

Joakim Hveem

# Är bemanningsbranschen en språngbräda till annan sysselsättning för arbetslösa?

**I denna artikel redogör jag för huvudresultaten från min undersökning huruvida bemanningsbranschen är en språngbräda till annan sysselsättning för arbetslösa generellt och för icke-västerländska utrikes födda i synnerhet. Inget stöd för den så kallade språngbrädeeffekten kunde hittas men dock en viss minskning av arbetslösheten och ökning av efterföljande inkomster. Framför allt finns det en positiv, signifikant och mycket stabil ökning av sannolikheten att vara i sysselsättning, inklusive i bemanningsbranschen, i minst sex år.**

Joakim Hveem,  
MSc i nationalekonomi,  
Stockholms universitet.  
joakimhveem@gmail.com

Är bemanningsbranschen problematisk på grund av undanträngning av jobb i andra branscher och sämre villkor för arbetstagare, eller har den positiva effekter genom att öka chansen att få jobb och stoppa humankapitaldepreciering? Bemanningsbranschens expansion på den svenska arbetsmarknaden har varit snabb sedan 1993 då branschen legaliserades. I Sverige hade bemanningsbranschen 62 863 anställda 2011 (heltidsekvivalenter), vilket innebär att andelen bemanningsbranschanställda av antalet anställda i ekonomin var 1,4 procent (Bemanningsföretagen 2011). Branschen växer fortfarande men i ett internationellt perspektiv är den inte särskilt stor, vilket kan tyda på en fortsatt expansion. Bemanningsbranschen är här för att stanna, och det är därför av stort intresse att undersöka dess effekter. Hur påverkar en anställning i ett bemanningsföretag den

Studien är genomförd i projektet "Arbete i bemanningsföretag och egenföretagande" finansierat av FAS. Artikeln bygger på masteruppsatsen Hveem (2012). Tack till Eskil Wadensjö och Pernilla Joona Andersson för tillgång till data samt värdefulla synpunkter och kommentarer. Tack till min handledare Peter Fredriksson för givande diskussioner, synpunkter och stöd samt till tidskriftens redaktörer för värdefulla kommentarer.

anställdes efterföljande arbetsmarknadsutfall? Är det en språngbräda till annan sysselsättning för arbetslösa?<sup>1</sup>

Ökande globalt konkurrenstryck har tvingat många företag att utforma en "smalare" produktionskedja. Företag väljer därför en permanent arbetsstyrka anpassad för en låg efterfrågan och justerar upp denna med tillfälliga anställningar och inhyrd personal från bemanningsföretag vid efterfrågetoppar. Motiven för att hyra personal i stället för att visstidsanställa eller inrätta vikariat kan vara många, men generellt är förklaringen snabbhet, flexibilitet och de kostnader som uppkommer vid rekrytering och uppsägning. Dessutom kan företag ha behov av punktinsatser, vilka på företagsnivå inte alltid svarar mot en heltidstjänst eller ens en halvtidstjänst. Bemanningsbranschen fyller här en roll då de kan kombinera tjänster på flera företag till en eller flera heltidstjänster, där enskilda individer annars hade upplevt stora koordineringsproblem. Bemanningsbranschens signum är just hastighet och flexibilitet. Det senare innebär bland annat att bemanningsföretaget internaliserar kostnader för rekrytering och anställning. Inhyrande företag får betala för detta senare men kostnaden är inte lika osäker som den för en direkt anställning.<sup>2</sup> Se till exempel Andersson Joona och Wadensjö (2010), Andersson och Wadensjö (2004) eller Unionen (2010) för en utförligare och bredare deskriptiv bild av bemanningsbranschen och dess drivkrafter.

Bemanningsföretagens rekryteringseffektivitet, vad beträffar snabbhet och kvalitet, hävdas självklart av branschen själv och är även ett teoretiskt resultat enligt Neugart och Storrie (2006), men empirisk evidens kring detta samband är dock ännu oklar. Eftersom bemanningsföretagen är specialister på rekrytering och även kan tänkas ha skalfördelar förväntar sig inhyrande företag att deras egen kostnad, ansträngning och utfall i ett rekryteringsförfarande inte skulle kunna falla ut lika väl som ett bemanningsföretags. Att det faktiskt förhåller sig på detta vis är en förutsättning för deras plats på arbetsmarknaden.

Mot den tidigare bakgrunden formuleras två hypoteser: 1) En anställning i bemanningsbranschen betalar sig sämre för den anställde i lön och arbetsmiljö och fungerar inte som en språngbräda ur arbetslöshet till sysselsättning utanför bemanningsbranschen. 2) Bemanningsbranschen hjälper individen att finna en annan sysselsättning genom tiden som uthyrd konsult, detta genom att stoppa humankapitaldeprecieringen i ett arbetslöshetstillstånd, signalerande av arbetsambitioner och expanderande av sitt nätverk.

Denna *screening* av potentiella anställda som inhyrande företag erbjuder<sup>3</sup> kan förbättra matchningen på arbetsmarknaden och kan framför allt underlätta för

<sup>1</sup> Med annan sysselsättning avses i denna artikel sysselsättning utanför bemanningsbranschen.

