

Metoder för att mäta effekter av arbetsmarknadspolitiska program

WORKING PAPER 2012:2

Sammanfattning

De arbetsmarknadspolitiska programmen är en viktig del av arbetsmarknadspolitiken. En gemensam målsättning för de olika programmen är att underlätta för deltagarna att få arbete. I Arbetsmarknadsrapport 2012 redovisas en tidsserie över skattade effekter av tre arbetsmarknadspolitiska program sedan år 1996. Föreliggande rapport redovisar vilken metod som används för dessa skattningar. För att konstruera en relevant jämförelsegrupp används propensity score-matchning i kombination med exakt matchning på starttidpunkt och väntetid till program. Både utfall ett år efter programstart och effekten på arbetslöshetstiden studeras. I rapporten undersöks vilka konsekvenser olika typer av metodval har för nivån på de skattade effekterna för programmet Arbetsmarknadsutbildning under åren 2001-2005. Vi studerar hur resultaten påverkas av olika sätt att avgränsa populationen, olika sätt att matcha deltagare med en jämförelsegrupp, samt olika sätt att definiera och mäta utfall. De skattade effekterna av programmet jämförs med tidigare studier. Vår huvudsakliga slutsats är att de skattade effekterna är robusta för olika metodologiska val.

Innehållsförteckning

| | |
|--|-----------|
| 1. INLEDNING | 3 |
| 2. ESTIMATORER FÖR EFFEKTEN AV PROGRAM | 4 |
| 2.1 UTVÄRDERING OCH DELTAGANDE I ARBETSMARKNADSPOLITISKA PROGRAM | 4 |
| 2.2 DEN KLASSISKA MATCHNINGSESTIMATORN OCH ANTAGANDEN..... | 5 |
| 2.3 MATCHNINGSESTIMATOR FÖR EFFEKTEN PÅ ARBETSLÖSHETSTIDEN..... | 7 |
| 3. DATA OCH METOD | 10 |
| 3.1 DATA..... | 10 |
| 3.2 AVGRÄNSNING AV DELTAGAR- OCH JÄMFÖRELSEGRUPP | 11 |
| 3.3 VARIABLER I PROPENSITY SCORE | 12 |
| 3.4 MATCHNINGEN..... | 13 |
| 3.5 UTFALL VID EN GIVEN TIDPUNKT EFTER PROGRAMSTART | 14 |
| 3.6 AVAKTUALISERING AV OKÄND ORSAK | 15 |
| 3.7 TID TILL ARBETE..... | 15 |
| 4. RESULTAT | 17 |
| 4.1 RESULTAT AV MATCHNINGEN | 17 |
| 4.2 UTFALL VID EN GIVEN TIDPUNKT EFTER PROGRAMSTART | 19 |
| 4.2.1 <i>Avgränsningar och matchning</i> | 19 |
| 4.2.2 <i>Avregistreringar av okänd orsak</i> | 20 |
| 4.3 TID TILL ARBETE..... | 21 |
| 4.3.1 <i>Avgränsningar och matchning</i> | 21 |
| 4.3.2 <i>Olika sätt att censurera</i> | 23 |
| 4.4 EFFEKT BEROENDE PÅ VÄNTETID | 25 |
| 4.5 DISKUSSION OM DE OLIKA EFFEKTMÅTTEN..... | 26 |
| 5. SLUTSATSER OCH AVSLUTANDE DISKUSSION | 31 |
| REFERENSER..... | 33 |

1. Inledning

De arbetsmarknadspolitiska programmen är några av Arbetsförmedlingens verktyg för att bättre rusta de arbetssökande för arbetsmarknaden. Programmens sysselsättningseffekter kan vara olika över tid beroende på konjunktur, deltagarvolym, deltagarsammansättning och förändrat innehåll i programmen. För Arbetsförmedlingen är det viktigt att följa programmens effekt löpande för att kunna dra slutsatser om hur programmen fungerar vid olika tidpunkter.

I Arbetsmarknadsrapport 2012 redovisas en tidsserie (1996-2010) över skattade effekter för tre arbetsmarknadspolitiska program, nämligen Arbetspraktik, Arbetsmarknadsutbildning och Stöd till start av näringsverksamhet. Föreliggande rapport syftar till att ge en fördjupad beskrivning av den metod som används i skattningarna samt att motivera och empiriskt testa metodvalet. Det finns inga tidigare empiriska studier vad vi känner till som syftar till att på ett systematiskt sätt testa hur olika metodologiska val påverkar de skattade programeffekterna. För att förenkla beskrivningen av våra resultat avgränsar vi oss till programmet Arbetsmarknadsutbildning och åren 2001-2005. Mer specifikt studerar vi hur resultaten påverkas av olika sätt att avgränsa populationen, olika sätt att matcha deltagare med en jämförelsegrupp, olika sätt att definiera utfall samt olika sätt att mäta utfall. Vi jämför även våra resultat med externa forskares resultat (de Luna m.fl. 2008). För en redovisning av skattade effekter för fler program över hela tidsperioden hänvisas till Arbetsmarknadsrapport 2012.

Sammantaget finner vi att olika sätt att avgränsa populationen och olika sätt att matcha deltagare med en jämförelsegrupp inte spelar så stor roll för våra skattade effekter. Resultaten är dock mer känsliga för hur utfallet mäts - i synnerhet för hur vi väljer att hantera individer som lämnat Arbetsförmedlingen av okänd orsak.

Rapporten är disponerad enligt följande. I nästa avsnitt ges en genomgång av generell metodik kring skattning av kausala effekter samt en beskrivning av teori som är av relevans för vår kontext. I avsnitt tre diskuterar vi den praktiska tillämpningen och beskriver data och metod. I avsnitt fyra presenterar vi våra resultat och rapporten avslutas med diskussion och slutsatser.

2. Estimatorer för effekten av program

Utvärderingsfrågan i denna studie är om arbetssökande får arbete snabbare när de deltar i ett program än vad de skulle ha fått om de inte hade deltagit i programmet. Vi kan dock aldrig observera individers utfall både när de deltar i ett program och när de inte gör det. Detta kallas "det fundamentala problemet i kausal inferens" (Holland, 1986; och Holland och Rubin, 1988). Vi är tvungna att jämföra deltagare med en annan grupp arbetssökande som inte deltagit i programmet, en så kallad kontroll- eller jämförelsegrupp.

Jämförelsegruppen kan inte utgöras av alla arbetssökande som inte deltagit i programmet. Deltagare i program väljs inte ut slumpmässigt vilket gör att det finns risk för att programdeltagare systematiskt skiljer sig från sökande som inte deltar i program. Det kan vara skillnader i kön, ålder, utbildningsbakgrund, tidigare erfarenhet av arbetslöshet och så vidare.

Ett viktigt antagande för att kunna dra kausala slutsatser är att tilldelning av program kan betraktas som slumpmässigt betingat på observerade karaktäristika före programstart. Detta antagande kallas "unconfoundedness assumption" (Rosenbaum och Rubin, 1983). Vi använder en så kallad matchningsprocedur för att konstruera en relevant jämförelsegrupp (Rubin, 1973, 1974). Till varje deltagare väljs en jämförelseperson som är så lik deltagaren som möjligt med avseende på viktiga observerbara individkaraktäristika.

2.1 Utvärdering och deltagande i arbetsmarknadspolitiska program

I den typiska utvärderingssituationen erbjuds behandling vid ett tillfälle. Detta gäller inte för deltagande i arbetsmarknadspolitiska program. Individer har möjlighet att påbörja program när som helst under sin arbetslöshetsperiod.

Fredriksson och Johansson (2008) har redogjort för vilka konsekvenser detta får för estimeringen av effekten av ett program. De ser tilldelningen av program som en dynamisk process där starten av programmet är utfallet av en slumpmässig process. Den tid som förflyter mellan inskrivning på Arbetsförmedlingen och programstart kallar de väntetid till program. Enligt Fredriksson och Johansson (2008) är både behandlingsstatus och utfallet av deltagande funktioner av väntetiden.

Tidigare studier har angripit utvärderingsproblematiken på olika sätt. Ett sätt är att studera utfall en given tidpunkt efter programstart. För detta angreppssätt är det vanligt att använda en matchningsprocedur och se programtilldelning som ett statistiskt problem, se till exempel Gerfin och Lechner (2002). Det andra angreppssättet är att estimerar effekten på hasarden till arbete. Då görs ofta fördelningsantaganden om hasardens form och större vikt läggs vid icke observerad heterogenitet än i det förra angreppssättet, se till exempel Abbring och van den Berg (2003).

Fredriksson och Johansson (2008) föreslår en estimator som använder delar från båda dessa angreppssätt.¹ Det är en matchningsestimator i diskret tid, men till skillnad från de flesta matchningsestimatorer tar den hänsyn till att programtilldelning är en dynamisk process. Angreppssättet innebär en större flexibilitet när det gäller antaganden om hazardens form jämfört med det angreppssätt som Abbring och van den Berg (2003) föreslår.

I den här studien använder vi oss av den estimator som Fredriksson och Johansson (2008) beskriver. Vi använder deras matchningsprocedur och estimerar effekten på tiden till sysselsättning. Vi studerar också utfall en given tidpunkt efter programstart.

Återflödet till arbetslöshet är stort bland arbetssökande som lämnar förmedlingen för arbete. Fördelen med att mäta utfall vid en given tidpunkt efter programstart är att inte bara utflödet till arbete, utan även återflödet till arbetslöshet, beaktas. Återflödet är naturligtvis viktigt ur ett arbetsmarknadspolitiskt perspektiv.

Följande avsnitt (avsnitt 2.2 och 2.3) avser att teoretiskt beskriva vårt tillvägagångssätt för att skatta effekter av arbetsmarknadspolitiska program. I avsnitt 2.2 beskrivs på vilket sätt vi studerar utfall en viss tidpunkt efter programstart och hur vi matchar deltagare med en jämförelsegrupp. Avsnitt 2.3 beskriver hur vi studerar effekten på tiden till sysselsättning. Dessa avsnitt är av teknisk natur och kan hoppas över utan att sammanhanget går förlorat.

2.2 Den klassiska matchningsestimatorn och antaganden²

Formellt kallar vi deltagande för $D(W)$, där $D(W) = 1$ om individen påbörjar program efter väntetid W medan $D(W) = 0$ om individen inte påbörjar program efter väntetid W . $Y(W)$ betecknar utfallet arbete, där $Y(W) = 1$ om individen har arbete och $Y(W) = 0$ om individen inte har arbete. $Y^1(W)$ observeras under behandling och $Y^0(W)$ observeras under jämförelsebehandlingen för samma individ. De två variablerna kallas potentiella utfall (Neyman, 1923; och Rubin, 1974, 1977).

Vid en given väntetid påbörjar n_1 individer ett program, $i = 1, 2, \dots, n_1$. För individ i är en kausal effekt av programmet definierad som skillnaden mellan de potentiella utfallen

$$Y_i^1(W) - Y_i^0(W).$$

Antagande A:

$Y_i^1(W)$ och $Y_i^0(W)$ för en given individ beror inte på $D(W)$ för någon annan individ.

