

## Inkomster och yrkesval för tjänstemän som blev arbetslösa<sup>1</sup>

Fredrik W. Andersson<sup>2</sup>

Susanne Gullberg Brännström<sup>3</sup>

### Sammanfattning

Vi studerar tjänstemän som blev arbetslösa mellan åren 2007–2010 och deras inkomster och yrkesval. Resultaten pekar mot att en period av arbetslöshet stigmatiserar – den brännmärker i form av att de arbetslösa erhöll en minskad inkomst med nästan 20 procent när de återigen anställdes. De som brännmärks allra mest är tjänstemän som är äldre, vars tidigare inkomst var låg, samt tjänstemän som arbetade inom yrken med en högre kvalifikationsnivå. Brännmärkningen verkar dessutom vara långvarig – den ger upphov till en ärrbildning i form av att en del av inkomstskillnaden tenderar att bestå. Fortfarande 7 år efter arbetslösheten var inkomsten cirka 8 procent lägre. Ärrbildningen är störst för personer som innan arbetslösheten nyligen hade etablerat sig på arbetsmarknaden och hade en låg inkomst inom yrken med hög kvalifikationsnivå.

En stor del av inkomstskillnaden kan hänföras till en arbetsutbudseffekt. Det vill säga tjänstemän som blev arbetslösa arbetade färre timmar jämfört med tjänstemän som inte blev arbetslösa. När arbetsutbudseffekten elimineras visar den kvarvarande löneeffekten inte alls samma inkomstskillnader. Året efter arbetslösheten var inkomstskillnaden 4–7 procent medan den 7 år senare var 5–6 procent. Med tiden ser vi en betydande minskning av arbetsutbudseffekten medan löneeffekten endast har en marginell minskning. Resultaten pekar entydigt på att en arbetslöshetsperiod brännmärker och ärrar individer för lång tid framöver.

Resultaten visar att de jobb de arbetslösa fick efter arbetslösheten inte alls var lika värdeskapande i form av inkomst jämfört med de jobb de hade innan de blev arbetslösa. Det kan vara ett tecken på att den svenska

---

<sup>1</sup> Uppsatsen är ett resultat av ett projekt initierat och finansierat av TCO. Vi vill tacka Mats Essemyr och Lena Orpana för värdefulla synpunkter. Vi skulle även vilja tacka Daniela Andrén vid Örebro Universitet och seminariedeltagare vid Örebro universitet för insiktsfulla kommentarer av tidigare versioner av rapporten.

<sup>2</sup> Är verksam vid Statistiska centralbyrån, fredrik.andersson@scb.se

<sup>3</sup> Är verksam vid Statistiska centralbyrån, susanne.gullbergbrannstrom@scb.se



tillväxtmodellen nu endast är en historisk företeelse. Vi ser dessutom att det var vanligare att tjänstmän som blev arbetslösa byter yrke än tjänstemän som inte blev arbetslösa när de under samma period väl byter jobb.

## Inledning

Den svenska arbetsmarknaden är dynamisk, årligen byter cirka 10 procent av de sysselsatta jobb (Andersson m.fl., 2014).<sup>4</sup> En del byten är frivilliga, andra ofrivilliga. Proportionerna är inte kända. I absoluta tal innebär det att årligen hittar fler än 400 000 individer nya jobb. Men för att spegla arbetsmarknadens totala dynamik måste även in- och utflödet adderas till jobbytarna och då blir dynamiken betydligt högre. I ett historiskt perspektiv bedrevs en aktiv arbetsmarknadspolitik där lågt värdeskapande jobb skulle ersättas med högre värdeskapande jobb. Då var en hög rörlighet något som arbetsmarknadens parter uppmuntrade. Denna svenska tillväxtmodell hade sina rötter i den så kallade Rehn-Meidner modellen som uppkom på 1950-talet. Ett tecken på att den jobbskapande processen fungerar väl är att individer som förlorat sina anställningar hittar jobb med ungefär motsvarande lönenivå som de hade tidigare.

Den svenska arbetsmarknaden regleras ungefär till 90 procent av kollektivavtal, i vilka även omställningsavtal ingår. Omställningsavtal går ut på att tjänstemän som blir uppsagda ska erbjudas insatser såsom rådgivning och i vissa fall även avgångsersättning från omställningsorganisationerna. Flertalet av de uppsagda tjänstemännen hinner få nya arbeten inom uppsägningstiden eller under den tid de omfattas av omställningsavtalen.

En internationell debatt förs om huruvida period(er) av ofrivillig arbetslöshet genererar lägre arbetsinkomster. Fenomenet benämns i litteraturen som "scarring effects" eller så kallade ärrbildningseffekter. Det vill säga individer ärras av arbetslösheten. En stor mängd litteratur finns både om de teoretiska aspekterna och empiriska resultaten kring ärrbildningseffekterna. Konsensus är att arbetslösheten har en långsiktig negativ effekt på löne- och inkomstnivån och är betydande. Effekten kan bero på en kombination av olika mekanismer. Själva frånvaron som uppkommer på grund av den ofrivilliga arbetslösheten kan innebära att individen förlorar färdigheter och/eller kompetens, vilket resulterar i att individens humankapital försämras. Becker (1975) menar att individen inte längre kommer att kunna återvända till den tidigare produktivitetensnivån eftersom arbetslösheten resulterar i en förlust av humankapital. Pissarides (1992) argumenterar i samma linje. En period av arbetslöshet, i synnerhet för de som blir långtidsarbetslösa, leder till att kunskapsnivån försämras, vilket i sin tur renderar i lägre lön. När arbetslösheten ligger på 7,6 procent (AKU, maj 2016) kan arbetsgivarna i en hel del fall vara kräsna när de ska rekrytera. Arbetsgivarna kan använda individernas arbetslöshetshistoria som en sorteringsvariabel, det vill säga de väljer bort "märkta" personer (Lockwood, 1991).

Arbetslösheten kan även leda till att individen förändrar sitt sökbeteende, till exempel genom att arbetslösa är mindre aktiva i att söka jobb eller att de

---

<sup>4</sup> Det är dock en underskattning då vi inte fångar de individer som byter jobb inom samma företag.

accepterar jobb under sin kompetensnivå. Dessutom kan ofrivilligt arbetslösa individer som vill ta sig ur arbetslösheten sänka reservationslönen (Belzil, 1995). Å andra sidan, menar Ma och Weiss (1993), att personer förlänger tiden i arbetslöshet eftersom de avvisar jobb under sin så kallade reservationslön. Gregory och Jukes (2001) menar dock att reservationsproblematiken torde vara mindre i Europa än i USA på grund av att de institutionella ramarna, t.ex. socialförsäkringssystemen, skiljer sig åt och är fördelaktigare i Europa. En annan aspekt av märkningen är att den påverkar individernas incitament att arbeta på ett negativt sätt (Arulampalam, 2001). Även en rad jobbmatchningsteorier utvecklade av Pissarides (1994) går på samma linje som Arulampalam (2001). Bland annat tycker Pissarides att arbetslösa personer tenderar att acceptera jobb av sämre kvalitet, t.ex. jobb som kan vara i farozonen för framtida nedläggningar. Därför är det naturligt att tidigare arbetslösa har en högre sannolikhet att bli arbetslösa även i framtiden. Att en period av arbetslöshet alltid ska vara något negativt avfärdar dock McCormick (1990) som bland annat menar att tidigare jobberfarenheter är starkare och mer tillförlitliga signaler för produktivitet än varaktigheten av perioder av arbetslöshet skulle vara negativt. Empiriskt finner Arulampalam (2001) till exempel att en period av arbetslöshet, i Storbritannien, innebär inkomstreducering på 6 procent under först arbetsåret efter arbetslösheten. Inkomstreduceringen ökar till 14 procent tre år efter arbetslösheten jämfört med individer som inte varit arbetslösa. En långsiktig löneeffekt har skattats av Gregg och Tominey (2001) som finner att 20 år efter arbetslösheten var inkomstskillnaden mellan 9-11 procent.