<sup>2</sup> Det ska här nämnas att bemanningsanställda täcks av kollektivavtal precis som övriga anställda på svensk arbetsmarknad.

<sup>3</sup> Detta sker både implicit och explicit, se Autor (2001) och Houseman (2000).

arbetstagare som utsätts för statistisk diskriminering. Arbetsgivare har två osäkerheter att ta ställning till inför ett rekryteringsförfarande: hur hög kandidaterns produktivitet är och hur länge personen kommer att behövas i företaget. Särskilt den första osäkerheten kan vara viktig för utrikes födda då utländska utbildningar och språkproblem kan försvåra den omedelbara utvärderingen av produktiviteten. Att ta in personal från ett bemanningsföretag innebär att det inte är någon betydande kostnad att hyra ”fel” person, när denne kan bytas ut efter endast ett samtal till bemanningsföretaget. Detta kan göra det inhyrande företaget mindre riskaversivt. Arbetsnätverket hos utrikes födda är i regel svagare än inföddas och en ökad arbetsmarknadsanknytning kan förbättra deras efterkommande arbetsmarknadsutfall (Bennmarker m fl 2009). Det finns alltså anledning att anta en positiv effekt för utrikes födda av bemanningsbranschen. Denna grupp utrikes födda är dessutom överrepresenterade i bemanningsbranschen (Andersson Joona & Wadensjö 2010).

Tidigare forskning i ämnet har gett spridda resultat och om något verkar resultatet vara mer positiva för bemanningsbranschen i Europa än i USA. Effekten av en anställning i bemanningsbranschen på individens efterföljande sysselsättningsstatus sträcker sig från negativ, obefintlig till positiv, se exempelvis Autor och Houseman (2010), Kvasnicka (2008) och Ichino m fl (2008). Jahn och Rosholm (2012) visade nyligen att icke-västerländska utrikes födda i Danmark vinner på en anställning i bemanningsbranschen och att deras utflöde från arbetslöshet signifikant ökar efter ”behandlingsperioden”. Dock är den omedelbara effekten insignifikant (det omvända gäller för hela gruppen utrikes födda). Det ska dock noteras att Jahn och Rosholm (2012) definierar icke-västerländska utrikes födda snävare än i denna artikel.

## Data och metod

Denna undersökning är en empirisk utvärdering av hur en anställning i bemanningsbranschen påverkar det efterföljande arbetsmarknadsutfallet med särskild fokus på gruppen icke-västerländska utrikes födda.<sup>4</sup> Arbetsmarknadsutfallen är: i sysselsättning (vilket även inkluderar egenföretagare), sysselsatt utanför bemanningsbranschen (vilket för enkelhetens skull benämns som annan sysselsättning), arbetslöshet och årsinkomst. Detta skattas med *differences-in-differences* (DiD) där kontroll- och behandlingsgruppen har matchats på observerbara egenskaper för att bli ”spegelbilder” av varandra. Den valda metoden för detta kallas grovkornig exakt matchning (*coarsened exact matching*).<sup>5</sup> Metoden är ämnad att tackla

---

<sup>4</sup> I denna artikel utgörs gruppen icke-västerländska utrikes födda av individer födda i regionerna Afrika, Sydamerika, Asien, dåvarande Sovjetunionen och övriga Europa (det vill säga exklusive EU15 och de nordiska länderna).

<sup>5</sup> En mer utförlig beskrivning av metoden och särskilt den grovkorniga exakta matchningen finns i Hveem (2012).

självselektion in i behandlingsgruppen, det vill säga beslutet att gå in i bemanningsbranschen kanske inte är slumpartat. Eftersom individerna själva väljer om de ska börja i bemanningsbranschen eller inte (givet att bemanningsföretaget vill anställa dem) kan det vara så att kontrollgruppens sammansättning inte speglar behandlingsgruppen och att utfallet således inte kan betraktas som kontrafaktiskt. För att handskas med detta kan vi balansera grupperna mot varandra så att de trots självselektion ändå är närmast identiska vad beträffar observerbara egenskaper. För att resultaten ska vara giltiga krävs att balans i de utvalda variablerna i sin tur innebär att det även råder balans i de icke-observerbara variablerna som kan korrelera med selektion in i behandlingsgruppen och utfallet. Att traditionellt kontrollera för dessa skillnader i en OLS (*ordinary least squares*, minsta kvadratmetoden) kräver att rätt funktionsform har valts för respektive variabel.<sup>6</sup> Ett annat problem med att kontrollera för skillnader parametriskt uppstår när gruppernas ålderssammansättning gör att de har divergerande inkomsttrender (yngre har en brantare lönekurva) vilket stjälper antagandet om parallella trender.<sup>7</sup> Den valda metoden syftar till att etablera ett trovärdigt kausalt samband, minska effekten av eventuell självselektion in i behandling och beroendet av funktionsform.