¹ Matchningsestimatorn har också beskrivits i de Luna och Johansson (2007, 2010).

² I avsnitt 2.2 och 2.3 använder vi oss av beteckningar liknande dem i de Luna och Johansson (2007).

Eftersom det inte är möjligt att observera ett utfall för en och samma individ både när denne deltar i program och denne inte gör det måste vi jämföra utfall för olika individer. När vi gör det måste vi göra några identifierande antaganden.

Ett visst antal individer har inte påbörjat program efter väntetid W och dessa utgör potentiella jämförelsepersoner. En matchad jämförelsegrupp tas från dessa individer, benämnda $i = n_1 + 1, \dots, 2n_1$. Vi är intresserade av följande matchningsestimator:

$$\hat{\Delta}Y(W) = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} (Y_i^1(W) - Y_{i+n_1}^0(W)),$$

det vill säga den genomsnittliga behandlingseffekten för behandlade individer där vi antar att individ $i + n_1$ är en match till individ i , $i = 1, \dots, n_1$.

När vi konstruerar jämförelsegruppen behöver vi beakta all relevant individkaraktäristika vid tidpunkten för programstarten. \mathbf{X} är en vektor av individkaraktäristika vid aktuell tidpunkt. Ett sätt att välja ut jämförelsepersoner är att för varje deltagare plocka ut en individ som har samma värden för alla variabler i \mathbf{X} som deltagaren. Detta är dock sällan möjligt i praktiken om vi vill att deltagare och jämförelsepersoner är lika i många avseenden. Ju fler variabler som ingår i \mathbf{X} desto svårare blir det att hitta två individer som är exakt lika.

Vad vi istället kan göra är att använda en skalär funktion av \mathbf{X} , en så kallad propensity score (Rosenbaum och Rubin, 1983). Tanken är att matcha deltagare och jämförelsepersoner som har liknande värde på funktionen av \mathbf{X} . Ett liknande värde innebär liknande förutsättningar att få delta i program. Olika kombinationer av variabelvärden på \mathbf{X} kan resultera i samma värde på funktionen av \mathbf{X} .

Vi behöver en specifikation av sannolikheten att tilldelas program efter en viss väntetid:

$$\Pr(D(W) = 1 \mid \mathbf{X}, Y^1(W), Y^0(W)).$$

Antagande B (unconfoundedness assumption):

Tilldelning av program $D(W)$ är oberoende av de potentiella utfallen, betingat på karaktäristika innan behandling, \mathbf{X} . $\Pr(D(W) = 1 \mid \mathbf{X}, Y^1(W), Y^0(W)) = p(\mathbf{X}, W)$, där $p(\mathbf{X}, W)$ är en funktion av endast (\mathbf{X}, W) .

Antagande C:

$$0 < p(\mathbf{X}, W) < 1.$$

Antagande C betyder att en individ har en sannolikhet större än noll att få påbörja ett program respektive inte få påbörja ett program.

Antagande B och C garanterar att en deltagare och en jämförelseperson som har samma värde på $p(\mathbf{X}, W)$, ett matchat par, kan jämföras för att beräkna en behandlingseffekt.

Vi har inte tillräckligt många observationer för att beräkna sannolikheten att tilldelas program givet väntetid utan specificerar istället:

$$\Pr(D = 1 | \mathbf{X}, Y^1(W), Y^0(W)),$$

där D avser deltagande, $D = 1$ ifall individen påbörjar program och $D = 0$ ifall individen inte påbörjar program.

Efter att propensity score är beräknad matchar vi exakt på väntetid till program.

2.3 Matchningsestimator för effekten på arbetslöshetstiden

För att kunna studera effekten på tiden till sysselsättning behöver vi definiera dessa två potentiella utfall:

$T^1(W)$ = tid till arbete efter tiden W om individen påbörjar program vid W och

$T^0(W)$ = tid till arbete efter W om individen inte påbörjar program vid W eller senare.

Vi är som förut intresserade av den genomsnittliga behandlingseffekten för behandlade individer. Om vi hade information om tid till arbete för alla individer skulle vi kunna beräkna följande estimator:

$$\hat{\Delta T}(W) = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} (T_i^1(W) - T_{i+n_1}^0(W)),$$

där vi antar att individ $i + n_1$ är en match till individ i , $i = 1, \dots, n_1$.

Vi har dock inte information om hur lång tid det tar innan alla individer har fått ett arbete. Vi följer individerna en viss tid och inom denna tid kan de dessutom avbryta sin arbetslöshetsperiod av andra orsaker än arbete. De kan till exempel lämna Arbetsförmedlingen för studier, sjukskrivning eller av okänd orsak. Vi har censurerade tider av dessa orsaker och istället för att beräkna ovanstående estimator använder vi oss av durationsanalys och gör vissa antaganden om censureringsmekanismerna. Jämförelsepersonerna kan påbörja program efter väntetid W och vi vill att censurering av denna anledning ska vara oberoende av det potentiella utfallet $T^0(W)$ betingat på \mathbf{X} .

Antagande D:

Programtilldelning vid olika tider (efter väntetid W) är oberoende av tidigare tilldelning betingat på \mathbf{X} och $T^0(W)$.

Under detta antagande och antagande B får vi en censureringsmekanism på grund av behandling som är oberoende av det potentiella utfallet $T^0(W)$ betingat på \mathbf{X} .

Antagande E:

Tiden till censurering på grund av avbrott eller för att uppföljningstiden tar slut är oberoende av $T^1(W)$ och $T^0(W)$ betingat på \mathbf{X} .

Istället för att jämföra de genomsnittliga inskrivningstiderna, $\hat{\Delta}T(W)$ ovan, jämförs hasarderna (andelen individer som får arbete vid tiden t av dem som varit inskrivna fram till tiden t för deltagare och för jämförelsepersonerna). Vi har följande estimator:

$$\hat{\Delta}_h(t; W) = \hat{h}^1(t; W) - \hat{h}^0(t; W),$$

där

$$\hat{h}^k(t; W) = \frac{\sum_{i=1}^{n_1} I(T_{ik+(i+n_1)(1-k)}^k(W) = t)}{\sum_{i=1}^{n_1} I(T_{ik+(i+n_1)(1-k)}^k(W) \geq t)}, \text{ för } k = 0, 1.$$

I är en indikatorvariabel där $I(T \geq t) = 1$ om $T \geq t$, det vill säga om individen fortfarande är inskriven och inte censurerad fram till tiden t och $I(T \geq t) = 0$ annars. Dessutom $I(T = t) = 1$ om $T = t$ på grund av arbete (ej censurering) och $I(T = t) = 0$ annars. $T^k(W)$ anger här tid till arbete eller till censurering givet väntetid W .

Överlevnadsfunktionerna för deltagare och jämförelsepersoner, $F^1(t; W)$ respektive $F^0(t; W)$, summerar informationen från hasarderna och kan tolkas som andelen deltagare respektive jämförelsepersoner som är kvar åtminstone fram till tiden t . Vi är intresserade av skillnaden mellan överlevnadsfunktionerna för deltagare respektive jämförelsepersoner vid en viss tidpunkt:

$$\hat{\Delta}_s(t; W) = \hat{F}^1(t; W) - \hat{F}^0(t; W),$$

där

$$\hat{F}^1(t; W) = \prod_{i: \tilde{T}_{(i)}^1 < t} (1 - \hat{h}^1(\tilde{T}_{(i)}^1(W)))$$

och där $\tilde{T}_{(1)}^1(W) \leq \tilde{T}_{(2)}^1(W) \leq \dots \leq \tilde{T}_{(m_1)}^1(W)$ är de $\tilde{m}_1 \leq n_1$ icke censurerade överlevnadstiderna för behandlade och

$$\hat{F}^0(t; W) = \prod_{i: \tilde{T}_{(i)}^0 < t} (1 - \hat{h}^0(\tilde{T}_{(i)}^0(W))),$$

där $\tilde{T}_{(1)}^0(W) \leq \tilde{T}_{(2)}^0(W) \leq \dots \leq \tilde{T}_{(m_0)}^0(W)$ är de $\tilde{m}_0 \leq n_1$ icke censurerade överlevnadstiderna för icke behandlade.

Skillnaden mellan de två överlevnadsfunktionerna är ett mått på effekten av programmet vid en viss tidpunkt.

Inferensen görs betingat på väntetid till behandling. Detta kan dock bara göras när det finns tillräckligt många observationer för varje väntetid. Om det inte finns tillräckligt många observationer för att göra en uppdelning på väntetid kvarstår möjligheten att beräkna ett genomsnitt för alla väntetider. Om hasarderna är funktioner av väntetiden så är dock inte den vedertagna tolkningen av överlevnadsfunktionerna längre giltig.

I vår analys antar vi att hasarderna inte är funktioner av väntetiden och beräknar ett genomsnitt för alla väntetider. Vi testar detta antagande genom att studera om effekten av programmet är olika beroende på väntetid till program.

Det finns variansestimater för skillnaden mellan de skattade hasarderna för deltagar- och jämförelsegrupp och för skillnaden mellan de estimerade överlevnadsfunktionerna. Vid summering över väntetider är dessa dock svåra att beräkna eftersom behandlade kan användas som jämförelsepersoner. Om detta inte är så vanligt förekommande och många icke behandlade jämförelsepersoner finns tillgängliga, kan de variansestimater som de Luna och Johansson (2007, 2010) beskriver användas.

Vi är mer intresserade av hur nivån på våra punkttestimat förändras beroende på val av metod och skattar därför inte varians och konfidensintervall för våra punkttestimat.

3. Data och metod

I detta avsnitt presenteras först de data som används. Sedan redogör vi för olika typer av avgränsningar, de variabler som används i propensity score, olika sätt att matcha och olika sätt att mäta utfall. Vi beskriver också olika sätt att hantera personer som avaktualiserats från Arbetsförmedlingen av okänd orsak.

3.1 Data

Vi använder oss av avidentifierad data dels från Arbetsförmedlingens register, dels från SCB:s LISA-register. Från LISA hämtas variabler om sysselsättning, inkomst, socialförsäkring, civilstånd samt antal hemmavarande barn.

I Arbetsförmedlingens register finns historiska data sedan hösten 1991 om individer som varit inskrivna som arbetslösa. När en person skriver in sig på Arbetsförmedlingen registreras en mängd information om personen som kön, ålder, sökt yrke med mera. Datum för inskrivning registreras liksom en så kallad sökandekategori. Kategori 11 (öppet arbetslös) är vanligast vid inskrivning, men en arbetssökande kan också registreras som exempelvis 21 (deltidsarbetslös) eller 14 (arbetssökande med förhinder). Arbetssökande med förhinder kan vara studerande, föräldralediga eller sjuka som inte omedelbart kan tillträda ett arbete, men som ändå vill vara registrerade som arbetssökande på Arbetsförmedlingen.