Svenska empiriska studier på området pekar mot att det kan finnas ärrbildningseffekter. Bland annat finner Bäckman och Nilsson (2016) att individer som tillhörde NEET gruppen (Not in Education, Employment or Training) vid 22 års ålder (födda 1975, 1980 samt 1985), hade en högre risk att återigen bli arbetslösa fram till år 2010. Resultatet är detsamma för män och kvinnor. Nordström Skans (2004) studerar 18-19 åringar som gick ut gymnasiet (praktisk eller tvååriga linjer) mellan åren 1991-1994. Han finner att de individer som blev arbetslösa direkt efter gymnasiet hade en märkbar högre risk att bli arbetslösa under de efterföljande 10 åren.

Vad vi känner till finns inga tidigare studier om arbetslöshetens konsekvenser för svenska tjänstemäns inkomster och deras yrkesval. Undersökningspopulationen är de tjänstemän som organiseras av TCO-förbunden (eller SACO-förbunden). Syftet med rapporten är att studera om och i så fall hur tjänstemäns inkomster påverkas av arbetslöshet. Dessutom studerar vi yrkesvalet efter arbetslösheten.

## Beskrivning av dataunderlaget

### Population

Vi har inte tillgång till data som identifierar individer som omfattades av omställningsavtalen mellan perioden 2007-2010. Däremot kan vi identifiera tjänstemän som grupp, vilka torde även vara individer som omfattas av omställningsavtalen. Tjänstemannayrkena har TCO identifierat enligt SSK96. En del av de utvalda yrkena tillhör tjänstemannagruppen tack vare uppnådd utbildningsnivå. De arbetslösa tjänstemännen har identifierats genom att de erhållit utbetalningar från Inspektionen för

arbetslöshetsförsäkring (IAF). Eftersom de institutionella ramarna förändrades när Jobb och utvecklingsgarantin infördes år 2007 sätts de första årspopulationen till år 2007. Metodmässigt underskattas generellt antalet tjänstemän som sägs upp på grund av övertalighet, genom att en del individer hinner få nya jobb innan omställningsavtalets tid löper ut och de faktiskt blir arbetslösa och erhåller ersättning från IAF. Enligt vår definition inkluderas denna grupp tjänstemän aldrig i gruppen arbetslösa.<sup>5</sup> Vi delar upp IAF-data i fyra kohorter utifrån första året de fick en utbetalning från IAF. Arbetslöshetens starttidpunkt identifieras genom startdatum för ersättningsperioden oavsett om den första utbetalningen kommer vid ett senare datum.<sup>6</sup> Populationen består således av individer som blev arbetslösa för första gången under åren 2007, 2008, 2009 eller 2010. Dessa perioder benämns i studien som år  $t$  och behandlas separat.

De tjänstemannayrken (SSYK96) som ingår är: personer inom det militära, chefsyrken, yrken med krav på högskolekompetens eller motsvarande (yrkesområde 0, 1, 2, 3). Vidare ingår även yrken som kontorssekreterare och dataregistrerare, assistenter inom bokföring, redovisning, lager, transport och bibliotek samt kundinformatörer och övrig kontorspersonal (yrkesgrupperna 411, 412, 413, 414, 419, 422). Även yrken som inkasserare, bank- och postkassörer, flygvärdinnor, guider och reseledare samt tandsköterskor och begravningsentreprenörer ingår (undergrupperna 4212, 4215, 5111, 5113, 5121, 5135). Ytterligare yrken som ingår i tjänstemannagrupperna är individen med eftergymnasial utbildning om minst tre år inom övrig vård-, omsorgs-, service- och säkerhetspersonal, text- och bildoperatörer samt försäljare inom fackhandel och av bil, båt och husvagnar (undergrupperna 5139, 5149, 5159, 5226, 5222, 7341).

Individerna ska ha varit tjänstemän enligt ovanstående definition år  $(t-1)$ , det vill säga året innan de blev arbetslösa. De får inte vara kombinatorer år  $t-1$  och/eller  $t-2$ . Det vill säga kombinerat en anställning med att driva företag vid sidan av anställningen. De ska år  $t$  dessutom vara mellan 22 och 62 år så att de inte uppnår pensionsåldern under den primära analysperiodens slut  $(t+2)$ . Vid analyserandet av tjänstemannagruppernas åldersstruktur fann vi att den yngsta personen var 22 år. Vilket även blev den nedre åldersgränsen som används i studien. Kontrollpopulationens individer uppfyller samtliga ovanstående villkor förutom att de inte varit arbetslösa. Ibland används en alternativ benämning på grupperna. Tjänstemän som blev arbetslösa ingår i behandlingsgruppen medan icke-arbetslösa tjänstemän tillhör kontrollgruppen.

### **Inkomststudien**

För inkomstdelsstudien används ytterligare villkor för att avgränsa populationen. Individen ska enligt den Registerbaserade arbetsmarknadsstatistiken (RAMS) ha klassats som förvärvsarbetande åren  $t-1$  och  $t-2$  för att vi ska kunna utvärdera deras framtida förvärvsersättningar. Samma sysselsättningskrav gäller efter deras period av

---

<sup>5</sup> Ungefär 8 000 skrivs årligen in i TRR:s omställningsavtal. Cirka 80-85 procent av dem erhåller nytt jobb innan avtalet löper ut.

<sup>6</sup> Arbetslöshetsperiodens längd har räknats fram genom differensen mellan antalet tilldelade arbetslöshetsdagar och antal kvarvarande dagar.

arbetslöshet. Analysen är alltså betingad på att individerna förvärvsarbetade före och efter arbetslösheten. I ett försök att skatta löneeffekten implementeras en undre inkomstgräns (statisk oavsett yrkestillhörighet) samt en dynamisk inkomstgräns som varierar beroende på yrkestillhörighet för inkomsterna innan arbetslösheten. Genom denna inkomststavsgränsning undviks förhoppningsvis löneeffekten att påverkas av en arbetsutbudseffekt. Dessutom används villkoret att individer ska vara förvärvsarbetande under alla utvärderingsår. För att ytterligare minimera heterogeniteten inom gruppen arbetslösa avgränsas behandlingsgruppen till enbart individer som blivit arbetslösa under årets första kvartal.