En uppdaterad version av databasen som redovisas i Andersson och Wadensjö (2004) har använts. Den består i huvudsak av registerbaserad statistik från LISA (Longitudinell integrationsdatabas för sjukförsäkrings- och arbetsmarknadsstudier). Databasen innehåller detaljerad information på individnivå som sträcker sig från 1998 till 2008 och täcker cirka 5,6 miljoner individer mellan 16 och 64 varje år. För att underlätta databehandlingen gjordes ett tjugoprocentigt slumpmässigt urval från populationen i konstruktionen av kontrollgruppen. Eftersom forskningsfrågan är om bemanningsbranschen kan fungera som en språngbräda för arbetslösa till annan sysselsättning sker identifieringen av urvalet genom arbetslöshetsstatus i november 2001. Således består hela undersökningsurvalet av alla som var arbetslösa eller befann sig i någon form av arbetsmarknadsprogram i november 2001. Det är viktigt att här poängtera att då denna grupp inte är ett representativt urval från populationen bör man vara försiktig med att dra slutsatser för hela befolkningen.<sup>8</sup> Även personer äldre än 55 uteslöts för att minska risken att några individer under perioden övergår till någon form av pensionering. Redan här sker med andra ord en tidig sorts matchning. Att undergå behandling definieras som att vara anställd i bemanningsbranschen i november 2002 medan

<sup>6</sup> Ålder och utfallsvariabeln kan korrelera med exempelvis en linjär eller kvadratisk funktionsform.

<sup>7</sup> Parallella trender är ett antagande som måste hålla i en DiD, annars kan estimaten bli biased/skeva. Mer om detta i följande avsnitt.

<sup>8</sup> Behandlingsgruppen skiljer sig mot ett tvärsnitt av alla i bemanningsbranschen (män är till exempel överrepresenterade).

de efterföljande årens sysselsättningsstatus räknas som utfall av behandlingen. Kontrollgruppen är de som var arbetslösa 2001 men inte var anställda i bemanningsbranschen i november 2002. Det kontrafaktiska utfallet kan vara i princip vad som helst. Kanske söker de vidare efter jobb, börjar studera eller lämnar arbetskraften. Särskilt viktigt är att de tillåts gå in i bemanningsbranschen från och med 2003 och framåt eftersom vi annars hade selekterat behandlingsgruppen på framtida utfall, vilket leder till en snedvridning av skattningarna (Fredriksson & Johansson 2003).

Ett problem med denna typ av registerdata är att administrativ personal inte registreras åtskild från konsulterna (de som hyrs ut) på ett bemanningsföretag.<sup>9</sup> Ett annat problem är att uppgifterna om sysselsättning avser en månad om året. I och med att vi endast kan observera individers sysselsättningsstatus en gång per år (mätveckan i november) brister studien något i precision vad gäller tajmning av behandling och utfall. Detta kommer dock rimligtvis endast att påverka standardfelen i skattningarna och inte snedvrیدا dem.

Initialt finns en obalans mellan grupperna. De är signifikant skilda från varandra i nästan alla dimensioner, vilket regressionsbaserade t-test visar. Jämfört med kontrollgruppen består behandlingsgruppen i större utsträckning av män, har färre dagar i arbetslöshet, är något yngre, är oftare infödda, har högre utbildning och bor till större del i Stockholm och Göteborg. Det verkar alltså som att behandlingsgruppen har en starkare position på arbetsmarknaden. Efter matchningen raderades alla dessa skillnader och endast medelvärdena för andelen födda i Norden (utom Sverige) förblev statistiskt skilda från varandra. Matchningen minskade även storleken på urvalet markant. Mer om matchningen och om hur mycket mer balanserade grupperna blev efter matchningen finns i Hveem (2012), där bland annat ett mått på total obalans beräknas.

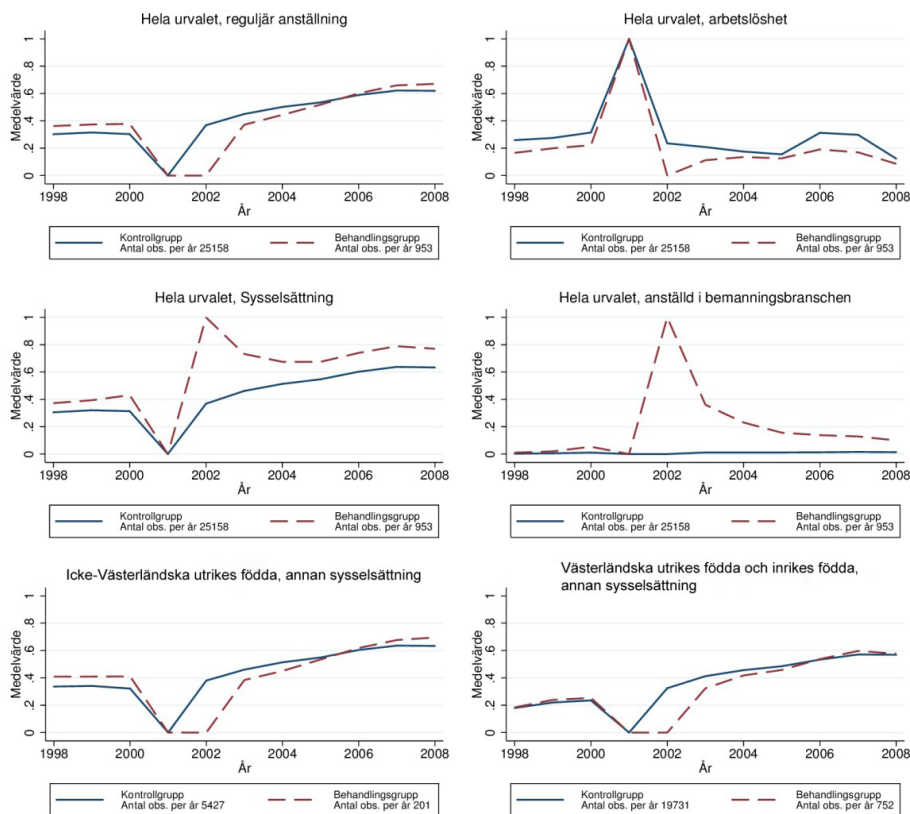
I *figur 1* och *2* presenteras olika utfall för behandlingsgruppen och kontrollgruppen samt för delgruppen icke-västerländska utrikes födda. De parallella trenderna är tydliga i *figur 1* medan det ser lite mer tveksamt ut i *figur 2*.