Under arbetslöshetsperioden registreras sedan händelser som till exempel att den arbetssökande får Arbetspraktik (sökandekategori 54) eller Arbetsmarknadsutbildning (sökandekategori 81). Det finns en rad olika program för de arbetssökande. Sökandekategorierna beskriver också arbetslöshetsstatus som exempelvis sökandekategori 31, tillfälligt arbete. Alla händelser registreras med datum. En arbetslöshetsperiod avslutas med en avaktualisering. Avaktualiseringsorsaker är till exempel att den arbetssökande fått en tillsvidareanställning (avaktualiseringsorsak 1) eller en tidsbegränsad anställning (avaktualiseringsorsak 2). Den arbetssökande kan också lämna Arbetsförmedlingen för exempelvis föräldraledighet. Då används avaktualiseringsorsak 5, annan känd orsak. Avaktualiseringsorsak 6 används när den arbetssökande lämnar Arbetsförmedlingen av okänd orsak.

Vi avgränsar oss till att använda fem års arbetslöshetshistorik för personerna som ingår i studien. Den närmaste femårsperioden är troligen mest relevant som beskrivning av personens bakgrund. Ett annat skäl till att göra denna avgränsning är att säkerställa jämförbarhet över tid. Fem års historik används för alla år vi studerar även om det för senare år finns betydligt mer data om individens historik.

3.2 Avgränsning av deltagar- och jämförelsegrupp

Urvalet av programdeltagare i denna analys begränsas till arbetssökande som var registrerade som öppet arbetslösa direkt innan programstart, vilka utgör drygt hälften av dem som påbörjar program totalt sett. Anledningen till att sökande som var registrerade på Arbetsförmedlingen av annan orsak än öppen arbetslöshet, t.ex. dem som hade arbete direkt innan programstart, exkluderas är att vi vill basera analysen på en så homogen grupp som möjligt. Det är troligt att de arbetssökande som inte är öppet arbetslösa innan programstart skiljer sig mycket från dem som är det.

Programdeltagarna grupperas efter vilken månad de började programmen och till varje sådan månadsgruppering tas potentiella jämförelsepersoner ut. Dessa ska ha haft möjlighet att börja programmet, men inte gjort det under den aktuella månaden. Vid månadens slut ska de vara registrerade som öppet arbetslösa och ha fyllt 25 år. Att ha fyllt 25 år har ofta varit ett krav för att få påbörja program. Undantag har funnits vissa år för vissa typer av program, men för att öka jämförbarheten över tid har gränsen 25 år använts för alla program över hela tidsperioden.

Vi exkluderar individer som tidigare har deltagit i program. Med program menar vi sökande i program med aktivitetsstöd samt sökande som har arbete med stöd enligt Arbetsförmedlingens definitioner. Ett motiv till att exkludera individer som tidigare deltagit i något program är att det annars blir svårt att separera programeffekterna från varandra. Det nya programmet kan vara en förlängning av det tidigare programmet eller ingå i en planerad sekvens av olika program. Det nya programmet kan då inte ses som en helt ny programstart.³ För att testa hur resultaten påverkas av denna avgränsning gör vi även en analys där tidigare programdeltagare inkluderas. Med tidigare programdeltagare avser vi individer som i aktuell inskrivningsperiod har deltagit i något program samt individer som i en tidigare inskrivningsperiod deltagit i det aktuella programmet och där det förflutit mindre än 90 dagar från dess att den tidigare utbildningen avslutats.

Vi testar också att exkludera deltagare som deltagit i det aktuella programmet kortare än 30 dagar samt jämförelsepersoner som påbörjade det aktuella programmet eller avaktualiserades från Arbetsförmedlingen inom 30 dagar. Det är samma avgränsning som de Luna m.fl. (2008) har gjort. Motivet till att exkludera personer som bara under en mycket kort tid deltagit i programmet är att det inte är troligt att programmet hade någon effekt för dessa personer. Anledningen till att exkludera jämförelsepersoner som påbörjar program eller som lämnar förmedlingen efter en kort tid är att det då troligtvis varit känt en tid innan att personen inte skulle kvarstå i öppen arbetslöshet. Invändningen mot att exkludera händelser inom 30 dagar efter programstart är att även ett mycket kort deltagande kan vara en effekt av programmet vilket vi vill ta hänsyn till.

³ I Arbetsförmedlingens tidigare skattningar av programeffekter som redovisas i Arbetsmarknadsrapport 2007-2010 inkluderades personer som en tid innan programmet deltagit i något annat program. Någon begränsning i att

3.3 Variabler i propensity score

Vi testar olika sätt att specificera propensity score. Vi utgår från de Luna m.fl. (2008). Vi använder variablerna ålder, ålder i kvadrat, kön, utbildningsnivå, födelse-land, medborgarskap, län, civilstånd, hemmavarande barn, interlokalt sökande, funktionsnedsättning, väntetid, antal inskrivningsperioder, årsinkomst, socialbidrag, sysselsatt eller ej, total inskrivningstid samt interaktionstermerna ålder * väntetid, ålder * socialbidrag, gymnasieutbildning * socialbidrag, eftergymnasial utbildning * socialbidrag, inkomst * socialbidrag, utomnordiskt födelse-land * socialbidrag.⁴ Vi testar också att exkludera variablerna sysselsättning, inkomst, civilstånd, socialbidrag samt hemmavarande barn.

Probitmodeller används för att skatta propensity scores, sannolikheten att delta i programmet.

Vi skattar:

$$\Pr(D = 1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\beta^0 + X\beta} e^{-t^2/2} dt,$$

där t är en standardiserad normalfördelad variabel.

De flesta variabler avser förhållanden vid programmets start. Civilstånd, hemmavarande barn, årsinkomst, socialbidrag och sysselsättning avser förhållanden året innan. Dessutom finns variabler för årsinkomst, socialbidrag och sysselsättning som avser förhållanden ett och två år innan programstart.

Väntetiden är beräknad från inskrivningsdag på Arbetsförmedlingen till datum för programstart för deltagare och från inskrivningsdag till den sista dagen i aktuell månad för de potentiella jämförelsepersonerna. Inskrivning längre än 30 dagar i sökandekategorier som räknas som arbete utan stöd enligt Arbetsförmedlingens definition bryter inskrivningsperioden och väntetiden börjar då räknas efter ett sådant avbrott. Väntetiden har delats upp i månader upp till 24 månader, i sex-månaders intervall vid 25-48 månader och i mer än 48 månader.

Det finns faktorer som är svåra att mäta och som inte finns i våra register men som har betydelse både för sannolikheten att delta i program och för chansen att få jobb. Det är faktorer som motivation, förmåga, social kompetens, kontaktnät och så vidare. Om vi inte lyckas ta hänsyn till sådana faktorer kommer våra skattade effekter vara snedvridna. Individens arbetslöshetshistorik samt variabler som till exempel socialbidragstagande anses vara korrelerad med denna typ av faktorer (Liljeberg och Lundin, 2010). Vi kan därmed genom att inkludera dessa variabler åtminstone delvis kontrollera för icke observerade karaktäristika.

individerna inte tidigare skulle ha deltagit i program eller att en viss tid skulle ha förflutit sedan tidigare program gjordes således inte (se Nilsson 2008).

⁴ För programmet start av näringsverksamhet används också variabeln erfarenhet av eget företagande.

3.4 Matchningen

Vi skattar en propensity score på samtliga deltagare som påbörjar program under en månad och potentiella jämförelsepersoner som är inskrivna samma månad. Antalet deltagare per månad varierar. Det är vanligast att börja program i början av året. Under sommaren är det få som börjar program för att bli lite fler efter sommaren igen. I vårt urval varierar antalet nya deltagare mellan 30 och 2000 per månad.⁵ Antalet potentiella jämförelsepersoner, öppet arbetslösa den sista dagen i aktuell månad, är många fler. De varierar mellan 100 000 och 200 000 per månad.

Vi testar tre olika sätt att matcha deltagarna med en jämförelsegrupp. Det första sättet är att först matcha exakt på väntetid och sedan på propensity score. Det andra sättet är att enbart matcha på propensity score (utan att först matcha exakt på väntetid) och det tredje sättet är att matcha exakt på väntetid och sedan på en propensity score skattad med färre variabler.

Att väntetiden till program fram till programstart används i propensity score innebär att vi egentligen matchar på väntetid till program två gånger när vi matchar exakt på väntetid. Dels försäkras vi om att deltagare och jämförelseperson har samma väntetid till program genom att matcha exakt på väntetid, sedan matchar vi på en propensity score som avser att likställa den genomsnittliga väntetiden till program i deltagar- och jämförelsegrupp. Vi har ändå valt att ha med variabeln i propensity score för att kunna testa om resultaten blir annorlunda om vi avstår från att matcha exakt på väntetid och istället bara matchar på en propensity score där väntetid ingår.

I matchningsproceduren använder vi oss av ett SAS-macro utvecklat av Parsons (2004). Matchningen av individer med avseende på propensity score-värden sker i olika omgångar, där kraven på precision minskas för varje gång. Första gången väljs personer ut som har samma propensity score-värde upp till och med den åttonde decimalen. Därefter matchas individer som har samma propensity score-värde upp till och med den sjunde decimalen och så vidare. Vi har valt att stanna vid en överensstämmelse i propensity score-värden på den tredje decimalen. Vi vill att deltagaren och dess jämförelseperson ska vara så lika som möjligt med avseende på observerbara egenskaper samtidigt som vi inte vill vara för restriktiva vilket skulle leda till att antalet matchningar blir få.

Matchning utan återläggning görs, det vill säga en jämförelseperson kan bara väljas en gång. Om det finns flera personer i jämförelsegruppen med samma propensity score-värde väljs jämförelseperson slumpmässigt. Matchningen görs vid den tidpunkt då deltagarna påbörjar programmet.

⁵ Eftersom antalet observationer är begränsat skattar vi inte separata propensity scores för exempelvis kön.

3.5 Utfall vid en given tidpunkt efter programstart

Ett utfall vi mäter är andelen i arbete ett år efter programstart. Arbete definieras som arbete utan stöd enligt Arbetsförmedlingens definition. Mer precist avser måttet andelen som har fått ett arbete utan stöd inom 365 dagar och dessutom inte återkommit som arbetssökande vid förmedlingen vid tidpunkten 365 dagar efter programstart. Det är avregistreringar till arbete (tillsvidareanställning, tidsbegränsad anställning och fortsatt anställning samma arbetsgivare) samt byte till sökandekategorier som innebär arbete (deltidsarbetslösa, timanställda, tillfälligt arbete, ombytessökande samhäll och ombytessökande) som räknas som utflöde till arbete.

Arbetssökande kan också få arbeten med stöd som till exempel anställningsstöd, men i den tidsserie över skattade effekter som vi redovisar i Arbetsmarknadsrapport 2012 har endast arbete utan stöd beaktats. När det gäller arbete med stöd väljer arbetsgivaren inte vem som ska anställas av ett urval sökande i samma utsträckning som vid ett osubventionerat arbete. Det kan vara så att en arbetsförmedlare bara föreslår en eller ett fåtal arbetssökande till ett arbete med stöd. Att få ett arbete med stöd behöver således inte vara en effekt av att ha deltagit eller inte ha deltagit i ett program utan kan vara ett resultat av arbetsförmedlarnas bedömningar. Att inkludera arbete med stöd som ett utfall innebär också att de skattade effekterna av program blir mer känsliga för förändrade volymer för arbete med stöd. Ytterligare en anledning är att ett beaktande av enbart arbete utan stöd gör det lättare att relatera resultaten till externa forskares resultat.

