserverbare led i hver af hazarderne, og det antages, at de har en fælles fordeling: $G(v_b, v_{a,j})$. Fællesfordelingen antages at være ukendt og den approksimeres ud fra en diskret fordeling ved hjælp af det optimale antal støttepunkter.

På baggrund af ovenstående er det muligt at opstille den samlede likelihood-funktion, hvor der tages hensyn til uobserveret heterogenitet:

$$L = \iiint L_b(t_b|x, v_b) L_a(t_a|x, v_a) dG(v_b, v_{a,j})$$

Resultater

Resultaterne af timing-of-events analysen kommer i form af et parameterestimat for den tid, hvor den ledige har deltaget i et nytteindsats og et parameterestimat for tiden efter deltagelse i nyttejobbet er blevet afsluttet³. For hvert parameterestimat angives, om det er statistisk signifikant, og hvor stor en procentvis ændring af afgangsraten til beskæftigelse/uddannelse det giver anledning til, se nærmere herom i boks 2 nedenfor.

I estimationerne af timing-of-events modellerne er der, som ovenfor nævnt, medtaget en baseline afgang fra uddannelseshjælp og en række forklarende variable. Disse parameterestimater kommenteres sidst i dette afsnit.

Som tidligere nævnt er timing-of-events analysen kun lavet for de unge under 30 år, da populationen over 30 år, der startede et kontanthjælpsforløb i de første tre kvartaler af 2014, og som deltog i en nytteindsats, er så lille, at der ikke kan laves generelle konklusioner.

Resultater for åbenlyst uddannelsesparate uddannelseshjælpsmodtagere

De åbenlyst uddannelsesparate unge på uddannelseshjælp finder i høj grad hurtigere beskæftigelse eller starter på en uddannelse som følge af deltagelse i nytteindsats, jf. tabel 7. Imens de åbenlyst uddannelsesparate unge deltager i nytteindsats, øges afgangsraten til beskæftigelse eller uddannelse med en faktor på 0,86, svarende til en ændring på 136 pct. Dvs. afgangssandsynligheden for at afgå fra uddannelseshjælp til beskæftigelse eller uddannelse stiger med 136 pct. Ændringen er statistisk signifikant, og dermed er det understøttet, at deltagelse i nytteindsats reelt set ændrer afgangsraten fra uddannelseshjælp.

Tilsvarende resultat findes, når deltagelse i nytteindsatsen er afsluttet. Parameterestimatet er på 0,99, hvilket svarer til, at afgangsraten er øget med 168 pct. Resultatet er ligeledes statistisk signifikant.

Tabel 7. Effekt af nytteindsats – åbenlyst uddannelsesparate uddannelseshjælpsmodtagere

Forklarende variabel	Parameterestimat	Ændring af afgangsrate
Deltagelse i nytteindsats	0,86**	136 pct.
Afsluttet deltagelse i nytteindsats	0,99**	168 pct.
Deltagelse i anden aktivering	0,76**	114 pct.
Afsluttet deltagelse i anden aktivering	1,11**	203 pct.

Note: ** angiver, at estimater er signifikante på 1 pct. niveau.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets på baggrund af DREAM.

Der findes tilsvarende resultater ved deltagelse i anden aktivering. Her øges afgangsraten med en faktor på 0,76, svarende til ændring på 114 pct., mens der deltages i aktivering. Efter afsluttet aktiveringsforløb øges afgangsraten med en faktor på 1,11, svarende til ændring på 203 pct.