Parallella trender är ett viktigt antagande för att DiD-skattningarna ska bli trovärdiga. Uttrycket innebär att båda grupperna uppvisar samma tidsutveckling på utfallsvariabeln fram till behandling. Om grupperna uppvisar tidigare slumpartade fluktuationer eller rent av divergerande trender, kan vi inte anta att alla eventuella efterföljande skillnader i utfallsvariabeln går att härleda till behandlingen. Ett annat antagande för DiD-metoden är att inget annat sker vid behandlingstidpunkten (2001) som påverkar utfallet. Slutligen måste även selektionen till behandling vara exogen eller åtminstone slumpartad givet observerbara egen-

---

<sup>9</sup> Detta är ett vanligt problem för registerbaserad forskning om bemanningsbranschen. Den administrativa personalen utgör dock en relativt liten del av hela personalstyrkan. Problemet bör därför inte vara stort (Kvasnicka 2003).

skaper (i denna studie försöker jag uppnå det med hjälp av matchning). Med andra ord ska selektionen till behandlingsgruppen givet observerbara egenskaper vara så gott som slumpartad.

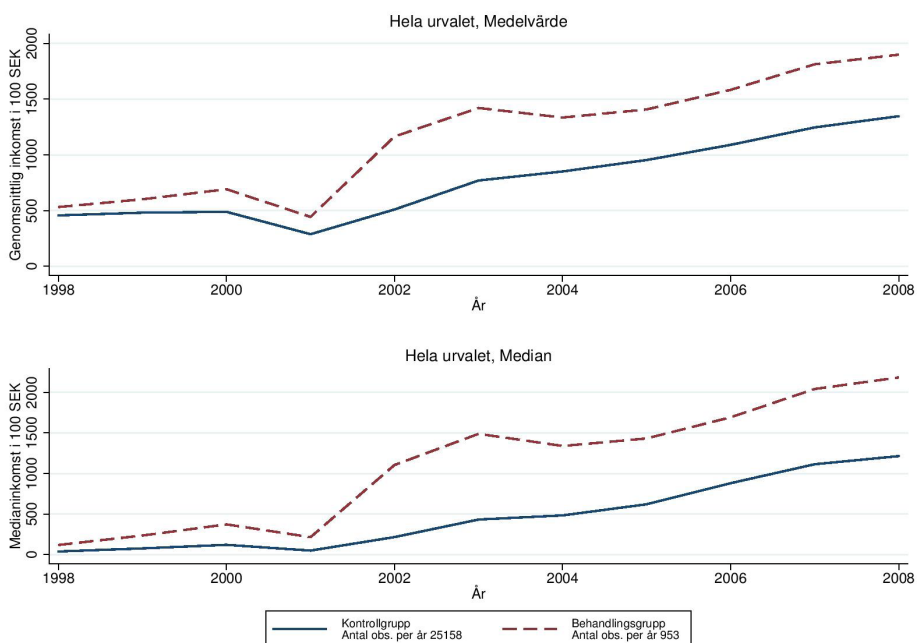


**Figur 1. Sysselsättningsutfall**

Det är svårt att upptäcka någon positiv effekt från behandlingen bara genom att studera medelvärdena hos grupperna. Däremot kan man tydligt se en ökning i efterföljande sannolikhet att vara anställd i ett bemanningsföretag och i att vara sysselsatt (se *figur 1*). När det kommer till inkomster verkar behandlingsgruppen ha en förhöjd inkomstkurva (se *figur 2*). Det är dessa mönster som kommer att skattas empiriskt med hjälp av DiD och matchning.