Programeffekterna studeras genom att jämföra andelen som har jobb i deltagargruppen med andelen som har jobb i jämförelsegruppen. Ett positivt värde innebär att deltagarna har arbete i större utsträckning medan ett negativt värde innebär att det är fler som fått ett arbete bland dem som inte deltog i något program. Om personerna efter programstart fått ett kortare arbete, men återkommit till förmedlingen inom 365 dagar räknas det inte som att den personen har fått ett arbete utan som att personen är arbetslös.

Vissa jämförelsepersoner kommer att bli deltagare vid senare tidpunkter. Vi exkluderar inte dessa personer. Detta innebär att vi skattar effekten av att påbörja ett visst program vid en viss tidpunkt jämfört med att inte påbörja programmet (eller något annat program) vid denna tidpunkt men eventuellt senare. Hur stor andel av jämförelsepersonerna som påbörjar program senare redovisas i avsnitt 4.5.

Vi jämför vårt resultat med det resultat som de Luna m.fl. (2008) fått när de mäter utfall en viss tidpunkt efter programstart. Vår utfallsvariabel skiljer sig dock från deras då de Luna m.fl. (2008) mäter andelen sysselsatta året efter programstart. Sysselsättningsvariabeln finns i Lisa-registret och avser förhållanden i november aktuellt år.

3.6 Avaktualisering av okänd orsak

Många arbetslöshetsperioder avslutas av okänd orsak. De arbetssökande upprätthåller inte kontakten med förmedlingen och i vissa fall beror det på att de har fått ett arbete. För att kunna uttala oss om den genomsnittliga betydelsen av att delta i det aktuella programmet måste vi göra ett antagande om hur många som har fått ett arbete av dem som har lämnat förmedlingen av okänd orsak i både deltagar- och jämförelsegrupp. Vi vet sedan tidigare undersökningar att cirka 50 procent av dem som avregistrerats av okänd orsak har fått arbete (Bring och Carling, 2000; och Nilsson, 2010). Vi antar att 50 procent av individerna har fått arbete.

Som ett alternativ testar vi också att anta att noll procent av deltagarna samt 50 procent av jämförelsepersonerna har fått arbete. Undersökningarna som nämnts ovan visar att ca 50 procent har fått arbete, men detta gäller för samtliga som avaktualiseras av okänd orsak och våra deltagare och jämförelsepersoner utgör inte ett representativt urval av dessa. Det finns en risk att det i deltagargruppen är en lägre andel som har lämnat av okänd orsak än i jämförelsegruppen. Anledningen till det kan vara att förmedlarna har närmare kontakt med deltagarna och därmed mer information om anledningen till att de lämnar Arbetsförmedlingen. Det kan också vara så att förmedlarna är måna om att statistik gällande resultat efter program uppvisar ett bra resultat och därför följer upp programdeltagare mer noga än andra arbetssökande vid förmedlingen. Då får en större andel av programdeltagarna som fått ett arbete också en kod som innebär arbete än dem som ingår i vår jämförelsegrupp. Konsekvensen blir att en mycket låg andel, eller ingen alls, av deltagarna har fått ett arbete i gruppen som lämnat förmedlingen av okänd orsak. Jämförelsegruppen skulle kunna vara mer representativ för hur det ser ut för hela populationen avregistrerade av okänd orsak. Ytterligare något vi testar är att anta att samtliga deltagare och jämförelsepersoner som avaktualiserats av okänd orsak har fått arbete. Fördelningen mellan koder som innebär arbete samt avregistreringar av okänd orsak spelar då ingen roll.

3.7 Tid till arbete

Ett alternativt sätt att analysera effekterna är att studera arbetslöshetens varaktighet med durationsanalys. Då studeras individerna tills dess att de första gången lämnar förmedlingen för ett arbete. Att personen sedan eventuellt blir arbetslös igen beaktas inte vilket är en skillnad mot när utfall en viss tidpunkt efter programstart studeras. Vi använder oss dock av restriktionen att arbetet måste ha varat i minst 30 dagar för att det ska räknas som att individen har lämnat Arbetsförmedlingen för arbete. På så sätt tar vi i viss mån hänsyn till att en del arbetssökande återkommer till förmedlingen inom kort. Precis som tidigare jämförs resultaten när vi avgränsar populationen på olika sätt och när vi matchar på olika sätt.

Arbetssökande som lämnar Arbetsförmedlingen av andra skäl än arbete censureras vid tidpunkten när de lämnar. När det gäller arbetssökande som lämnar förmedlingen av okänd orsak tilldelas slumpmässigt hälften utfallet arbete medan den andra hälften censureras. Vi

testar dock också att censurera samtliga som lämnar av okänd orsak, vilket är det angreppssätt som de Luna m.fl. (2008) använder.

Jämförelsepersonerna censureras när de går in i aktuellt program. Resultatet kan då tolkas som effekten av programmet jämfört med att kvarstå som öppet arbetslös eller delta i något annat program. Vi visar också resultat när vi censurerar jämförelsepersonerna när de påbörjar andra program och då blir tolkningen effekten av det aktuella programmet jämfört med att kvarstå som öppet arbetslös.

4. Resultat

4.1 Resultat av matchningen

Alla deltagare har inte kunnat matchas med en jämförelseperson. Tabell 1 visar antalet deltagare och antalet matchade deltagare per år för de år som ingår i denna studie, åren 2001-2005.⁶

Tabell 1. Antal individer.

| År | Antal deltagare | Antal matchade deltagare |
|------|-----------------|--------------------------|
| 2001 | 8607 | 8345 |
| 2002 | 6004 | 5862 |
| 2003 | 3013 | 2950 |
| 2004 | 2848 | 2771 |
| 2005 | 2377 | 2310 |

Ett sätt att se hur bra matchningen har lyckats är att jämföra medelvärden för viktiga individkaraktäristika i deltagar- respektive jämförelsegrupp. Tabell 2 visar hur lika deltagar- och jämförelsegrupp är med avseende på de variabler som ingår i propensity score. I Tabell 2 kan de tre olika sätten att matcha jämföras. Den matchningsprocedur som används i Arbetsmarknadsrapport 2012 visas i den första kolumnen.

⁶ Resultatet gäller för de avgränsningar och det sätt att matcha som vi valt i Arbetsmarknadsrapporten.

Tabell 2. Jämförelse av deltagare och jämförelsegrupp för ett exempelår (2002) beroende på matchningsprocedur.

| | Exakt på väntetid, sedan på propensity score | | Enbart på propensity score | | Exakt på väntetid, sedan på en reducerad propensity score | |
|--------------------------------------|--|-----------------|----------------------------|-----------------|---|-----------------|
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | Deltagare | Jämförelsegrupp | Deltagare | Jämförelsegrupp | Deltagare | Jämförelsegrupp |
| Ålder | 37.8 | 37.9 | 37.6 | 37.8 | 37.7 | 37.9 |
| Kvinna | 34.9 | 34.8 | 35.2 | 34.9 | 34.9 | 35.1 |
| Grundskola | 21.8 | 21.8 | 20.7 | 21.8 | 21.7 | 20.9 |
| Gymnasium | 51.9 | 51.3 | 52.4 | 51.9 | 51.6 | 51.6 |
| Högskola | 26.3 | 26.8 | 26.8 | 26.3 | 26.7 | 27.4 |
| Nordiskt födelseland | 1.6 | 1.6 | 1.5 | 1.6 | 1.6 | 1.6 |
| Utomnordiskt födelseland | 7.3 | 6.8 | 6.7 | 7.3 | 7.3 | 6.9 |
| Nordiskt medborgarskap | 2.7 | 2.8 | 2.9 | 2.8 | 2.9 | 2.7 |
| Utomnordiskt medborgarskap | 8.2 | 7.7 | 7.8 | 8.2 | 8.5 | 7.7 |
| Gift | 31.8 | 31.4 | 31.6 | 31.9 | 31.8 | 31.3 |
| Hemmavarande barn | 44.1 | 42.8 | 42.9 | 43.1 | 42.8 | 40.3 |
| Interlokalt sökande | 18.9 | 19.4 | 19.1 | 19.0 | 18.9 | 19.2 |
| Funktionsnedsättning | 8.7 | 9.3 | 8.8 | 8.7 | 8.6 | 9.8 |
| Väntetid | 119 | 121 | 119 | 121 | 119 | 120 |
| Total inskrivningstid senaste 5 åren | 779 | 783 | 774 | 780 | 771 | 778 |
| Antal inskrivningsperioder | 5.5 | 5.6 | 5.5 | 5.5 | 5.4 | 5.5 |
| Årsinkomst t-2 år | 1219 | 1240 | 1217 | 1194 | 1220 | 1143 |
| Årsinkomst t-1 år | 1260 | 1285 | 1258 | 1250 | 1250 | 1166 |
| Socialbidrag t-2 år | 31.6 | 30.0 | 31.9 | 31.0 | 31.5 | 36.1 |
| Socialbidrag t-1 år | 31.5 | 30.8 | 31.9 | 33.8 | 31.9 | 33.0 |
| Sysselsatt t-2 år | 67.1 | 67.1 | 67.0 | 66.9 | 66.0 | 61.5 |
| Sysselsatt t-1 år | 60.5 | 60.7 | 60.4 | 59.7 | 59.6 | 57.4 |

Not: Ålder anges i antal år, väntetid och total inskrivningstid i antal dagar och årsinkomst samt socialbidrag i hundratals kronor.

Att matcha exakt på väntetid först och sedan på propensity score eller att matcha bara på propensity score ger likvärdiga resultat. Deltagar- och jämförelsegrupp kan sägas vara balanserade i båda fallen, medelvärdena för de båda grupperna är mycket lika. I fallet med den reducerade modellen där variablerna sysselsättning, inkomst, civilstånd, socialbidrag samt hemmavarande barn exkluderats får vi större skillnader mellan deltagar- och jämförelsegrupp med avseende på de variabler som exkluderats – deltagarna tycks ha något starkare ställning på arbetsmarknaden i relation till jämförelsegruppen. I alla tre fall är väntetid med i specifikationen av propensity score vilket är anledningen till att grupperna blir balanserade med avseende på väntetid oavsett om vi matchar exakt på denna variabel eller inte.

4.2 Utfall vid en given tidpunkt efter programstart

Nedan presenteras våra resultat för utfall vid en given tidpunkt efter programstart. I det första delavsnittet redovisas vilken betydelse det har för vårt utfallsmått om vi avgränsar populationen på olika sätt och om vi matchar på olika sätt. I det andra delavsnittet visar vi vilken betydelse det har om vi hanterar arbetssökande som avregistrerats av okänd orsak på olika sätt.