### Yrkesbytarstudien

I den andra frågeställningen tar vi fram en population med mindre strikta sysselsättningsvillkor. Kravet är att ha varit förvärvsarbetande enligt RAMS period  $t-1$  och period  $t+1$ . Vidare innehåller populationen endast de individer som har aktuella yrkesuppgifter samt att uppgiften kommer från företag de var förvärvsarbetande vid. Behandlingsgruppens individer jämförs mot en kontrollgrupp vars individer varit jobbytare någon gång under perioden  $t-1 - t+1$  och som arbetat på arbetsställen som minskat sin personal det året som de bytte jobb. Detta i ett försök att till högre grad endast fånga de individer som ofrivilligt bytt jobb och inte de individer som bytte jobb för att höja sin lön.

### Data

För att identifiera individer som varit arbetslösa används individens kassakortsveckor. Data över kassakortveckor har inhämtats från IAF. Dessa uppgifter har sedan matchats mot SCB:s Longitudinell integrationsdatabas för sjukförsäkrings- och arbetsmarknadsstudier (LISA) där även bland annat Yrkesregistrets variabler ingår.

SCB har inte tillgång till alla individers löner utan har endast tillgång till inkomsterna i Inkomst- och taxeringsregistret (IoT). Som inkomst i denna rapport avses förvärvsersättning. Det är årsinkomster från förvärvsarbete inklusive arbetsrelaterade ersättningar såsom sjukpenning, arbetsskadeersättning, föräldrapenning och tillfällig föräldrapenning.

## Deskriptiv statistik

Enligt de definitioner vi använder var det mellan 11 500 och 22 000 tjänstemän per år som blev arbetslösa under perioden 2007-2010, se tabell 1. Det totala antalet tjänstemän som vi i denna studie identifierade låg under tidsperioden på drygt 1,2 miljoner. Det kan jämföras med de 1,3 miljoner medlemmar som finns under TCO:s medlemsförbund.

**Tabell 1: Antal individer i behandlings- respektive kontrollgruppen. Avser de fyra olika populationerna.**

	2007	2008	2009	2010
Kontroll	1 205 027	1 224 969	1 234 063	1 237 312
Behandling	11 312	10 027	19 393	13 488
Totalt	1 216 339	1 234 996	1 253 456	1250 800

*Källa:* SCB, egna beräkningar. Exkluderat de individer som är kombinatorer år  $t-2$  och  $t-1$  samt utan yrkesuppgift  $t-1$ .

I populationen ser vi skillnader, se tabell 2a, mellan de individer som blev arbetslösa och de ej arbetslösa individerna. Till exempel var det cirka 7 procentenheter fler kvinnor som blev arbetslösa. Individerna som blev arbetslösa var även yngre, hade kortare arbetslivserfarenhet, var i större utsträckning födda utomlands, jobbade i högre grad inom näringslivet samt bodde i högre utsträckning utanför storstadsregionerna<sup>7</sup>. Till följd av att de skevheter de arbetslösa har i de bakgrundskarateristiska jämfört med kontrollgruppen kan dessa skillnader även påverka inkomsterna på ett negativt sätt i förhållande till de individer som inte blev arbetslösa.

**Tabell 2a: Deskriptiv statistik för behandlings- respektive kontrollgruppen, avser population 2007**

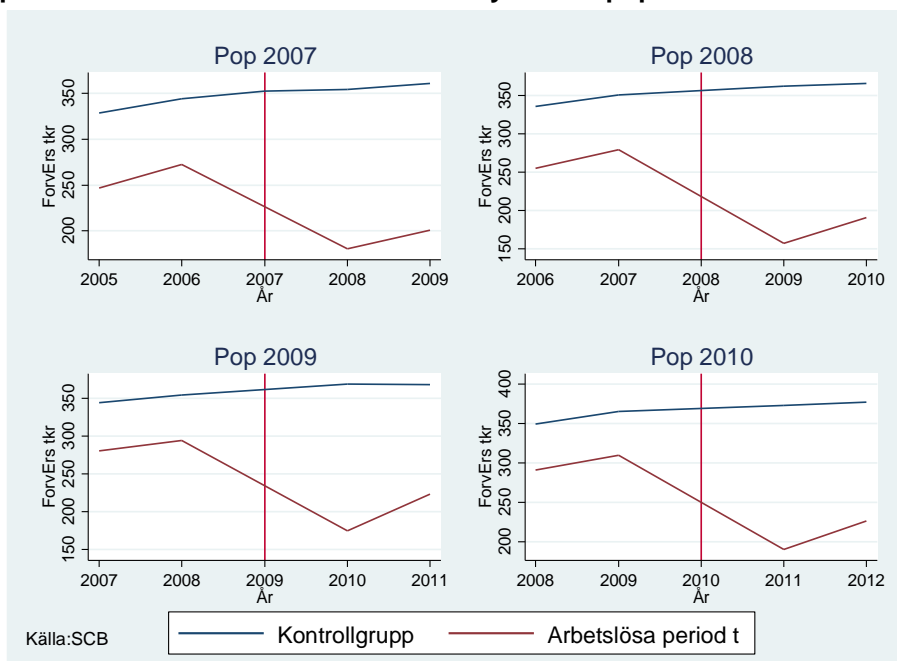
	Kontroll (1)	Behandling (2)	Jämförelse (2) mot (1)
Kvinna	56	63	7
Ålder	44,2	40,0	-4,2
Gymnasial utbildningsnivå	54	52	-2
Eftergymnasial utbildningsnivå	41	42	1
Utrikesfödd	8	12	4
Storstadsregion	46	43	-3
Näringslivet	56	61	5
Antal år av arbetslivserfarenhet	15,5	12,3	-3,2
Antal år på företaget	8,8	4,7	-4,1
Antal observationer	1 205 027	11 312	

*Källa:* SCB, egna beräkningar.

Eftersom de arbetslösa var yngre, hade kortare arbetslivserfarenhet samt hade färre anställningsår på företagen finns det skäl till att tro att de hade lägre humankapital jämfört med de personer som inte blev arbetslösa. Som även framgår av resultaten i Figur 1 kan vi konstatera att de arbetslösas medelinkomst var lägre även åren innan de blev arbetslösa jämfört med de individer som inte blev arbetslösa, vilket skulle kunna beror på det lägre humankapitalet.

<sup>7</sup> Storstadsregioner definieras som StorStockholm, StorGöteborg och StorMalmö.

**Figur 1: Inkomster i tusentals kronor, medelvärde, (ForvErstkr) för behandlings- respektive kontrollgruppen med villkoret att individerna ska vara sysselsatta enligt RAMS två år före respektive två år efter perioden av arbetslösheten. Avser de fyra olika populationerna.**



Källa: SCB, egna beräkningar. Reala förvärvsersättningar.