Den stora metodologiska utmaningen i denna studie är att det potentiellt kan finnas något icke-observerbart som selekterar individer till behandling och som samtidigt är korrelerat med utfallsvariabeln. Vad detta icke-observerbara skulle vara och framför allt i vilken riktning det skulle kunna tänkas gå råder det ingen

enighet om. Att gå in i bemanningsbranschen kan signalera vilja, driv och engagemang för sin egen situation som arbetslös samt att bemanningsbranschen rimligtvis bara tar in de bästa då även de är måna om sitt professionella rykte för att kunna få kontrakt i framtiden. En sådan positiv selektion skulle leda till för högt skattade estimat. Den negativa selektionstesen är att de som går in i bemanningsbranschen är de som inte lyckats få jobb på den "reguljära" arbetsmarknaden och således i genomsnitt har en svagare utbildning, en svagare arbetsmarknadsanknytning eller saknar andra egenskaper som arbetsgivare värderar och som inte kan observeras i data. Det skulle leda till en för lågt skattad effekt.



**Figur 2. Årsinkomster**

År 1998 kommer att tjäna som basår, vilket alla efterföljande effektskattningar kommer att mätas ifrån. Eftersom identifieringen av urvalet baserades på att grupperna är arbetslösa 2001 är estimatet för det året utelämnat. Förekomsten av parallella trender undersöks därmed endast med skattningarna för åren 1999 och 2000.<sup>10</sup>

<sup>10</sup> Probit-skattningar på hela populationen har gjorts för 2001 för att undersöka om antagandet om parallella trender är rimligt. Alla skattningar på alla utfall och stratifieringar styrker antagandet.

## Resultat

Detta avsnitt inleds med en serie upprepade naiva OLS-tvårsnittsskattningar som jämförelse till de mer kausalt robusta matchade DiD-skattningarna. I den första kolumnen med resultat i *tabell 1* ser vi en negativ korrelation mellan anställning i bemanningsbranschen och efterföljande reguljär sysselsättning (det vill säga sysselsättning exklusive bemanningsbranschen) fram till 2005 varefter korrelationen blir insignifikant på femprocentsnivån. Även vad gäller arbetslösheten finns en effekt: arbetslösheten blir lägre under det första året, vilket kan tänkas vara en effekt från hur behandlingsgruppen definieras. Att inträde i bemanningsbranschen 2002 är associerat med sänkt sannolikhet att vara arbetslös 2003 var väntat. Sambandet försvinner nästkommande år för att sedan återkomma 2006, vilket är överraskande och svårt att förklara. I den sista kolumnen kan vi utläsa

**Tabell 1. Upprepade OLS-regressioner.**

*Beroende variabler:* (1) (4) Annan sysselsättning, (2) (5) Arbetslös och (3) (6) Sysselsatt.  
*Oberoende variabel:* Anställd i ett bemanningsföretag

Utfallsår	Hela urvalet			Icke-västerländska utrikes födda		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
2003	-0,128***	-0,063***	0,217***	-0,155***	-0,013	0,148***
	(0,016)	(0,011)	(0,015)	(0,035)	(0,027)	(0,034)
2004	-0,094***	-0,018	0,121***	-0,105***	0,026	0,073**
	(0,016)	(0,011)	(0,015)	(0,035)	(0,028)	(0,034)
2005	-0,051***	-0,010	0,090***	-0,076**	0,004	0,061*
	(0,016)	(0,011)	(0,015)	(0,036)	(0,027)	(0,034)
2006	-0,026*	-0,072***	0,095***	-0,035	-0,052*	0,062*
	(0,016)	(0,013)	(0,014)	(0,036)	(0,031)	(0,033)
2007	-0,005	-0,078***	0,104***	-0,021	-0,080***	0,083***
	(0,015)	(0,012)	(0,013)	(0,035)	(0,030)	(0,032)
2008	0,007	-0,013	0,089***	-0,039	0,010	0,051
	(0,015)	(0,009)	(0,013)	(0,036)	(0,024)	(0,033)
Observationer	26 111	26 111	26 111	5 628	5 628	5 628
Kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

Robusta standardfel i parentes

\*\*\*p<0,01\*\*p<0,05\*p<0,1

*Anm:* Koefficienterna är inte standardiserade.

*Kontrollvariabler:* Antal barn indelat i sex olika åldersgrupper och dummyvariabler för kön, födelseregion, föräldrar födda utomlands, aktuell arbetsmarknadsregion, högsta utbildningsnivå, civilstånd, ankomstår till Sverige, åldersgrupper och socialbidrag. För icke-västerländska utrikes födda har föräldrar utomlands utelämnats liksom flertalet födelseregioner.



att inträde i bemanningsbranschen 2002 är associerat med en signifikant högre sannolikhet att vara i sysselsättning alla efterföljande år, effekten är inledningsvis mycket hög men sjunker till en tioprocentig nivå. Utfallen för icke-västerländska utrikes födda stödjer inte hypotesen om en förstärkt språngbrädeeffekt för denna grupp; estimaten är konsekvent mindre fördelaktiga än för hela urvalet. Resultaten i *tabell 1* saknar dock en ekonometrisk struktur som ger stöd för ett kausalt samband.