4.2.1 Avgränsningar och matchning

Tabell 3 visar effekten av att delta i program beroende på olika sätt att avgränsa populationen.

Tabell 3. Effekter vid olika sätt att avgränsa populationen.

| År | Tidigare program- deltagare exkluderas (1) | Tidigare program- deltagare inkluderas (2) | Händelser inom 30 dagar efter programstart beaktas (3) |
|------|--|--|---|
| 2001 | 4.4 | 4.5 | 4.8 |
| 2002 | 10.4 | 10.2 | 11.0 |
| 2003 | 7.9 | 9.6 | 8.0 |
| 2004 | 11.7 | 12.4 | 12.3 |
| 2005 | 14.1 | 13.1 | 12.8 |

Den första kolumnen i Tabell 3 visar effekterna när vi tillämpar den avgränsning som presenteras i Arbetsmarknadsrapport 2012, nämligen att exkludera deltagare som deltagit i program tidigare samt att inte beakta händelser efter programstart. Detta innebär att vi använder ungefär 60 procent av det totala antalet deltagare (som var öppet arbetslösa direkt innan aktuell programstart). Den andra kolumnen visar att det inte är någon större skillnad i effekt om tidigare programdeltagare inkluderas eller inte (jämför kolumn 1 och 2).⁷ Det blir inte heller så stor skillnad om händelser 30 dagar efter programstart beaktas eller ej (jämför kolumn 1 och 3). Tabell 4 visar effekten beroende på sätt att matcha.

Tabell 4. Effekter vid olika matchningsförfaranden.

| År | Exakt på väntetid, sedan på propensity score (1) | Enbart på propensity score (2) | Exakt på väntetid, sedan på en reducerad propensity score (3) |
|------|---|--------------------------------------|--|
| 2001 | 4.4 | 4.4 | 4.6 |
| 2002 | 10.4 | 9.3 | 11.2 |
| 2003 | 7.9 | 8.3 | 8.3 |
| 2004 | 11.7 | 10.7 | 12.8 |
| 2005 | 14.1 | 13.7 | 14.6 |

Kolumn 1 i Tabell 4 visar resultatet enligt det sätt vi valt att matcha i Arbetsmarknadsrapport 2012, det vill säga matchningen görs exakt på väntetid och sedan på propensity score. Kolumn 2

⁷ Inte heller för ett år som 1996 när programvolymerna var mycket stora spelar det någon roll om tidigare programdeltagare exkluderas eller inte.

visar resultaten om vi istället väljer att inte matcha exakt på väntetid utan bara på propensity score. Resultaten är mycket lika. Värdena i kolumn 2 är ibland något lägre än värdena i kolumn 1, ibland något högre. Kolumn 3 visar effekten när en reducerad propensity score används. De skattade effekterna är då något högre än när matchningen istället gjorts på en propensity score skattad med samtliga variabler. Skillnaden är dock liten.

4.2.2 Avregistreringar av okänd orsak

Tabell 5 visar andelen som ett år efter programstart har avaktualiserats av okänd orsak i deltagar- respektive jämförelsegrupp. Det är betydligt fler i jämförelsegruppen som lämnat förmedlingen av okänd orsak.

Tabell 5. Andel som har avaktualiserats av okänd orsak i deltagar- och jämförelsegrupp ett år efter programstart.

| År | Andel avors 6 i deltagargruppen | Andel avors 6 i jämförelsegruppen |
|------|---------------------------------|-----------------------------------|
| 2001 | 3.5 | 8.6 |
| 2002 | 2.0 | 7.7 |
| 2003 | 1.7 | 7.3 |
| 2004 | 2.2 | 8.0 |
| 2005 | 1.9 | 7.6 |

I Tabell 6 visas vilka resultat vi får beroende på hur vi hanterar arbetssökande som avaktualiserats av okänd orsak.

Tabell 6. Effekter vid olika antaganden om hur stor andel av dem som avaktualiseras av okänd orsak som har fått arbete.

| År | Ingen av deltagarna eller jämförelsepersonerna till arbete av avors 6 (1) | 50 procent av deltagarna och 50 procent av jämförelsepersonerna till arbete av avors 6 (2) | 0 procent av deltagarna och 50 procent av jämförelsepersonerna till arbete av avors 6 (3) | 100 procent av deltagarna och 100 procent av jämförelsepersonerna till arbete av avors 6 (4) |
|------|--|---|--|---|
| 2001 | 6.9 | 4.4 | 2.6 | 1.8 |
| 2002 | 13.3 | 10.4 | 9.4 | 7.6 |
| 2003 | 10.7 | 7.9 | 7.1 | 5.2 |
| 2004 | 14.6 | 11.7 | 10.6 | 8.8 |
| 2005 | 17.0 | 14.1 | 13.2 | 11.2 |

Om vi inte gör ett antagande om att en viss andel av dem som avaktualiserats av okänd orsak har fått arbete kommer vi att få höga skattade effekter (kolumn 1). I Arbetsmarknadsrapport 2012 har vi valt att anta att 50 procent av både deltagare och jämförelsepersoner som lämnat av okänd orsak har gjort det därför att de fått ett arbete (kolumn 2). När vi antar att noll procent av deltagarna och 50 procent av jämförelsegruppen har fått arbete (kolumn 3) blir de skattade

effekterna ca en procentenhet lägre. Effekten blir ännu något lägre när vi antar att alla har fått arbete (kolumn 4).

de Luna m.fl. (2008) finner för åren 2002-2004 ungefär 15 procentenheters skillnad i andelen sysselsatta. Om vi jämför med våra resultat har vi något lägre skattade effekter för dessa år. Vi finner en skillnad på 8 till 12 procentenheter. Utfallsvariablerna skiljer sig dock åt. I stället för att titta på andelen sysselsatta i november följande år som de Luna m.fl. gör mäter vi andelen som har lämnat förmedlingen för arbete utan stöd och dessutom inte återkommit till förmedlingen vid tidpunkten 365 dagar efter programstart.

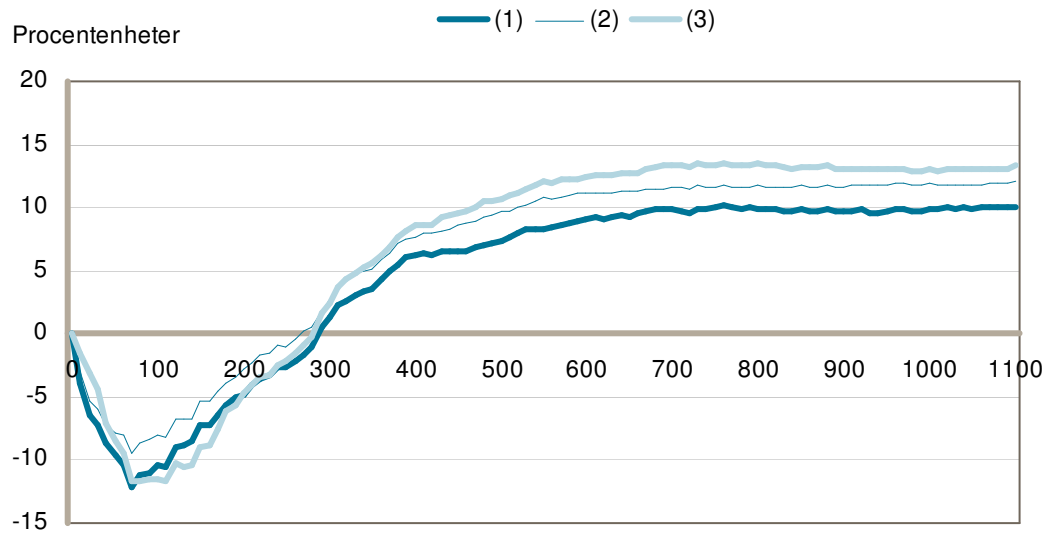
4.3 Tid till arbete

Överlevnadsfunktioner för deltagare och jämförelsepersoner kan tolkas som andelen deltagare respektive jämförelsepersoner som är kvar på Arbetsförmedlingen åtminstone fram till tiden t . Skillnaden mellan de två överlevnadsfunktionerna är ett mått på effekten av programmet vid en viss tidpunkt. I det första delavsnittet visar vi resultat beroende på olika sätt att avgränsa populationen och olika sätt att matcha deltagare med en jämförelsegrupp. Jämförelsepersoner censureras när de går in i aktuellt program och hälften av avaktualiserade av okänd orsak tilldelas utfallet arbete och den andra hälften censureras (slumpmässigt). I det andra delavsnittet presenteras resultat för alternativa sätt att censurera. Slutligen tillämpar vi samma metodologiska val som de Luna m.fl. (2008) och jämför våra resultat med deras.

4.3.1 Avgränsningar och matchning

I Figur 1 visas skillnaden mellan överlevnadsfunktionerna vid varje tidpunkt för deltagare och jämförelsegruppen. Vi visar resultatet för tre olika avgränsningar; när vi (1) exkluderar tidigare programdeltagare, (2) inkluderar tidigare programdeltagare, samt (3) beaktar händelser inom 30 dagar efter programstart (tidigare programdeltagare exkluderade).

Figur 1. Skillnad mellan överlevnadsfunktionerna för deltagare och jämförelsegrupp för ett exempelår (2002) till följd av olika sätt att avgränsa populationen. Censurering vid inträde i Arbetsmarknadsutbildning.

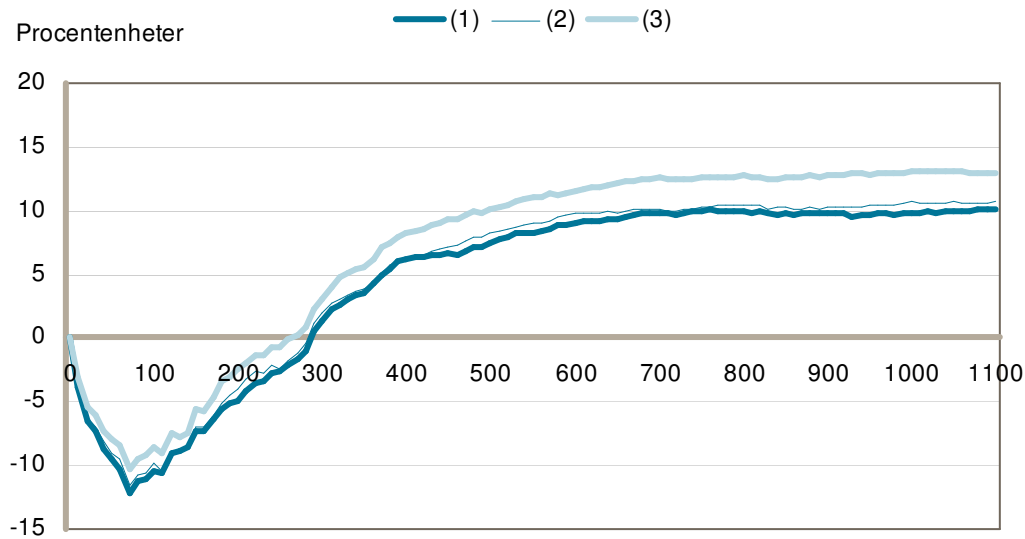


Not: (1) Tidigare programdeltagare exkluderas. (2) Tidigare programdeltagare inkluderas. (3) Händelser inom 30 dagar efter programstart beaktas.