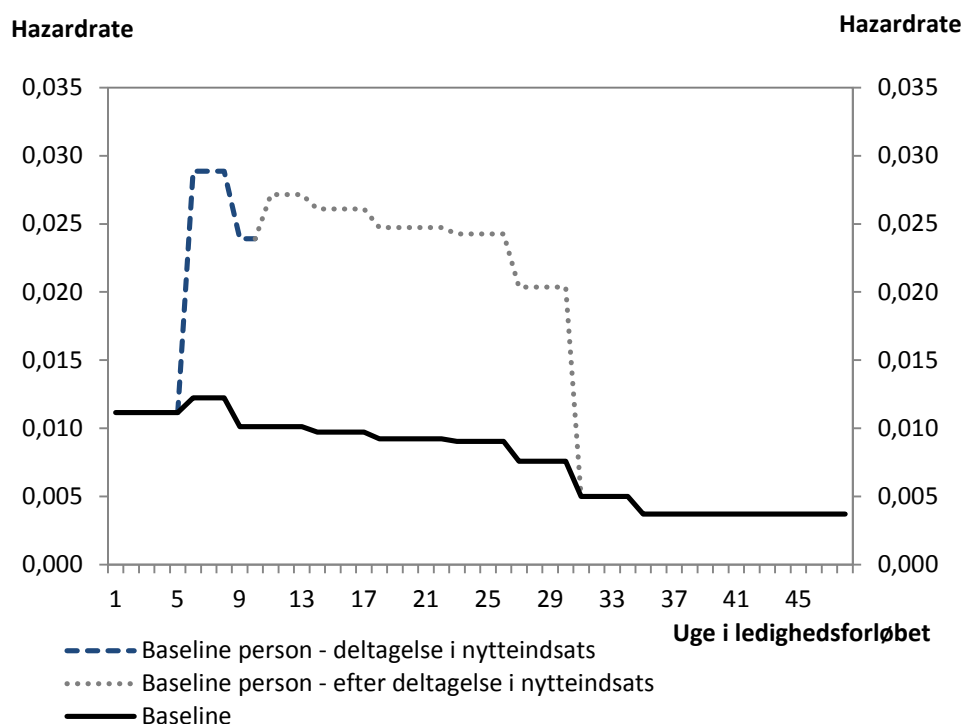
De positive effekter under deltagelse skal ses i lyset af, at aktiveringsprogrammerne ligger meget tidligt i ledighedsforløbet, og at mange af de unge på uddannelseshjælp straksaktiveres. Herved kan den positive fastholdelseeffekt indeholde en del motivationseffekt, der bidrager til den positive effekt under deltagelse. Dertil skal

³ Parameterestimatet er baseret på de efterfølgende 20 uger efter et afsluttet nytteforløb.

bemærkes, at ydelsesniveauet på uddannelseshjælp er på niveau med SU-satsen, hvorved de unge muligvis vil søge bredere end tidligere.

Effekten af nytteindsats kan illustreres via påvirkning af baseline hazarden. Baseline hazarden viser afgangssandsynligheden for hver uge i ledighedsforløbet for baseline personen⁴, jf. figur 3. Afgangssandsynligheden er konstant indenfor de givne intervaller, men afviger intervallerne imellem. Ved deltagelse i nytteindsats ses en væsentlig forøgelse i afgangsraten ved, at afgangssandsynligheden parallelle forskydes opad. Effekten efter deltagelse bidrager ligeledes positivt til afgangssandsynligheden til beskæftigelse og uddannelse. Effekten efter deltagelse er tilladt til at vare op til 20 uger efter endt forløb i nytteindsats, hvorefter det antages, at der ikke længere er en effekt af nytteindsatsen⁵. I det følgende afsnit undersøges det, hvorvidt effekterne efter afsluttet deltagelse varierer over tid.

Figur 3. Effekt af deltagelse i nyttejob



Anm.: Baseline personen er: Kvinde, af dansk oprindelse, bor i en bykommune, har ikke deltaget i et aktivt tilbud, har ingen historik på offentlig forsørgelse, SU eller beskæftigelse de seneste tre år.

⁴ Baseline person: Kvinde, af dansk oprindelse, bor i en bykommune, har ikke deltaget i et aktivt tilbud, har ingen historik på offentlig forsørgelse, SU eller beskæftigelse de seneste tre år.

⁵ I Rosholm og Svarer (2008) anvendes 26 uger. Da intentionen med nytteindsats ikke er at opkvalificere, forventes effekten at være af kortere varighed.

Boks 2. Signifikans af parameterestimer

Når parametrene i timing-of-events modellen er estimeret via maximum likelihood metoden, er næste step at fastslå, hvorvidt estimerne er statistisk signifikante.

Vurderingen af, om parameterestimerne er statistisk signifikante, baseres på signifikanssandsynligheden P (p-værdien). P-værdien udtrykker her, hvor stor sandsynligheden er for, at parameterestimer er nul frem for den estimerede værdi. Det betyder, at jo lavere p-værdi, jo større statistisk belæg for at tro, at estimatet ikke blot er nul. Generelt set arbejdes der indenfor økonomien med en p-værdi på 5 pct., som værende tiltrækkelig for at resultatet er statistisk signifikant. Hvis p-værdien er mindre end 1 pct. står resultatet blot endnu stærkere.