DiD-skattningarna återges i *figur 3* och uppvisar liknande mönster som i *figur 1*. De visar alla tydliga tecken på parallella trender, estimaten för 1999 och 2000 är nära noll och insignifikanta. Generellt verkar de som tog anställning i bemanningsbranschen uppleva en signifikant och sakta avtagande minskning av sysselsättning utanför bemanningsbranschen jämfört med kontrollgruppen, resultaten går här helt i linje med *tabell 1*. Efter inträde i bemanningsbranschen följer fyra år av signifikant lägre sannolikhet att få anställning utanför bemanningsbranschen, då många fortfarande är anställda i bemanningsbranschen. Först 2007 blir skattningen insignifikant (dock fortfarande negativ) och det är tydligt att den inte uppvisar några som helst positiva effekter i detta hänseende. Stora delar av det fluktuerande cykliska mönster som uppvisades i OLS-skattningarna har nu eliminerats i den matchade DiD-skattningen. Detta tyder på att grupperna har blivit mer balanserade eftersom den cykliska fluktuationen ska kontrolleras för med hjälp av kontrollgruppen. Om så inte är fallet, kan det tyda på att det inte är det kontrafaktiska utfallet.

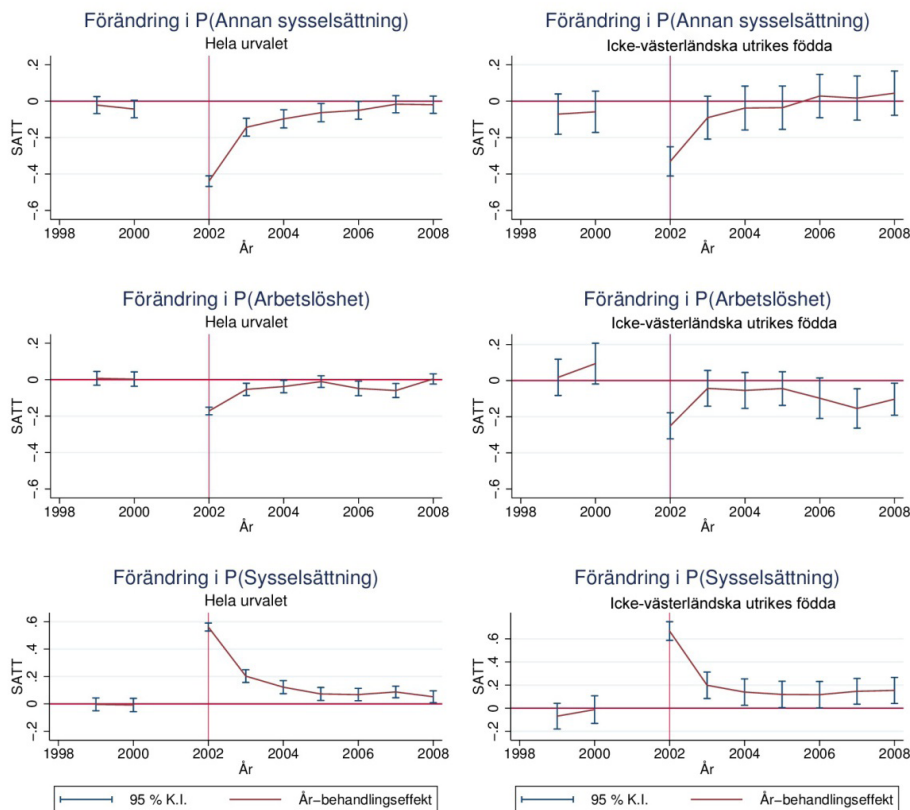
Både OLS-skattningarna i *tabell 1* och DiD-skattningarna i *figur 3* visar på positiva, varaktiga och signifikanta effekter av bemanningsbranschen på sannolikheten att vara anställd. De är både varaktiga och stabila över tid. Att ha jobbat i bemanningsbranschen 2002 ledde till en förhöjd sannolikhet att vara anställd med cirka sju till nio procentenheter på lång sikt.

För icke-västerländska utrikes födda är resultaten – i termer av språngbrädeeffekt – än bättre, dock ligger skillnaden främst i en avsaknad av dåliga effekter snarare än fördelaktiga effekter. När vi jämför de två översta panelerna i *figur 3* syns en tydlig skiftning uppåt (och ett större konfidensintervall), vilket innebär att inga negativa signifikanta effekter kan utläsas. Dock skulle den insignifikanta skattningen 2003 kunna bero på bristande precision snarare än på en avsaknad av en negativ effekt.<sup>11</sup> I arbetslöshetsutfallet kan vi utläsa liknande mönster, dock är effektskattningarna större för icke-västerländska utrikes födda. De sista åren (2007 och 2008) visar signifikanta effekter på mellan femton och tio procentenheter. Arbetslösheten är signifikant lägre för behandlingsgruppen. De mest stabila skattningarna kommer från sysselsättningsregressionen. Effekten av an-

---

<sup>11</sup> Vilket även en känslighetsanalys pekar på.

ställning i bemanningsbranschen är på medellång och lång sikt mellan tolv till femton procentenheter förhöjd sannolikhet till sysselsättning.