Vid tidpunkten noll påbörjar deltagaren programmet. Oavsett hur vi avgränsar populationen är de skattade effekterna negativa i början. Efter ungefär 300 dagar är de skattade effekterna positiva. Den avgränsning av populationen som används i Arbetsmarknadsrapport 2012, att exkludera tidigare programdeltagare och att inte beakta händelser inom 30 dagar, innebär lägst skattade effekter sett över hela tidsperioden för år 2002. Att inkludera tidigare programdeltagare innebär att den inledande negativa skattningen av programeffekten blir något mindre samt att den skattade effekten efter ungefär 300 dagar blir mer positiv. Att beakta händelser inom 30 dagar efter programstart innebär att den skattade effekten blir något mer negativ i början för att sedan bli mer positiv. Det är mycket få jämförelsepersoner som påbörjar det aktuella programmet inom ett år vilket innebär att resultaten är robusta för huruvida vi censurerar jämförelsepersonerna när de går in i programmet eller inte.

I Figur 2 visar vi skillnad mellan överlevnadsfunktionerna beroende på olika sätt att matcha.

Figur 2. Skillnad mellan överlevnadsfunktionerna för deltagare och jämförelsegrupp för ett exempelår (2002) beroende på matchningsprocedur. Censurering vid inträde i Arbetsmarknadsutbildning.



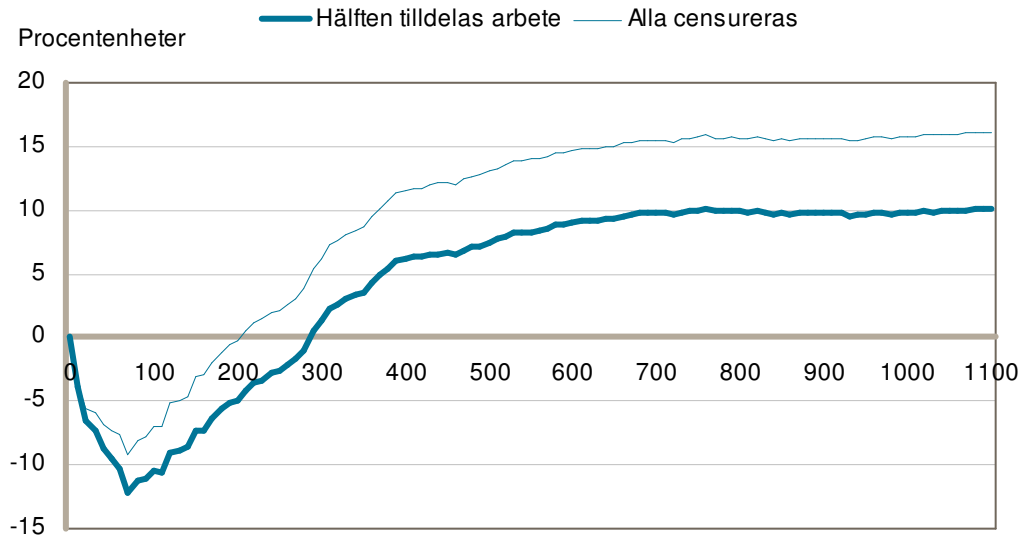
Not: (1) Exakt på väntetid, sedan på propensity score. (2) Enbart på propensity score. (3) Exakt på väntetid, sedan på en reducerad propensity score.

Att matcha exakt på väntetid och sedan på propensity score eller att matcha enbart på propensity score ger mycket lika skattade effekter. En matchning på en reducerad propensity score ger högre skattade effekter. Dessa resultat stämmer väl överens med de resultat som redovisades i avsnitt 4.2.1.

4.3.2 Olika sätt att censurera

I Figur 3 visar vi skillnaden mellan överlevnadsfunktionerna beroende på olika sätt att hantera arbetssökande som lämnar förmedlingen av okänd orsak.

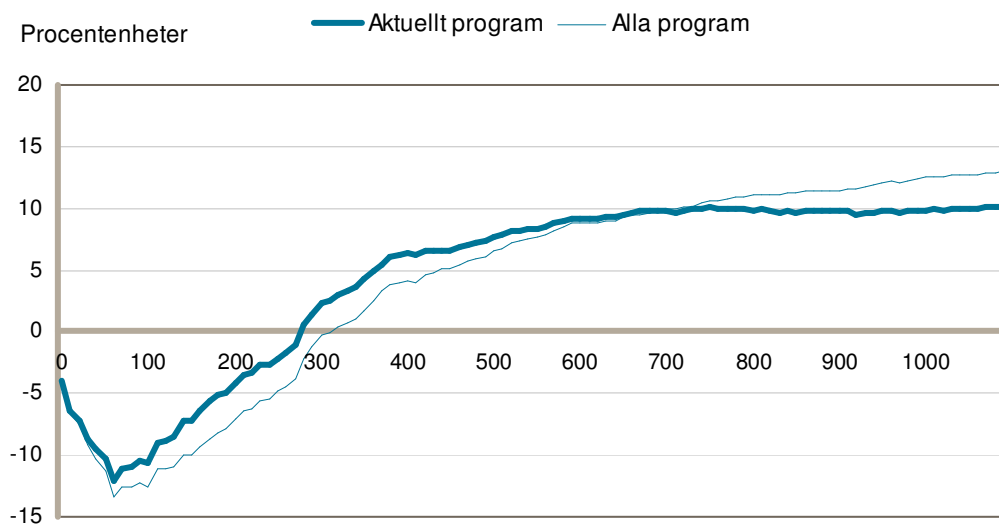
Figur 3. Skillnad mellan överlevnadsfunktionerna för deltagare och jämförelsegrupp för ett exempelår (2002) till följd av olika sätt att hantera avaktualiserade av okänd orsak. Censurering vid inträde i Arbetsmarknadsutbildning.



Att tilldela hälften av dem som avaktualiseras av okänd orsak utfallet arbete innebär att de skattade effekterna av programmet blir lägre jämfört med att censurera samtliga som avaktualiseras av okänd orsak.

Figur 4 visar en jämförelse av de skattade effekterna beroende på om vi censurerar jämförelsepersoner bara när de går in i aktuellt program eller om vi också censurerar jämförelsepersoner när de går in i andra program.

Figur 4. Skillnad mellan överlevnadsfunktionerna för deltagare och jämförelsegrupp för ett exempelår (2002) till följd av olika sätt att censurera jämförelsepersoner när de går in i program.

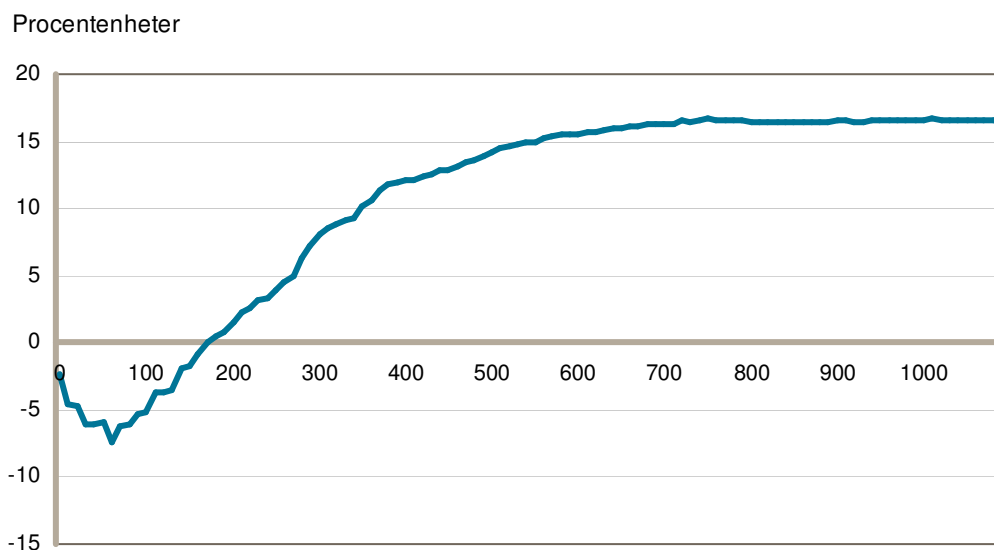


Jämfört med tidigare, när vi censurerade jämförelsepersoner bara när de gick in i aktuellt program, är de skattade effekterna inledningsvis mer negativa för att efter ungefär 700 dagar

vara mer positiva. En förklaring till de inledningsvis mer negativa resultatet kan vara så kallade inlåsnings effekter. Jämförelsepersonerna är i högre grad öppet arbetslösa och står därmed omedelbart till arbetsmarknadens förfogande. Arbetssökande som deltar i program står troligen till arbetsmarknadens förfogande först då programmet är avslutat.

I syfte att jämföra våra resultat med de Luna m.fl. (2008) har vi tagit fram en figur som visar de skattade effekterna för åren 2002-2004 sammantaget. De Luna m.fl. censurerar samtliga individer som lämnar förmedlingen av okänd orsak och för jämförbarhetens skull censurerar vi i figuren nedan också samtliga som lämnar av okänd orsak. De resultat vi presenterar i Figur 5 överensstämmer väl med de resultat de Luna m.fl. redovisar.

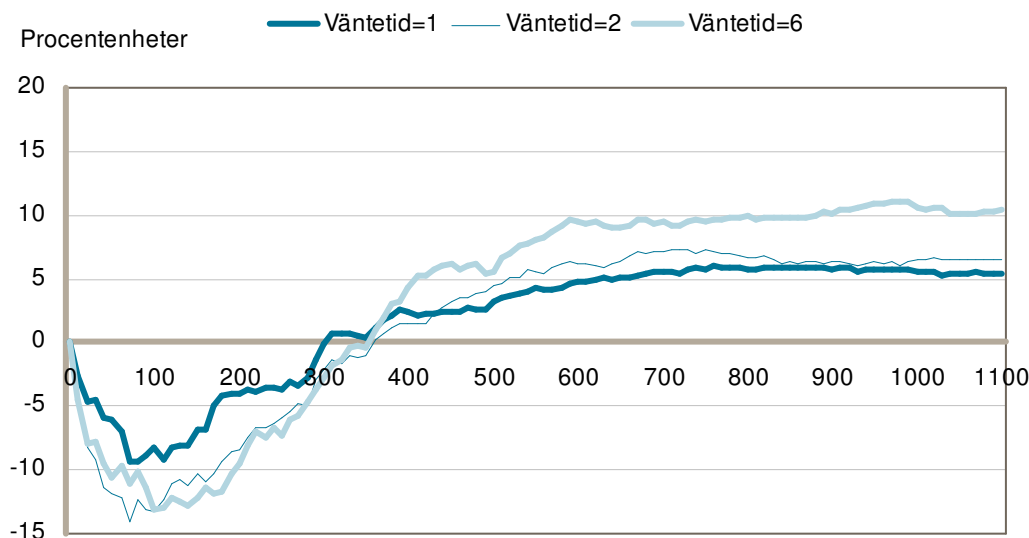
Figur 5. Skillnad mellan överlevnadsfunktionerna för deltagare och jämförelsegrupp för åren 2002-2004. Censurering vid inträde i Arbetsmarknadsutbildning och vid avaktualisering av okänd orsak.