Ved maximum likelihood estimation kan p-værdien beregnes på baggrund af parameterestimatet divideret med standardafvigelsen.

Resultater for unge mænd og kvinder

Effekterne af nytteindsatsen er desuden undersøgt for henholdsvis gruppen af unge mænd og gruppen af unge kvinder.

For gruppen af unge mænd øges afgangsen fra kontanthjælpsystemet med 156 pct., mens de deltager i nytteindsats, sammenlignet med de unge mænd, som ikke deltager, jf. tabel 8. Efter afsluttet nytteforløb er afgangsraten efterfølgende øget med 228 pct.

De unge kvinder kommer også hurtigere i beskæftigelse eller uddannelse, som følge af nytteindsats. Afgangsraten øges således med 134 pct. under deltagelse, og efterfølgende øges den med 118 pct.

Tabel 8. Effekt af nytteindsats for mænd og kvinder – åbenlyst uddannelsesparate uddannelseshjælpsmodtagere

	Unge mænd	Unge kvinder	Unge generelt
Procentvis ændring af afgangsraten			
Deltagelse i nytteindsats	156**	134**	136**
Afsluttet deltagelse i nytteindsats	228**	118*	168**
Deltagelse i anden aktivering	100**	120**	114**
Afsluttet deltagelse i anden aktivering	191**	196**	203**

Note: ** angiver, at estimer er signifikante på 1 pct. niveau.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets på baggrund af DREAM.

Analysen er baseret på henholdsvis ca. 4.850 unge mænd og godt 3.500 unge kvinder, hvoraf ca. 830 af mændene deltog i nytteindsats og ca. 620 af kvinderne.

Resultater for unge indvandrere og efterkommere med ikke-vestlig baggrund

Ligeledes er effekten for unge indvandrere og efterkommere med ikke-vestlig baggrund⁶ undersøgt⁷. Ligesom for gruppen af unge generelt er der også positive effek-

⁶ Nyankomne udlændige kan ikke modtage uddannelseshjælp, og derfor dækker analysen over personer, som har været i Danmark i en længere periode.

ter af nytteindsatsen for unge indvandrere og efterkommere med baggrund i et ikke-vestligt land. Imens nytteforløbet er i gang øges gruppens afgangsrate fra kon-
 tanthjælpssystemet med 43 pct., og efterfølgende med 87 pct., *jf. tabel 9*.

Tabel 9. Effekt af nytteindsats – åbenlyst uddannelsesparate uddannelseshjælpsmodtagere med ikke-vestlig baggrund

	Unge med ikke-vestlig baggrund	Unge generelt
	<i>Procentvis ændring af afgangsraten</i>	
Deltagelse i nytteindsats	43**	136**
Afsluttet deltagelse i nytteindsats	87(*)	168**
Deltagelse i anden aktivering	12	114**
Afsluttet deltagelse i anden aktivering	16	203**

Note: ** angiver, at estimater er signifikante på 1 pct. niveau. (*) signifikante på 5,4 pct. niveau.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM.

Analysen er baseret på 1.300 unge med ikke-vestlig baggrund, hvoraf godt 150 af dem deltager i nytteindsatsen.

Tidsvarierende effekter efter deltagelse i nytteindsats

De resultater, der er vist i de foregående afsnit, tager udgangspunkt i, at effekten af at have deltaget i nytteindsats er en gennemsnitlig effekt over 20 uger. Denne effekt kan derfor dække over, at effekten ændres, jo længere tid der er gået siden deltagelse. Det kunne forventes, at effekten var størst umiddelbart efter forløbet i nytteindsats afsluttes, og at erindringen herom efterfølgende vil aftage, således effekten på afgangsraten vil falde med tiden.

Yderligere analyse viser, at når effekten dekomponeres findes den største effekt i de første 4 uger, efter deltagelsen i nytteindsats er afsluttet. Her er afgangsraten stort set tredoblet, da den ændres med 193 pct., når det forventes, at effekten kan vare i op til 20 uger⁸. Derefter aftager effekten og 5-8 uger efter deltagelse i nytteindsats er afgangsraten øget med 110 pct., *jf. tabel 10*.