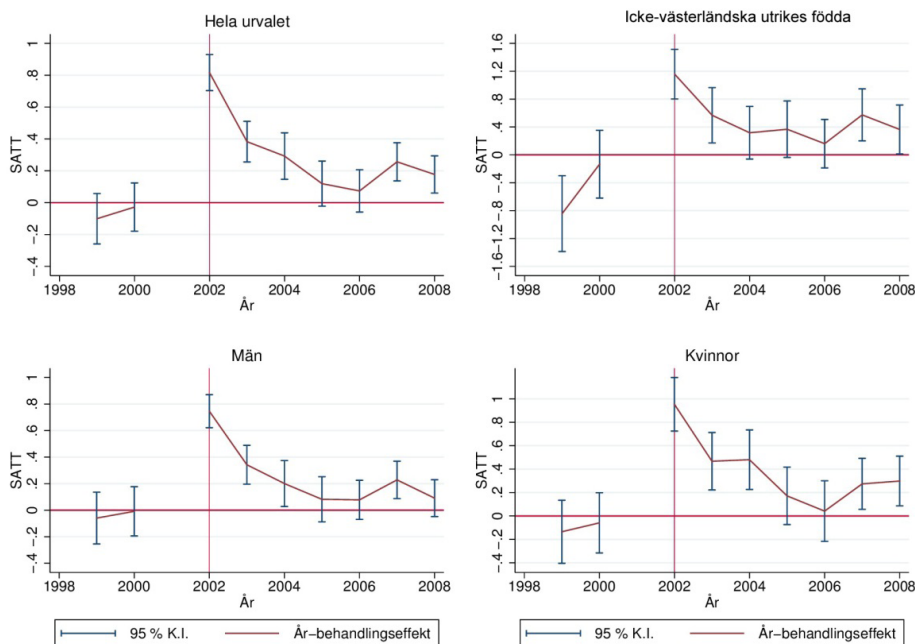
**Figur 3. Punktskattningar från den matchade DiD-modellen**

*Anm:* P (Arbetsmarknadsstatus) betyder sannolikheten att vara i ett visst arbetsmarknadsstatus, exempelvis: P (Arbeitslöshet) = Sannolikheten att vara arbetslös. Koefficienterna är inte standardiserade. Robusta standardfel klustrade på individnivå.

*Kontrollvariabler:* Ålder, antal barn indelat i sex olika åldersgrupper och dummies för födelseregion, ankomstår till Sverige, utbildningsinriktning och nivå samt socialbidragstagare. För icke-västerländska utrikes födda inkluderades inte födelseregion men däremot dummies för civilstånd.

*Figur 4* visar resultaten för inkomstregressionerna. Tre av fyra paneler styrker antagandet om parallella trender. Det är dock inte fallet för icke-västerländska utrikes födda. Resultaten för denna grupp är därför med stor sannolikhet för höga i och med att de upplevde en positiv signifikant ökning av årsinkomsten året innan. Vi kan således inte utesluta att de i själva verket har en *ex ante* positiv divergerande inkomsttrend. Resultaten i figuren visar att bemanningsbranschen

kan ha en positiv effekt på den efterföljande årsinkomstutvecklingen. När vi bryter ner resultaten på kön ser vi att detta främst gäller för kvinnorna i behandlingsgruppen.



**Figur 4. Matchade DiD, årlig löneinkomst**

*Anm:* Koefficienterna är inte standardiserade. Robusta standardfel klustrade på individnivå.  
*Kontrollvariabler:* Ålder, antal barn indelat i sex olika åldersgrupper och dummies för födelseregion, ankomstår till Sverige, utbildningsinriktning och nivå, socialbidragstagare och en linjär tidstrend. För icke-västerländska utrikes födda inkluderades inte födelseregion men däremot dummies för civilstånd.

Skattningsarna kan vid ett första ögonkast framstå som lite väl höga, men för att tolka dessa resultat bör man först dela upp årsinkomsterna enligt:  $Inkomst = P(\text{anställd}) \times \text{timlön} \times (\text{årligen arbetade timmar})$ .<sup>12</sup> I klartext: årsinkomsterna bestäms av sannolikheten att vara anställd gånger timlönen gånger antalet timmar per år av förvärvsarbete.

Detta innebär att behandlingsgruppen fick i genomsnitt nio procent högre inkomst 2008 än kontrollgruppen när vi har kontrollerat för den ökade sannolikheten för anställning. Hur mycket som beror på en ökning av antal arbetade timmar per år och hur mycket som beror på en förändring av lönen kan vi

<sup>12</sup> Beräkningsexemplet beskrivs utförligt i Hveem (2012).

inte beräkna med dessa data. Men förmodligen dominerar effekten av arbetade timmar.

Undersökningen avslutas med en känslighetsanalys där parametrarnas känslighet för behandlingstidpunkten testas. Detta gjordes genom att återestimera alla ekvationer med 2004 som behandlingsår i stället för 2002. Överlag förändrades varken inferens eller effektmönstren. Två mindre skiftningar i de skattade kurvorna kunde dock skönjas: arbetslöshetsskattningarna skiftades lätt nedåt och blev därför signifikant negativa alla efterföljande år (arbetslösheten blev lägre för dem i behandlingsgruppen) medan inkomstskattningarna skiftade uppåt vilket i sin tur gjorde skattningarna signifikant positiva alla efterföljande år.