Som framgår av tabell 2b var medelinkomsterna samt standardavvikelse större för de icke-arbetslösa individerna än för individer som blev arbetslösa. Året efter arbetslöshetsperioden (de individer som blev arbetslösa år 2007) var medelinkomsten för de arbetslösa nästan 130 tkr lägre jämfört med dem som ej blev arbetslösa. Det ska jämföras med en inkomstskillnad på drygt 71 tkr före arbetslösheten. Skillnaden minskades sedan med cirka 20 tkr för år 2009, för att vara drygt 110 tkr år 2009. Som även framgår av resultaten är inkomstspridningen stor, vilket gäller för båda grupperna.

**Tabell 2b: Inkomster för behandlings- respektive kontrollgruppen, population år 2007.**

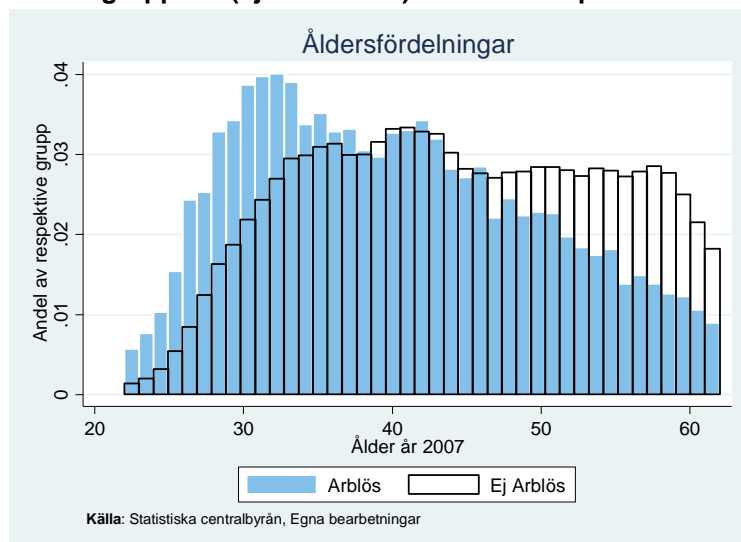
	Förvärvsersättning tkr											
	2005			2006			2008			2009		
	m	Md	SD	m	Md	SD	m	Md	SD	M	Md	SD
Kontroll	326	291	198	347	306	212	386	337	251	397	348	241
Behandling	244	233	126	276	255	121	255	249	114	286	278	118

Källa: SCB, egna beräkningar. Där förkortningarna m står för medelvärde, Md för median och SD för standardavvikelse. Beloppen avser nominella värden.

Medelåldern var lägre för de arbetslösa individerna än för de individer som ej blev arbetslösa (se tabell 2a). Generellt på arbetsmarknaden har yngre individer en högre arbetslöshetsrisk jämfört med äldre. Åldersfördelningen för de två respektive grupperna illustreras i Figur 2a. Som framgår av

resultatet i Figur 2a finns tydliga tecken på en överrisk av arbetslöshet för yngre individer (fyllda staplar) samtidigt som äldre individer hade en underrisk att bli arbetslösa (ej fylld staplar). Resultaten är i linje med de generella mönstren på arbetsmarknaden.

**Figur 2a: Åldersfördelningen på behandlings- (arbetslösa) respektive kontrollgruppens (ej arbetslösa) individer. Population år 2007.**



## Institutionella ramar

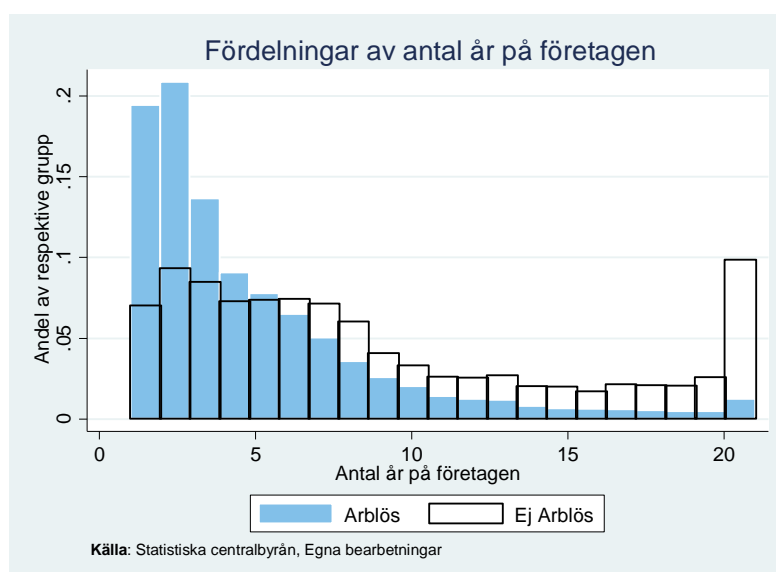
Omställningsavtalen är kollektivavtal mellan de centrala parterna på arbetsmarknaden. För att komma i åtnjutande av insatser och stöd måste arbetsgivaren ha detta kollektivavtal genom att vara medlem i en arbetsgivarorganisation. Samtliga sektorer på den svenska arbetsmarknaden täcks idag av omställningsavtal.

### Övertalighet

Vid övertalighet måste parterna komma överens om vilka individer som ska sägas upp. Sedan 1982 finns Lagen om anställningsskydd (LAS) som bl.a. anger i vilken turordning anställda ska sägas upp. Den huvudprincip som gäller är att den sist anställda på driftenheten också är den första att bli uppsagd vid övertalighet. Turordningsregeln är dock försedd med flera undantag. När väl parterna kommit överens om en lista på vilka individer som ska sägas upp påbörjar omställningsorganisationen sitt arbete. Från Figur 2b framgår det hur många år de arbetslösa tjänstemännen har arbetat på företagen innan de blev arbetslösa. Drygt 40 procent av de arbetslösa hade som mest arbetat två år. Noterbart är att nästan 10 procent av de tjänstemännen som ej blev arbetslösa hade jobbat 20 år eller längre hos samma arbetsgivare.

**Figur 2b: Fördelningen av antalet år som individer jobbat på företagen för respektive behandlings- (arbetslösa) och kontrollgruppens (ej arbetslösa) individer. Population år 2007.**





På den privata tjänstemannasidan är det TRR Trygghetsrådet som är den största aktören. Det drabbade företaget ansöker hos TRR om omställningsinsatser och stöd för den övertaliga personalen. Till omställningsinsatser hör personlig rådgivning i som längst två år för ny anställning eller att starta eget företag. Ekonomiskt stöd lämnas som utfyllnad av a-kassan. Det senare kräver dock att man har fyllt 40 år och har arbetat i fem år. Omställningsorganisationerna har överlag en hög måluppfyllelse. På den privata tjänstemannasidan så går nästan 90 procent av TRR Trygghetsrådets klienter vidare till nytt arbete eller eget företag. Det indikerar att omställningsorganisationerna klarar att upprätthålla klienternas humankapital för en tid.