Effekten fra 9 uger og derefter er undersøgt i tre varianter. Hvis effekten formodes at have effekt frem til 20 uger efter nytteindsatsens afslutning øges afgangsraten med 135 pct. Tillades effekten at påvirke frem til 30 uger efter afslutning findes en lignende påvirkning af afgangsraten, nemlig 139 pct. Når effekten tillades at påvirke afgangsraten i mere end de 30 uger, har deltagelsen fortsat en virkning på mere end en fordobling af afgangsraten mellem 9 uger efter deltagelse og frem til afslutning af ledighedsforløbet, *jf. tabel 10*.

⁷ Der er ikke et tilstrækkeligt stort datagrundlag til at lave tilsvarende analyse for unge indvandrere og efterkommere med vestlig baggrund.

⁸ Resultaterne varierer i mindre grad for dels deltagelse i nytteindsats og dels for 0-4 uger og 5-8 uger, som følge af at effekten tillades at varierer over tid, og efterfølgende tillades at vare længere. Det skyldes, at fordelingen af de uobserverbare karakteristika kan bliver ændret, når effekten opdeles i mindre intervaller.

Tabel 10. Effekt af nytteindsats angivet ved procentvis ændring i afgangsrage – åbenlyst uddannelsesparate uddannelseshjælpsmodtagere

	Deltagelse i nytteindsats	Effekt efter deltagelse i nytteindsats				
		0-4 uger	5-8 uger	9-20 uger	9-30 uger	9 uger eller mere
		Procentvisændring af afgangsrage				
Tidsvarierende effekt efter afsluttet nytteindsats:						
Effekt i op til 20 uger efter afsluttet forløb	137**	193**	110*	135*	-	-
Effekt i op til 30 efter afsluttet forløb	156**	218**	130*	-	139*	-
Effekt til afslutning af ledighedsforløbet	154**	216**	128*	-	-	134*

Note: * og ** angiver, at estimer er signifikante på 5 pct. og 1 pct. niveau.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM.

Tilsvarende viser resultaterne for deltagelse i anden aktivering, at effekten i højere grad er persistent, hvilket formentlig skyldes, at det i højere grad er opkvalificerende. Når effekten tillades at vare i op til 20 uger, øges afgangsraten med 186 pct. for 0-4 uger efter forløbet er afsluttet, 278 pct. for 5-8 uger efter afslutning, og derefter hhv. 176 pct. for 9-20 uger, 216 pct. for 9-30 uger og 211 pct. for 9 uger og resten af ledighedsperioden, *jf. tabel 11*.

Tabel 11. Effekt af anden aktivering angivet ved procentvis ændring i afgangsrage – åbenlyst uddannelsesparate uddannelseshjælpsmodtagere