4.4 Effekt beroende på väntetid

I detta avsnitt studerar vi om effekten av programmet är olika beroende på när i arbetslöshetsperioden den arbetssökande påbörjar program. Figur 6 visar skillnad mellan överlevnadsfunktionerna för deltagare och jämförelsegrupp uppdelat på väntetid till program. Den skattade effekten för individer som väntat en, två och sex månader innan de påbörjat program redovisas. Vi kan inte visa resultat för individer med längre väntetider än så, antalet observationer är då för få. Det är vanligast med korta väntetider till program.

Figur 6. Skillnad mellan överlevnadsfunktionerna för deltagare och jämförelsegrupp för åren 2002-2004 uppdelat på väntetid till program. Censurering vid inträde i Arbetsmarknadsutbildning och avaktualisering av okänd orsak.



Resultatet visar att mönstret för de skattade effekterna är likartat oberoende av väntetid. De skattade effekterna är inledningsvis negativa för att tre år efter programstart vara positiva och variera mellan fem och tio procentenheter. Vi har fått likartade resultat som de Luna m.fl. (2008). De drar utifrån sina resultat slutsatsen att det inte finns något starkt systematiskt samband mellan effekten av programdeltagandet och när i arbetslöshetsperioden den arbetssökande går in i program. Den vedertagna tolkningen av de genomsnittliga effekterna är således giltig.

4.5 Diskussion om de olika effektmåtten

Tabell 7 visar en jämförelse av de olika effektmåtten (skillnad i andel i arbete vid en viss tidpunkt samt skillnad mellan överlevnadsfunktioner) vid tidpunkten ett år efter programstart för åren 2001-2005.

Tabell 7. Jämförelse av de olika effektmåtten ett år efter programstart.

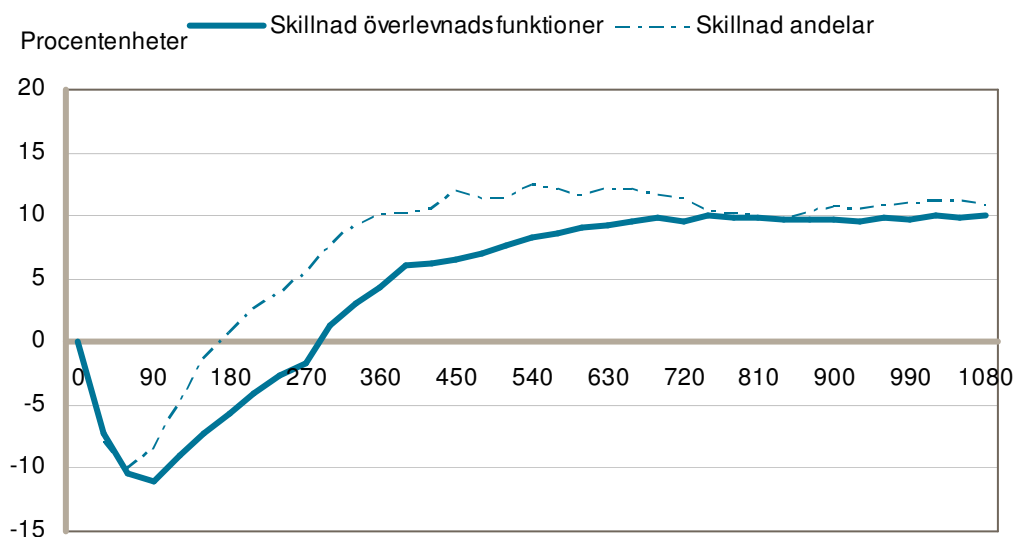
| År | Skillnad i andel | Skillnad mellan överlevnadsfunktionerna, censurering vid inträde i aktuellt program |
|------|------------------|---|
| 2001 | 4.4 | -1.6 |
| 2002 | 10.4 | 4.3 |
| 2003 | 7.9 | 3.7 |
| 2004 | 11.7 | 8.1 |
| 2005 | 14.1 | 11.5 |

Enligt måttet andel i arbete efter ett år är effekten av programmet mellan fyra och 14 procentenheter för de år vi studerar. Enligt måttet skillnad mellan överlevnadsfunktioner är

effekten vid tidpunkten ett år ungefär minus två till plus 12 procentenheter. Måttet skillnad mellan överlevnadsfunktioner ger lägre skattade effekter än måttet skillnad i andel i arbete ett år efter programstart för samtliga år.

Figur 7 visar en jämförelse av de båda effektmåtten över tid för år 2002. Måttet skillnad i andel ger under större delen av undersökningsperioden högre skattade effekter än måttet skillnad mellan överlevnadsfunktioner. I Arbetsmarknadsrapport 2012 har måttet andel i arbete ett år efter programstart valts. Den skattade effekten för måttet andel i arbete ligger runt 10 procentenheter ett år efter programstart och håller sig kring den nivån fram till uppföljningsperiodens slut för år 2002. Övriga år är det vanligare att effekten är några procentenheter högre vid tidpunkten tre år jämfört med vid tidpunkten ett år. Måttet andel i arbete ett år efter programstart följer således samma mönster som måttet skillnad mellan överlevnadsfunktioner för övriga år.

Figur 7. Jämförelse över tid av de två utfallsmåtten; skillnad i andel i arbete vid en viss tidpunkt samt skillnad mellan överlevnadsfunktioner för ett exempelår (2002).



En anledning till att de två måtten skiljer sig åt är att individer censureras när överlevnadsfunktioner beräknas medan så inte är fallet när andelar i arbete en viss tidpunkt beräknas. Personer som lämnar Arbetsförmedlingen av någon annan orsak än arbete censureras och det är olika vanligt förekommande i deltagar- och jämförelsegrupp. Tabell 8 visar andelen som fått arbete, andelen som har lämnat Arbetsförmedlingen av någon annan orsak samt andelen som är kvar på Arbetsförmedlingen vid tidpunkten ett år efter programstart.

Tabell 8. Status 1 år efter programstart.

| År | Arbete utan stöd | | Lämnat Af av annan orsak | | Övriga kvar på Af | |
|------|------------------|----------------------|--------------------------|----------------------|-------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | Deltagare | Jämförelse- grupp | Deltagare | Jämförelse- grupp | Deltagare | Jämförelse- grupp |
| 2001 | 41.9 | 35.0 | 10.8 | 22.5 | 47,3 | 42,5 |
| 2002 | 50.4 | 36.1 | 6.8 | 19.9 | 42,8 | 44,0 |
| 2003 | 47.1 | 36.3 | 6.1 | 18.0 | 46,8 | 45,7 |
| 2004 | 52.2 | 37.6 | 5.5 | 17.1 | 42,3 | 45,3 |
| 2005 | 57.3 | 40.4 | 4.3 | 16.4 | 38,4 | 43,2 |

Det är en mycket större andel av jämförelsepersonerna som lämnat Arbetsförmedlingen av någon annan orsak än arbete (kolumn 2). I durationsanalys relateras andelen som fått arbete till dem som är kvar på Arbetsförmedlingen. Eftersom det är fler i jämförelsegruppen som lämnat Arbetsförmedlingen blir andelen som fått arbete större i jämförelsegruppen med durationsanalys.⁸ Detta medför att skillnaden i resultat mellan deltagar- och jämförelsegrupp minskar jämfört med när andelar i arbete beräknas av samtliga.

En annan anledning till att de två måtten skiljer sig åt är att måttet andel i arbete vid en viss tidpunkt beaktar återflödet till arbetslöshet efter 30 dagars arbete medan så inte är fallet i durationsanalysen. Tabell 9 visar andelen deltagare samt jämförelsepersoner som haft ett arbete i minst 30 dagar men som är arbetslösa igen vid tidpunkten ett år efter programstart.

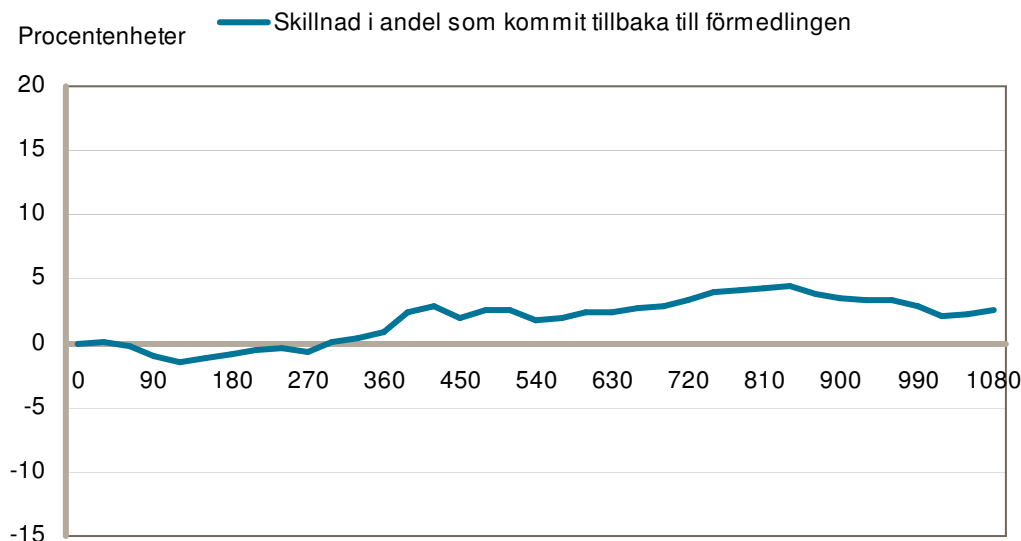
Tabell 9. Återflödet 1 år efter programstart.

| År | Andelar som återkommit | |
|------|------------------------|-----------------|
| | Deltagare | Jämförelsegrupp |
| 2001 | 13.7 | 13.1 |
| 2002 | 16.1 | 15.0 |
| 2003 | 18.9 | 16.9 |
| 2004 | 15.2 | 14.3 |
| 2005 | 14.0 | 11.6 |

Återflödet till arbetslöshet är mellan drygt 10 och knappt 20 procent. Något fler deltagare än jämförelsepersoner blir arbetslösa igen efter en tids arbete. Detta innebär att de skattade effekterna blir något lägre om återflödet till arbetslöshet beaktas än om det inte beaktas vid tidpunkten ett år efter programstart. Skillnaden i återflöde till arbetslöshet mellan deltagar- och jämförelsegrupp är olika över tid. Figur 8 visar differensen mellan andelen deltagare och andelen jämförelsepersoner som återkommit till förmedlingen efter 30 dagars arbete vid olika tidpunkter för år 2002.