### Lönesättning

Lönesättningen på arbetsplatser ser väldigt olika ut, men bygger på några grundläggande principer. Industrinormen anger idealt det maximala löneutrymmet, vilken förutsätts accepteras av alla branscher. Man kan säga att den svenska lönebildningen bestäms på branschnivå, men med en hög grad av samordning. Löneutrymmet - "märket" - förutsätts väga in genomsnittlig produktivitet, inflation och konkurrenskraft. Särskilt på tjänstemannasidan har många fack lyckats skapa lönekonstruktioner som medger en högre grad av individualiserade löner, till exempel sifferlösa avtal. Det har visat sig att tjänstemannafacken med dessa konstruktioner lyckats bra med att utnyttja tjänstemännens marknadsposition. En specialist inom ett bristyrke har vanligtvis kunnat påräkna en god löneutveckling. Men det motsatta är inte lika uppenbart. Skulle marknadsläget utvecklas negativt, är fackens reaktion vanligtvis att försöka återgå till en mindre individualiserad lönebildning.

Båda företeelserna, omställningsavtalen och lönebildningen, inverkar alltså modifierande på hur stark kopplingen är mellan arbetstagaren och dennes individuella arbetsmarknadsvärde och löneutveckling.

Omställningsinsatserna kan åtminstone temporärt återskapa eller till och med höja arbetsmarknadsvärdet hos en arbetstagare som inte riktigt hängt

med. I lönebildningens strukturer finns hinder för att en arbetstagare skulle drabbas av negativ löneutveckling till följd av låg individuell produktivitet.

## Empirisk strategi

De tjänstemän som blev arbetslösa under år 2007 hade betydligt lägre inkomster även åren innan perioden av arbetslöshet jämfört med individer som inte blev arbetslösa år 2007. Detta resultat gäller oavsett vilken årspopulation vi studerar, se figur 1. Det kan vara ett tecken på att någon slags selektionsmekanism fanns hos arbetsgivarna när de valde ut vilka individer som skulle sägas upp. Se tabell 2a och 2b för bakgrundskaraktäristiska medelvärden för grupperna.

På grund av ovanstående resonemang väljer vi därför att använda oss av en så kallad tvillingansats, *Propensity Score Matchning* (PSM), när vi ska utvärdera tjänstemännens inkomster. Metoden matchar fram "tvillingar" till individerna i behandlingsgruppen genom en avancerad algoritm. Annorlunda uttryckt, kontrollindividerna identifieras genom att dessa individer i så hög utsträckning som möjligt ska vara lika de individer som de facto blev arbetslösa. Detta sker genom en så kallad *propensity score* vilken definieras som sannolikheten för individerna att få behandling baserade på de observerades egenskaper. I denna studies kontext är behandlingen lika med att bli arbetslös år  $t$ . Matchningen av individernas observerade egenskaper sker bland annat genom att studera tidigare inkomster,  $t-1$  samt  $t-2$ . Dessutom används egenskaper såsom *kön, ålder, utbildningsnivå, yrke (2-siffernivå), boende i storstadsregion eller inte, antal år av arbetslivserfarenhet, näringslivet* (om individen jobbade inom näringslivet eller inte enligt RAMS) samt antal sammanhängande år (*tenure*) som individen jobbat på företaget.

Metoden baserar sina resultat på att jämföra inkomstutfallet mellan de behandlade individerna och de konstruerade kontrollindividerna. Fördelen med denna metod är att individernas bakgrundskaraktäristiska inte nämnvärt skiljer sig åt. Skattningarna från PSM-metoden presenteras som ATT-skattningar (*Average Treatment effect on the treated*), vilket betyder genomsnittlig behandlingseffekt för de behandlade. Uttryckt i studiens kontext innebär det den genomsnittliga inkomstskillnaden mellan behandlings- och kontrollgruppens individer. När inkomstskillnaden presenteras som naturliga logaritmer innebär en ATT-skattning på  $-0,10$  att individer som blev arbetslösa i genomsnitt hade nästan 10 procent lägre inkomster än de individer som inte blev arbetslösa. Eftersom modellen är av semilogaritmisk karaktär innebär det att stora skillnader i ATT-skattningar inte kan översättas direkt som lika stor inkomstskillnad (Kennedy (1982) and Halvorsen and Palmquist (1980)). PSM utvecklades i en serie artiklar av Rosenbaum och Rubin (1983, 1984, 1985).

I och med att PSM används ska bl.a. tidigare års förvärvsersättningsnivåer inte skilja sig mellan kontroll- och behandlingsindividerna. Allt för att behandlingsgruppens individer ska vara så lika kontrollgruppens individer som möjligt före perioden av arbetslöshet. I så fall är det möjligt att argumentera för att arbetslösheten var orsaken till de lägre inkomsterna.

## Skattningsresultaten

Nästa steg är att jämföra de arbetslösas inkomster år 2008 i förhållande till de inkomster de så kallade "tvillingarna" hade samma år. Metoden plockar ut 10 181 individer från kontrollgruppen vilka jämförs mot 10 181 individer som blev arbetslösa. Dessa individer uppfyller PSM-kriterierna för att vara en balanserad matchning. Som framgår av resultaten i Figur 3a ses en drastisk inkomstminskning för de individer som blev arbetslösa jämfört med inkomsten de hade året innan arbetslösheten (år 2006). Denna inkomstminskning var nästan 13 procent. Tack vare en hög inkomstutveckling mellan åren 2008–2009 för behandlingsgruppens individer hade de år 2009 ungefär samma förvärvsersättningsnivå som året innan de blev arbetslösa. Efter år 2009 minskade dock ökningstakten av inkomsterna. Den troliga förklaringen till detta är att kravet på att vara förvärvsarbetande inte finns med efter år 2009, vilket i praktiken innebär att en del av individerna inte var förvärvsarbetande samt att några var äldre än 64 år. Vi kan konstatera att trots att behandlingsgruppens individer hade en högre procentuell ökningstakt kommer de inkomstmässigt inte i kapp kontrollgruppens individer under hela utvärderingsperioden. I Tabell 3a kan vi se ATT-resultaten samt inkomstskillnaden om inte matchningsproceduren använts. Om en jämförelse görs rakt av mellan behandlingsgruppens individer och kontrollgruppens individer, det vill säga utan korrigeringen från PSM-metoden och bakgrundsfaktorer, ses en initial förvärvsersättningsskillnad på -0,39, vilket i detta fall motsvarar en 33 procentig lägre förvärvsersättning för de som var arbetslösa. Om det senare talet däremot ställs i relation till inkomstskillnaden som uppkommer via PSM-metoden minskas nu inkomstsskillnaden med nästan 40 procent, eller 13 procentenheter, till 20 procent lägre inkomst.<sup>8</sup> Under hela den studerade tidsperioden ses större inkomstskillnader om den omatchad data utvärderas jämfört med resultaten från PSM-metoden. I den sista kolumnen presenteras även skattningsresultat från en traditionell OLS. OLS resultaten skiljer sig inte nämnvärt från PSM-metoden, endast en aningen större inkomstskillnad ses.