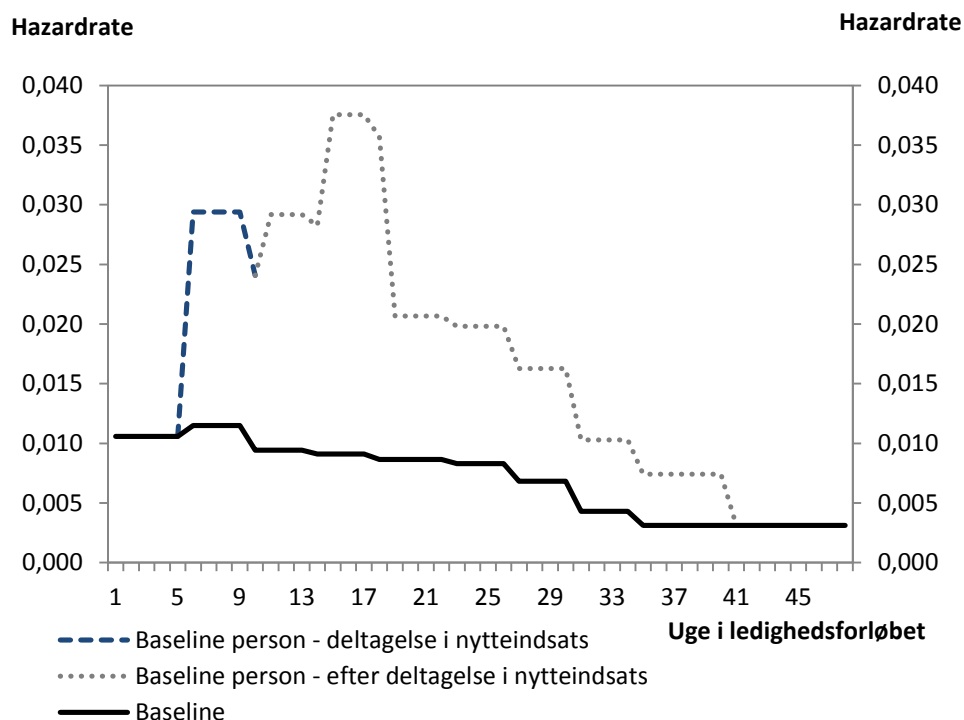
		Deltagelse i anden aktivering		Effekt efter deltagelse i anden aktivering				
				0-4 uger	5-8 uger	9-20 uger	9-30 uger	9 uger eller mere
Procentvisændring af afgangsrage								
Tidsvarierende effekt efter afsluttet anden aktivering:								
Effekt i op til 20 uger efter afsluttet forløb	113**	186**	278**	176**	-	-		
Effekt i op til 30 efter afsluttet forløb	132**	210**	312**	-	216**	-		
Effekt til afslutning af ledighedsforløbet	131**	208**	310**	-	-	211**		

Note: ** angiver, at estimer er signifikante på 1 pct. niveau.

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM.

Effekten af nytteindsats, når effekten efter afsluttet forløb kan variere over tid, og have effekt frem til 30 uger, er illustreret via påvirkning af baseline hazarden. *jf. figur 4*.

Figur 4. Effekt af deltagelse i nyttejob med tidsvarierende effekt i op til 30 uger efter afsluttet nytteindsats



Anm.: Baseline personen er: Kvinde, af dansk oprindelse, bor i en bykommune, har ikke deltaget i et aktivt tilbud, har ingen historik på offentlig forsørgelse, SU eller beskæftigelse de seneste tre år.

Resultater for baggrundskaraktetika i estimationerne

Til estimering af resultaterne for effekterne af nytteindsats er der taget højde for en række personlige baggrundskaraktetika. Det drejer sig om køn, alder, herkomst, bopæl samt forudgående beskæftigelseshistorik, uddannelseshistorik og offentlig overførselsindkomstshistorik.

Disse viser blandt andet, at mænd er mere tilbøjelige til at forlade uddannelseshjælp end kvinder og, at ledige ml. 25-30 år afgang hurtigere end ledige under 25 år. Ligeledes har ikke-vestlige indvandrere og efterkommere lavere sandsynlighed for at forlade ledighed sammenlignet med ledige, der er af dansk oprindelse. Derudover findes, at jo højere beskæftigelsesgrad den ledige har haft de seneste tre år, jo større sandsynlighed er der for at forlade ledighed. Det samme gør sig gældende for graden af SU. Udover deltagelse i nyttejob findes også positive effekter af deltagelse i anden aktivisering, jf. tabel 12.

Tabel 12. Estimationsresultater for afgang til beskæftigelse/uddannelse (konstant effekt i op til 20 uger efter afsluttet forløb)

Variable	Parameter estimat	Std. Afv.
<i>Baseline</i>		
Baseline, 6-9 uger	0,0931*	0,0443
Baseline, 10-13 uger	-0,0956	0,0554
Baseline, 14-17 uger	-0,1358*	0,0688
Baseline, 18-22 uger	-0,1890*	0,0825
Baseline, 23-26 uger	-0,2083	0,1228
Baseline, 27-30 uger	-0,3838*	0,1753
Baseline, 31-34 uger	-0,8004*	0,2842
Baseline, 35 uger og derover	-1,1000**	0,3201
<i>Program effekter</i>		
Deltagelse i aktivering	0,7612**	0,1167
Deltagelse i nyttejob	0,8581**	0,1190
Afsluttet deltagelse i aktivering	1,1092**	0,1259
Afsluttet deltagelse i nyttejob	0,9857**	0,1594
<i>Arbejdsmarkedshistorik</i>		
Beskæftigelse, seneste 3 år	1,4206**	0,1131
Offentlig forsørgelse, 1 år forinden	0,1195	0,1175
Offentlig forsørgelse, 2 år forinden	0,0793	0,1073
Offentlig forsørgelse, 3 år forinden	0,0490	0,0947
SU, 1 år forinden	0,2274**	0,0668
SU, 2 år forinden	0,3233**	0,0700
SU, 3 år forinden	0,3282**	0,0575
<i>Baggrund karakteristika</i>		
Mand	0,1120*	0,0377
Alder, 25 år og under	-0,0275	0,0572
Ikke-vestlige indv./efterkommere	-0,1988**	0,0566
Vestlige indv./efterkommere	-0,0275	0,1251
Yder kommune	-0,1409	0,0800
Land kommune	0,0684	0,0471
Mellem kommune	-0,0169	0,0508