### **Sammanfattning**

Bemanningsbranschen har blivit en etablerad del av arbetsmarknaden. Det är tydligt att den fyller en funktion för arbetsgivare men det är inte lika självklart att de fyller någon för de arbetssökande. Bemanningsbranschen har en hög genomströmning av anställda och det är sällan en anställning i denna bransch uppfattas som långsiktig. I genomsnitt är till exempel arbetsmiljön sämre och lönerna lägre (se Andersson Joonas & Wadensjö 2010, Andersson & Wadensjö 2004). Den naturliga frågan man ställer sig blir således: Är det värt det? Baserat på undersökningen kan vi konkludera att arbetssökande inte ökar sin sannolikhet att erhålla en anställning i en annan sektor efter att ha arbetat i bemanningsbranschen. Detta resultat håller även när uppdelning på kön och födelseland görs, dock verkar icke-västerländska utrikes födda inte stanna kvar i bemanningsbranschen i samma utsträckning som det generella urvalet. De som arbetade i bemanningsbranschen blev mindre ofta arbetslösa. Effekten på arbetslösheten var signifikant fram till 2007 med undantag för 2005. Resultaten för sysselsättningen för dem som blivit anställda i bemanningsbranschen uppvisade en tydlig, stabil och positiv effekt. En tolkning som ligger nära till hands är att bemanningsbranschen kan fungera som en väg ut ur arbetslöshet, framför allt genom att människor stannar kvar i arbetskraften i stället för att lämna den. Vidare finner jag positiva inkomsteffekter av arbete i bemanningsbranschen, en effekt som framför allt gäller kvinnorna. Förmodligen är detta en effekt av ökat antal arbetade timmar per år, men det är inte omöjligt att anställningen i bemanningsföretaget gav relevant arbetslivserfarenhet där det kontrafaktiska utfallet till exempel var fortsatt arbetslöshet eller utträde från arbetskraften.

Den separata analysen av icke-västerländska utrikes födda uppvisar inte några större skillnader gentemot hela urvalet. Den största skillnaden finner vi i fråga om annan sysselsättning där inga signifikanta negativa effekter går att finna. Skattningarna lider dock av viss brist på precision och avsaknaden på signifikans i skattningen 2003 kan bero på det låga antalet observationer, vilket är en

effekt av matchningen snarare än av ett sant nollsamband. I övrigt är skillnaderna mellan hela urvalet och delgruppen att effekterna är lite större och mer oprecisa för de icke-västerländska utrikes födda. För att kontrollera att resultaten inte berodde på valet av behandlingsår genomfördes alla estimeringar även på det alternativa behandlingsåret 2004. Effektmönstret blev i stort opåverkat och slutsatsen blir då att metoden är robust.

## Referenser

- Andersson P, Wadensjö E (2004): "Hur fungerar bemanningsbranschen?". Rapport 2004:15. IFAU.
- Andersson Joonas P, Wadensjö E (2010): "Bemanningsbranschen 1998–2005: En bransch i förändring?". *Working Paper Series 6/2010*. Stockholm: Institutet för social forskning.
- Autor DH (2001): "Why do temporary help firms provide free general skills training?". *Quarterly Journal of Economics*, 116(4)1409–1448.
- Autor DH, Houseman SN (2010): "Do temporary-help jobs improve labor market outcomes for low-skilled workers? Evidence from 'Work First'". *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(3)96–128. ISSN 19457782.
- Bemanningsföretagen (2011): "Antal anställda och penetrationsgrad i bemanningsbranschen 2011." Bemanningsföretagen.
- Benmarker H, Grönqvist E, Öckert B (2009): "Effects of outsourcing employment services: Evidence from a randomized experiment." *IFAU Working Paper Series 2009:23*. IFAU.
- Fredriksson P, Johansson P (2003): "Program evaluation and random program starts." *CESifo Working Paper Series 2003:844*.
- Houseman SN (2000): "Why employers use flexible staffing arrangements: Evidence from an establishment survey." *Upjohn Working Papers 01–67*. WE Upjohn Institute for Employment Research.
- Hveem J (2012): "Are temporary work agencies steppingstones into regular employment?" *Working Paper Series 2012:3*, Stockholms universitets Linnécentrum för integrationsstudier, SULCIS. Stockholm: Stockholms universitet.
- Ichino A, Mealli F, Nannicini T (2008): "From temporary help jobs to permanent employment: What can we learn from matching estimators and their sensitivity?" *Journal of Applied Econometrics*, 23(3)305–327. ISSN 08837252.
- Jahn EJ, Rosholm M (2012): "Is temporary agency employment a stepping stone for immigrants?" *IZA Discussion Papers 6405*.
- Kvasnicka M (2003): "Inside the black box of temporary help agencies." *Labor and Demography*, 0310003, Econ WPA.
- Kvasnicka M (2008): "Does temporary help work provide a stepping stone to regular employment?"
- Neugart M, Storrie D (2006): "The emergence of temporary work agencies". *Oxford Economic Papers*, 58(1)137–156.
- Unionen (2010): "Bemanningsbranschen – Personal som handelsvara?". Unionen.