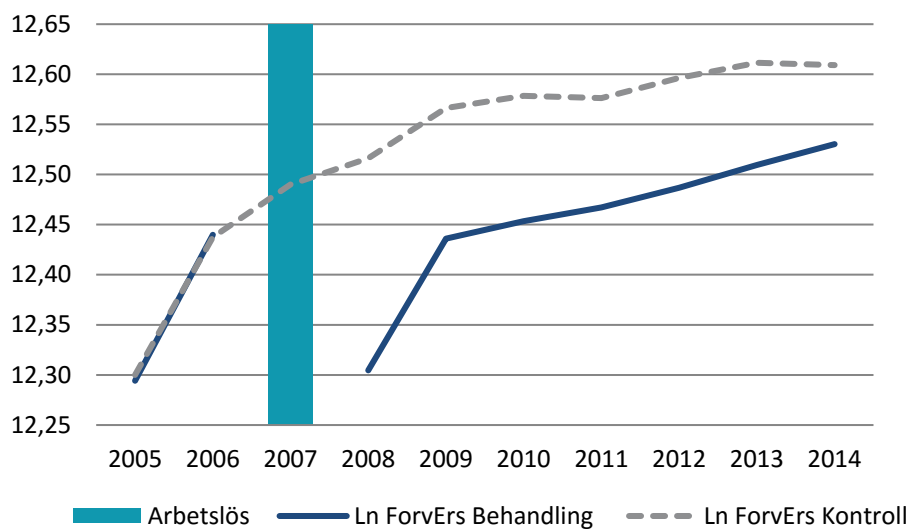
Inte något år under hela den studerade tidsperioden kommer de tidigare arbetslösa inkomstmässigt ikapp de individer som inte var arbetslösa. Fortfarande 7 år efter arbetslösheten har de som grupp generellt en lägre inkomst, motsvarande 8 procent, än gruppen som aldrig blev arbetslösa.

---

<sup>8</sup> Inkomstskillnaden beräknas så som  $100 \times (\exp(-0,22) - 1) \approx -20$  procent.

**Figur 3a: Inkomster (logaritmerade) för behandlings- respektive kontrollgruppen individers inkomster åren 2005–2014.**

**Behandlingsgruppens individer blir arbetslösa under år 2007.**

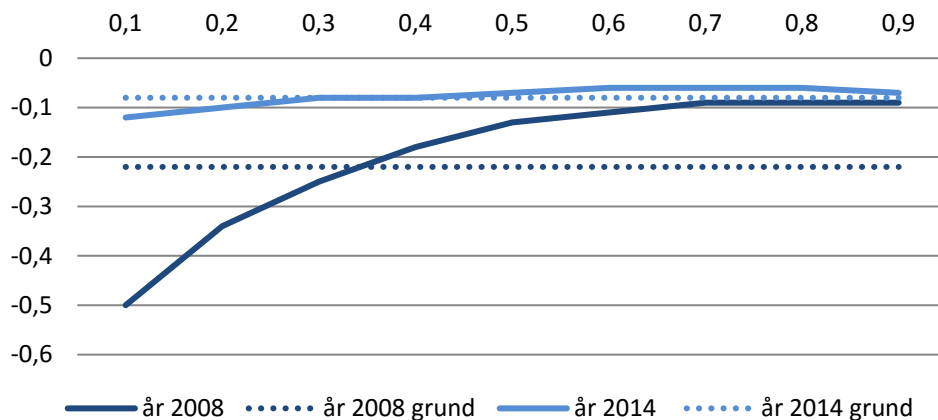


Källa: SCB, egna beräkningar.



tjänstemän som blev arbetslösa år 2007 nästan 20 procents lägre inkomst år 2008 än tjänstemän som inte var arbetslösa år 2007. Tidigare kunde vi även konstatera att det var stor inkomstspridning av förvärvsersättningen hos båda kontroll- respektive behandlingsgruppen, se tabell 2a. Vi vill därför analysera om inkomstskillnaden är densamma oberoende var i inkomstfördelningen tjänstemännen befanns sig när de blev arbetslösa. Därför skattas resultat via så kallade kvantilregressioner, vi väljer att redovisa inkomstskillnaden vid var 10:e percentil. Som framgår av resultaten i Figur 3b ser vi att vid låga inkomster år 2006 (låga deciltal) var inkomstskillnaden år 2008 betydligt större än vid de högre deciltalen. En lågbetald tjänsteman tappade drygt 40 procent av sin inkomst (koefficientvärde på drygt 0,5). Medan en välbetald tjänsteman endast tappat cirka 8 procent av inkomsten. För stora delar inkomtspektret kan vi konstatera att inkomstskillnaden blev allt mindre med tiden, men att inkomstskillnaden fortfarande 7 år efter arbetslösheten (år 2014), var som lägst 6 procent. Den låga inkomstskillnaden gällde för välbetalde tjänstemän. Stora delar av den initiala inkomstskillnaden har försvunnit, i synnerhet för lågbetalda tjänstemän. Men för gruppen med höga inkomster (80:e percentilen och uppåt) var 2014 års inkomstskillnad marginellt lägre än 2008 års inkomstskillnad. Det innebär att den långsiktiga inkomsteffekten verkar vara störst för individer med lägre inkomster.

**Figur 3b: Inkomstskillnad mellan behandlings- respektive kontrollgruppen beroende vilken inkomstpercentil individerna till hörde år 2006. Avser arbetslösa 2007. Skillnaden beskriven i naturliga logaritmer.**



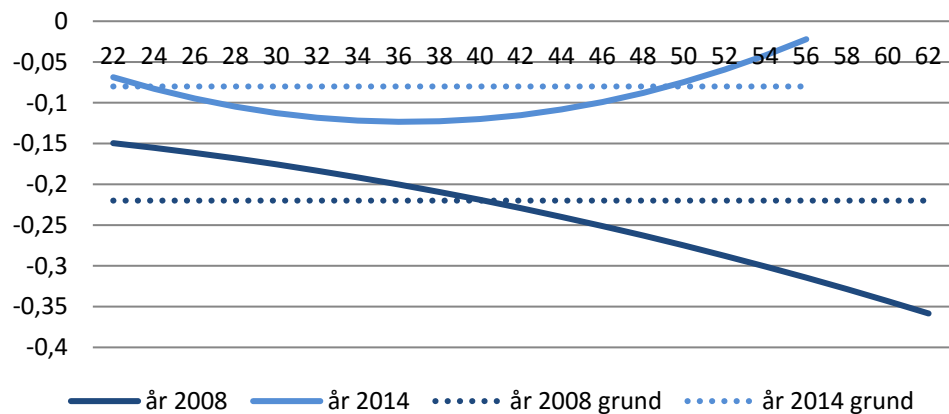
Källa: SCB, egna beräkningar.