Anm.:* indikerer signifikans på 5 pct. niveau, ** indikerer signifikans på 1 pct.niveau

Kilde: Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase DREAM.

Boks 3. Illustration af nytteindsatsens effekt på ledighed

Ændringerne i afgangssandsynligheden fra uddannelseshjælp til beskæftigelse/uddannelse, ved deltagelse i nyttejob, kan omregnes til en forventet gennemsnitlig varighed på uddannelseshjælp inden afgang til beskæftigelse eller uddannelse. Effekten nedenfor er undersøgt for den gruppe, som er berørt af indsatsen, dvs. de knap 1.450 forløb i analysen, som er berørt af nyttejob.

Effekterne er beregnet på baggrund af de karakteristika de ledige, der deltager i nyttejob, besidder. Herved er effekterne beregnet som gennemsnit over nyttejobdeltagerne, og den forventede gennemsnitlige varighed kan beregnes både med og uden deltagelse i nyttejob. Dvs., et faktisk scenarie, hvor de ledige deltager i nyttejob og efter deltagelse har en post-program effekt, og det kontrafaktiske, hvor deltagelse i nyttejob sættes til nul. Den forventede varighed af ledighedsforløbet er beregnet ved integralet under overlevelseshøjden.

De unge, der i analysen modtog uddannelseshjælp og deltog i nyttejob, kunne i gennemsnit forvente at være ledige i godt 20 uger ved påbegyndelse af et forløb på uddannelseshjælp inden overgang til beskæftigelse eller uddannelse. Betragtes det kontrafaktiske scenarie, hvor de samme personer ikke deltog i nytteindsats eller nogen anden indsats i perioden, kunne de unge i gennemsnit forvente at være ledige i godt 28 uger ved påbegyndelse af et forløb på uddannelseshjælp. Således afkorter deltagelse i nyttejob i gennemsnit ledighedsforløbet med omkring 8 uger indenfor analysens 45 uger, jf. tabel 1. Det bør dog bemærkes, at et scenarie hvor den unge i perioden slet ikke deltager et i aktivt er et fiktivt scenarie, da kommunerne har pligt til at aktivere disse unge.

Tabel 1. Illustration af forventet effekt af nyttejob

	Med nyttejob	Uden nyttejob	Forskel
Forventet varighed (uger)	20	28	- 8

Kilde: Beskæftigelsesministeriet.

Forkortelsen på 8 uger skal ses i sammenhæng med, at den gennemsnitlige varighed af nytteindsatsen i analysen er på 3 uger.

Litteraturliste

Abbring, J., G. van den Berg og J. van Ours (2005), "The effect of unemployment insurance sanctions on the transition rate from unemployment to employment", *Economic Journal*, nr. 115.

Abbring, J. og G. van den Berg (2003), "The non-parametric identification of treatment effects in duration models", *Econometrica*, nr. 71.

Lalive, R., J. van Ours og J. Zweimüller (2005), "The effect of benefit sanctions on the duration of unemployment", *Journal of the European Economic Association*, 3(6).

Rosholm, M. og M. Svarer, "The threat effect of active labour market programmes", *Scandinavian Journal of Economics*, nr. 110 (2), 2008.

Svarer, M. (2007), "The effects for sanctions on the job finding rate", *Economica*, vol. 78, issue 312.

Wooldridge, Jeffrey M, (2002), "Econometric Analysis of cross section and panel data", MIT Press