⁸ Inte alla i kolumn 2 censureras i durationsanalysen. I kolumn 2 ingår avaktualiserade av okänd orsak vilka censureras i hälften av fallen och räknas som att de fått arbete i hälften av fallen. Se tabell 5 för andelen avaktualiserade av okänd orsak för deltagar- respektive jämförelsegrupp.

Figur 8. Differensen mellan andelen deltagare och andelen jämförelsepersoner som har återkommit till Arbetsförmedlingen för ett exempelår (2002).



Ett negativt värde innebär att det är fler bland jämförelsepersonerna som återkommit till Arbetsförmedlingen efter 30 dagars arbete. Fram till ungefär 300 dagar efter programstart är det en högre andel jämförelsepersoner än deltagare som återkommit till förmedlingen. Vid ungefär 840 dagar ser vi den största skillnaden mellan grupperna, då har drygt fyra procentenheter fler i deltagargruppen jämfört med jämförelsegruppen återkommit till förmedlingen.

Vi skattar effekten av att påbörja ett visst program vid en viss tidpunkt jämfört med att inte påbörja programmet (eller något annat program) vid denna tidpunkt men eventuellt senare. Det kan därför vara intressant att studera i vilken utsträckning jämförelsepersonerna har påbörjat programmet eller något annat program. Tabell 10 visar andelen deltagare respektive jämförelsepersoner som påbörjat program inom ett år.

Tabell 10. Andelen som inom ett år påbörjar det aktuella programmet respektive påbörjar något annat program.

| År | Aktuellt program | | Annat program | |
|------|------------------|-----------------|---------------|-----------------|
| | Deltagare | Jämförelsegrupp | Deltagare | Jämförelsegrupp |
| 2001 | 16.3 | 5.1 | 28.6 | 30.4 |
| 2002 | 15.7 | 5.1 | 17.2 | 28.8 |
| 2003 | 14.6 | 3.8 | 17.9 | 22.5 |
| 2004 | 15.0 | 3.3 | 21.3 | 30.7 |
| 2005 | 15.2 | 4.2 | 23.8 | 29.0 |

Många deltagare har påbörjat det aktuella programmet igen. Ofta handlar detta om förlängningar av administrativa beslut vilket innebär att den arbetssökande bara fortsätter sitt program. Endast en liten andel av jämförelsepersonerna, tre till fem procent, har påbörjat det aktuella programmet. Vad gäller att påbörja något annat program har en stor andel av både

deltagare och jämförelsepersoner gjort detta, mellan knappt 20 och 30 procent. Fler i jämförelsegruppen än deltagargruppen har påbörjat något annat program. Att jämförelsepersonerna deltar i program senare innebär att vi delvis studerar just effekten av att påbörja ett visst program vid en viss tidpunkt jämfört med att påbörja program senare. Drygt 70 procent av jämförelsepersonerna har dock inte påbörjat program inom ett år.

5. Slutsatser och avslutande diskussion

I Arbetsmarknadsrapport 2012 presenteras skattade effekter av tre arbetsmarknadspolitiska program; Arbetsmarknadsutbildning, Arbetspraktik och Stöd till start av näringsverksamhet. Syftet med den här rapporten är att beskriva den metod som används i dessa skattningar samt att testa konsekvenserna av olika metodologiska val. Vi exemplifierar med effekten för Arbetsmarknadsutbildning under perioden 2001-2005. Vi jämför hur resultaten påverkas av olika sätt att avgränsa populationen, olika sätt att matcha deltagare med en jämförelsegrupp och olika sätt att definiera och mäta utfall.

I Arbetsmarknadsrapport 2012 har vi valt att avgränsa populationen genom att exkludera individer som deltagit i program tidigare och att inte exkludera individer som deltagit i det aktuella programmet kortare än 30 dagar samt jämförelsepersoner som lämnar Arbetsförmedlingen för arbete inom 30 dagar. Vi finner att resultaten är robusta för val av populationsavgränsning.

Vad gäller matchningsprocedur har vi i Arbetsmarknadsrapport 2012 valt att matcha deltagare och jämförelsepersoner exakt på väntetid till program och sedan på propensity score. Vi finner att vår matchningsprocedur fungerar väl med avseende på de variabler som ingår i propensity score. Deltagare och jämförelsepersoner är i genomsnitt relativt lika. Vi testar hur robusta resultaten är för alternativa sätt att matcha; *i)* enbart på propensity score och *ii)* exakt på väntetid och på en reducerad propensity score. Vi finner ingen systematisk skillnad i resultat om vi matchar exakt på väntetid eller inte. En matchning på en reducerad propensity score där variablerna civilstånd, hemmavarande barn, årsinkomst, socialbidrag och sysselsättning har exkluderats verkar dock ge något högre skattade effekter. Vi matchar då deltagarna mot en jämförelsegrupp som tycks ha en något svagare position på arbetsmarknaden. Detta indikerar att de exkluderade variablerna påverkar sannolikheten att delta i programmet och chansen att få ett arbete på ett sätt som övriga variabler inte fullt ut tar hänsyn till. Variablerna civilstånd, hemmavarande barn, årsinkomst, socialbidrag och sysselsättning bör således i möjligaste mån inkluderas i propensity score för att likställa deltagar- och jämförelsegrupp. Nackdelen med variablerna är att de är tillgängliga med en viss fördröjning jämfört med Arbetsförmedlingens data.

En viktig aspekt att beakta är hur arbete definieras, det vill säga, hur vi definierar utfallet. Arbetssökande avaktualiseras när de har fått ett arbete, men de kan också avaktualiseras av okänd orsak. Andelen som avaktualiseras av okänd orsak är relativt stor, och dessutom olika stor för deltagar- och jämförelsegrupp. Hur vi väljer att hantera avaktualiseringar av okänd orsak är därför viktigt för resultatet. Om vi inte gör ett antagande om att en viss andel av dem som avaktualiseras av okänd orsak har fått arbete kommer vi att få högre skattade effekter än annars. Vi har valt att anta att 50 procent av både deltagare och jämförelsepersoner som lämnat av okänd orsak har gjort det därför att de fått ett arbete. Möjligen är effekten då något

överskattad om det är så att en mindre andel av dem som avaktualiserats av okänd orsak har fått arbete i deltagargruppen än i jämförelsegruppen.

I Arbetsmarknadsrapport 2012 har vi valt att redovisa skillnad i andelar i arbete ett år efter programstart i stället för att visa skillnader mellan överlevnadsfunktioner. Att mäta andelar i arbete efter ett år är enklare att förstå för dem som inte är så insatta i olika typer av statistiska analysmetoder. Måttet tar också hänsyn till återflödet till arbetslöshet. Måttet skillnad mellan överlevnadsfunktioner för deltagare och jämförelsepersoner ger lägre skattade effekter än vårt andelsmått vid tidpunkten ett år efter programstart. Till stor del beror det på att fler jämförelsepersoner än deltagare censureras på grund av att de lämnar förmedlingen av någon annan orsak än arbete.

Sammantaget finner vi att det inte spelar så stor roll för våra skattade effekter hur vi väljer att avgränsa populationen eller om vi väljer att matcha exakt på väntetid till program eller inte. Hur arbetssökande som avaktualiserats av okänd orsak behandlas är dock av betydelse för resultatet. Det skulle vara mycket värdefullt att genomföra en studie som kan visa hur stor andel av deltagare respektive jämförelsepersoner som har fått arbete bland avaktualiserade av okänd orsak.

Referenser

Addbring, J. & van den Berg, G. (2003). The Non-Parametric Identification of Treatment effects in Duration Models. *Econometrica*, 71, 1491-1518.

Bring, J. & Carling, K. (2000). Attrition and Misclassification of Drop-outs in the Analysis of Unemployment Duration. *Journal of Official Statistics*, 16, 321-330.

de Luna, X., Forslund, A. & Liljeberg, L. (2008). Effekter av yrkesinriktad arbetsmarknadsutbildning för deltagare under perioden 2002-04. Rapport 2008:1, IFAU, Uppsala.

de Luna, X. & Johansson, P. (2007). Matching estimators for the effect of a treatment on survival times. Working paper 2007:1, IFAU, Uppsala.

de Luna, X. & Johansson, P. (2010). Non-parametric inference for the effect of a treatment on survival times with application in the health and social sciences. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 140, 2122-2137.

Fredriksson, P. & Johansson, P. (2008). Dynamic Treatment Assignment: The Consequences for Evaluations Using Observational data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 26, 435-445.

Gerfin, M. & Lechner, M. (2002). A Microeconomic Evaluation of the Active Labour Market Policy in Switzerland. *Economic Journal*, 112, 854-893.

Holland, P. (1986). Statistics and causal inference, with discussion. *Journal of the American Statistical Association*, 81, 945-970.

Holland, P. & Rubin, D.B. (1988). Causal inference in retrospective studies. *Evaluation Review*, 12, 203-231.

Liljeberg, L. & Lundin, M. (2010). Jobbnätet ger jobb: effekter av intensifierade arbetsförmedlingsinsatser för att bryta långtidsarbetslöshet. Working paper 2010:2, IFAU, Uppsala.

Neyman, J. (1923). On the application of probability theory to agricultural experiments, essay on principles. *Roczniki nauk Rolczych* X, 1-51. In Polish, engelsk översättning av D.M. Dabrowska och T.P Speed i *Statistical Science*, 5, 465-472, 1990.

Nilsson, P. (2008). Programeffekter 1992 till 2006. Working Paper 2008:1, Arbetsförmedlingen, Stockholm.

Nilsson, P. (2010). Arbetssökande som lämnar Arbetsförmedlingen av okänd orsak. Working Paper 2010:1, Arbetsförmedlingen, Stockholm.

Parsons, L. (2004). Performing a 1:N Case-Control Match on Propensity Score. 29th annual SAS Users Group International. <http://www2.sas.com/proceedings/sugi29/165-29.pdf>

Rosenbaum, P.R. & Rubin, D.B. (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Casual Effects. *Biometrika*, 70, 41-55.

Rubin, D.B. (1973). Matching to remove bias in observational studies. *Biometrika*, 29, 159-183.

Rubin, D.B. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66, 688-701.

Rubin, D.B. (1977). Assignment to treatment group on the basis of a covariate. *Journal of Educational Statistics*, 2, 1-26.

WORKING PAPER 2012:2

AV: MARIE GARTELL, CHRISTER GERDES OCH PETRA NILSSON.

Arbetsförmedlingens Working Paper serie presenterar rapporter som rör analys av arbetsmarknadens funktionssätt och effekter av arbetsmarknadspolitiska insatser.

Working papers kan laddas ned från
www.arbetsformedlingen.se

Du kan beställa Arbetsförmedlingens informationsmaterial i alternativa format på
www.arbetsformedlingen.se/alternativaformat

Synpunkter?

Rapporterna är pågående arbete och författarna tar tacksamt emot synpunkter.

Arbetsförmedlingens huvudkontor
Forsknings- och utvärderingsenheten
113 99 Stockholm
E-post: analysavdelningen@arbetsformedlingen.se



113 99 Stockholm
Telefon 08-508 801 00
www.arbetsformedlingen.se