Tidigare såg vi att yngre individer hade en högre risk att blir arbetslösa än äldre individer. Men hur påverkas inkomstskillnaden av individens ålder? För att få en indikation på hur åldern påverkar inkomstskillnaden skattas marginaeffekter för arbetslösheten med avseende på åldern.<sup>10</sup> Resultatet som framgår i Figur 3c visar att ju äldre individerna var, desto större var inkomstskillnaden, inkomstskillnaden ökar nästan linjärt per ålderskohort

<sup>10</sup> En vanlig OLS används med interaktionseffekter.

för inkomster år 2008. Vid en ålder på 42 år var inkomstskillnaden -20 procent (koefficientvärde -0,22), vilket motsvarar grundmodellens resultat. Samma övning görs sedan för 2014 års inkomster vilket förändrar resultatet radikalt. De individer som hade minskat inkomstskillnaderna minst var individer som var år 2006 runt 30 år. Däremot hade ännu yngre och i synnerhet de äldre individerna minskat sina inkomstskillnader mest i förhållande till 2008 års inkomstskillnader.

**Figur 3c: Inkomstskillnad mellan behandlings- respektive kontrollgruppen beroende vilken ålder individerna hade år 2006. Avser arbetslösa 2007. Skillnaden beskriven i naturliga logaritmer.**



Källa: SCB, egna beräkningar.

### Yrkesgrupper

I tjänstemannagruppen ingår många olika yrken. Det är en väldigt heterogen grupp, allt mellan administrativ personal, chefer till specialister. En hypotes är att ju mera individers humankapital är kopplat till specifikt företag och yrke desto större är nedgången i inkomster på grund av att bl.a. individens produktivet sjunker i och med att de byter företag och eventuellt yrke. Individens produktivitetstapp är större om inte samma eller väldigt snarlika arbetsuppgifter erhållas i det nya jobbet. Det innebär att ju högre kvalifikationsnivå yrket har desto större är produktivitetstappet vilket åtminstone teoretiskt kan förklara en lägre lön. Vår hypotes är: *ju högre kvalifikationsnivå individerna har desto större blir inkomsttappet på grund av arbetslösheten*. För att se om det finns några skillnader mellan yrkesgrupperna väljer vi att specialstudera de tre största yrkesgrupperna där kvalifikationsnivån skiljer sig åt. Dessa grupper är enligt SSYK96 Huvudgrupp: 24 - *Annat arbete som kräver teoretisk specialistkompetens*; 34 - *Annat arbete som kräver kortare högskoleutbildning samt* 41 - *Kontorsarbete m.m.* De två första yrkesgrupperna har karaktären av högre kvalifikationsnivå medan den senare yrkesgruppen har en lägre kvalifikationsnivå.

Resultaten pekar på att de två största yrkesgrupperna som har högre kvalifikationsnivå jämfört med yrkesgruppen kontrosarbete m.m. även hade större nedgångar i inkomsterna jämfört med yrkesgruppen kontrosarbetare m.m. Resultaten är i linje med vår hypotes.

**Tabell 4: Inkomstskillnad mellan behandlings- respektive kontrollgruppen, uppdelat på år och yrken.**

År	Skillnad ATT			
	SSYK 24	SSYK 34	SSYK 41	
	Kvalifikationsnivå			
	<i>högre</i>	<i>högre</i>	<i>lägre</i>	
2008	-0,24	-0,27	-0,20	
2009	-0,17	-0,15	-0,11	
2010	-0,16	-0,16	-0,12	
2011	-0,17	-0,14	-0,09	
2012	-0,16	-0,13	-0,09	
2013	-0,12	-0,12	-0,07	
2014	-0,11	-0,09	-0,03	
Antal observationer		2 822	3 514	2 988

*Källa:* SCB, egna beräkningar. SSYK96: 24 - Annat arbete som kräver teoretisk specialistkompetens; SSYK96: 34 - Annat arbete som kräver kortare högskoleutbildning samt SSYK96: 41 - Kontorsarbete m.m. Antalet observationer är 50 procent i behandlings- respektive resterande 50 procent i kontrollgruppen.

#### Arbetslöshetens löneffekt

Populationen inkluderar de individer som uppfyller kraven kring: i) yrke, ii) ålder, iii) förvärvsarbetande två perioder före samt efter arbetslösheten. En svaghet med att inte ha heltäckande uppgifter om löner är att vi inte känner till om inkomstuppgifterna härstammar från heltidsanställning eller inte. Det innebär att skattningsresultaten som tidigare redovisades är en kombination av arbetsutbuds- och löneffekt. I ett försök att endast fånga arbetslöshetsperiodens löneffekt införs därför en inkomststappgränsning. Ambitionen är att exkludera individer som inte jobbade heltid. Genom detta förfarande är förhoppningen att inkomsttappet ska spegla löneeffekten och inte en eventuell nedgång i arbetstid. På ett liknande tillvägagångssätt försöker Antelius och Björklund (2000) eliminera arbetsutbudseffekten i deras studie.

Ytterligare avgränsningar läggs till populationen: 1) individer blev arbetslösa under första kvartalet (*år t*); och samt 2) individerna ska enligt RAMS vara förvärvsarbetande alla utvärderingsår. Två olika avgränsningar används för att estimerar löneeffekten: 3a) en *statistik* inkomstgräns för år 2008 införs på ca 216 000 kr, vilket motsvarar ca 18 000 kr i månaden; och 3b) en *dynamisk* inkomstgräns för år 2008. Den tar hänsyn till åldersfördelningen i yrket. Denna metod tar ut en inkomstgräns i åldersfördelningen, motsvarande vid 5 percentilen.<sup>11</sup>

<sup>11</sup> Inkomstgränsen är framräknad genom att den kumulativa åldersfördelningen i varje yrke har beräknats. Därefter har medianmånadslönen beräknats för de personer som arbetar 100 procent och år i den ålder där fem procent av de anställda finns enligt den kumulativa

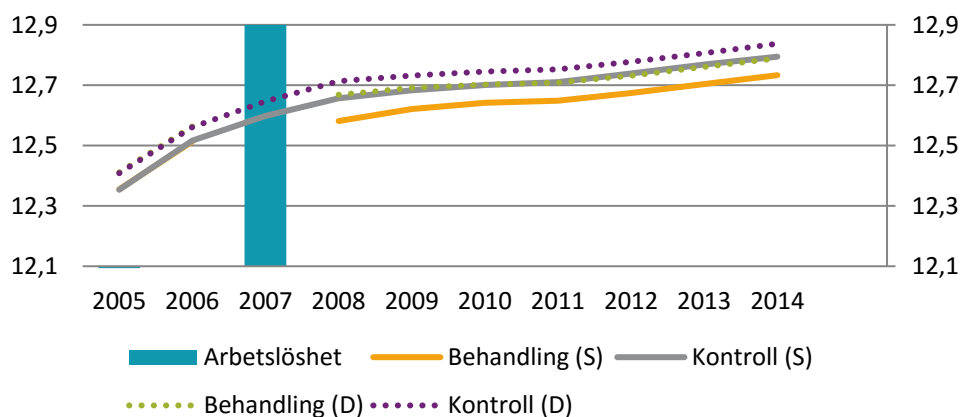


Enligt PSM-metoden identifieras 11 456 individer (5 728 "tvillingpar") när den statistiska inkomstgränsen används, motsvarande antal observationer till den dynamiska inkomstgränsen är 6 614 individer (3 307 "tvillingpar").

#### Känslighetsanalysens resultat

Den bild som gavs förut tydde på att de arbetslösa individerna fick gå ned relativt mycket i inkomst. I ett första försök att analysera löneffekt används först den statiska modellen, det vill säga en årsinkomst på 216 000 kr. När arbetsutbudseffekten elimineras minskas 2008 års inkomstskillnad till att vara drygt 7 procent istället för de tidigare 20 procenten. Det vill säga att isolera löneffekt reducerar inkomstskillnaden med 13 procentenheter. När den dynamiska modellen senare används minskas inkomstskillnaden med ytterligare 3 procentenheter till att vara drygt 4 procent. Det tyder på att många av de individer som blev arbetslösa år 2007 inte hittade ett heltidsjobb. Av resultatet i Figur 4 framgår det att även om de arbetslösa individerna har höjt sin inkomst i förhållande till lönenivån de hade innan arbetslöshetsperioden med nästan 7 procent (dynamisk modell 11 procent), så har de tappat ett års lönerevision. Under motsvarande tid hade kontrollgruppens individer ökat sina inkomster med 15 procent (dynamisk modell 16 procent), vilket kan delas upp i drygt 8 procent mellan åren 2006–2007 och 6 procent mellan 2007–2008 (dynamiska modellen 9 respektive 7 procent).

**Figur 4: Inkomster (logaritmerade) för behandlings- respektive kontrollgruppen för åren 2005–2014. Uppdelat per statisk respektive dynamisk inkomstgräns.**



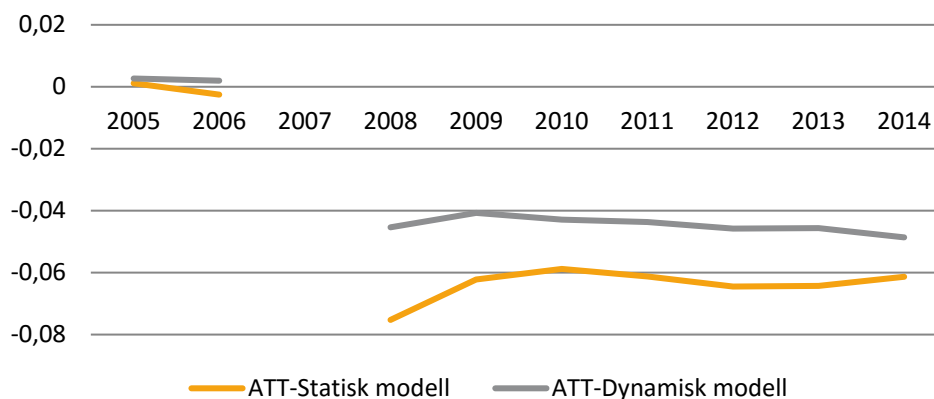
Källa: SCB. Not: *Behandlingsgruppens individer blir arbetslösa under år 2007.* (S) och (D) står för statisk respektive dynamisk modell.

I Figur 5 illustreras hur inkomstskillnaden utvecklats med tiden för de två olika inkomstavgränsningsmetoderna. Den generella bilden som ges är att den statiska modellen ger större inkomstskillnader än den dynamiska modellen. Inkomstskillnaden bestod åtminstone fram till år 2014 och var kring 5–6 procent.

---

åldersfördelningen. Den medianlönen har multiplicerats med 12 för att motsvara en helårslön.

**Figur 5: Inkomstskillnad mellan behandlings- respektive kontrollgruppens individers inkomster för åren 2005–2014. Uppdelat per statistisk respektive dynamisk inkomstgräns.**



## Yrkesbytare

Som tidigare kunde konstateras i rapporten hade tjänstemän som blev arbetslösa, men som senast ett kalenderår efter arbetslösheten återigen var förvärvsarbetande, under en längre tid en signifikant lägre inkomst än de tjänstemän som inte blev arbetslösa. Inkomstskillnaden minskar dock med tiden, men skillnaden verkar bli bestående då den tenderar att bita sig fast – de ger upphov till en ärrbildning. En ytterligare intressant infallsvinkel är om arbetslösheten lett till att tjänstemännen bytt yrke i högre utsträckning än traditionella jobbytare. Det vill säga att de varit tvingade att byta yrke för att få en ny anställning. För att undersöka detta fenomen görs en del förändringar av undersökningspopulationen. Populationen avgränsas till de individer som år 2006 hade en yrkesuppgift som kom från företaget som de var förvärvsarbetande vid. Samma krav ställs på individernas yrkesuppgifter för år 2008. Dessutom exkluderas de individer som inte bytt arbetsgivare under årvärderna 2006–2007 eller 2007–2008. Ett problem kan vara att många individer väljer att byta jobb för att höja sin lön. Därför väljer vi även att avgränsa populationen ytterligare till att endast inkludera individer som har slutat på arbetsställen som under samma år har minskat i antalet förvärvsarbetande. Ambitionen är att minska antalet frivilliga jobbytare.

En binär utfallsvariabel skapas utifrån kriteriet att om den tre-siffriga SSYK-koden har förändrats mellan åren 2006 och 2008. Den sätts till ett för de som bytt yrke, men om yrkeskoderna fortfarande är densamma sätts värdet noll. Totalt erhålls 52 797 individer. Bland de icke-arbetslösa var det 50,1 procent som bytte yrke medan motsvarande tal för de som blev arbetslösa var 65,8 procent (2 415 arbetslösa tjänstemän år 2007 uppfyllde kriterierna).

Det är värt att nämna att en individs byte av yrkeskod inte alltid beror på att denne har bytt arbete utan även kan bero på omklassningar på företaget, byte av yrkesnomenklatur på företaget och liknande. Men då detta gäller för alla individer, oavsett om de varit arbetslösa eller inte, förväntas det inte påverka resultaten av analysen. Dessutom måste individen byta företag för att bli jobbytare, d.v.s. ingå i populationen. För att justera skattningarna för

eventuella skevheter i bakgrundsfaktorerna har modellen använt samma kontrollvariabler som tidigare. Detta ger en grundmodell för att beräkna sannolikheten för att byta yrke. En känslighetsanalys genomförs även här genom att använda de tillägg på populationsavgränsningen som tidigare gjordes med avseende på statiska respektive dynamiska inkomstgränser.

### **Resultat yrkesbytare**

Med tanke på att utfallsvariabeln är av binär karaktär används en logistisk regression för att skatta sannolikheten att byta yrke mellan åren 2006–2008. Resultaten presenteras som oddskvoter, vilket innebär att en oddskvot på 1,771 (arbetslös i grundmodellen) ska tolkas som en överrisk på 77,1 procent. Det vill säga, individer som blev arbetslösa år 2007 hade 77,1 procent högre sannolikhet att byta yrke jämfört med de individer som inte blev arbetslösa men bytt jobb mellan åren 2006–2008. Resultaten i känslighetsanalysen pekar på att sannolikheten att byta yrke var ännu större för de individer som blev arbetslösa. Oddskvoten stiger i och med införandet av inkomstgränserna. Som högt är oddskvoten när den dynamiska inkomstgränsen används. Det kan vara ett tecken på att ju bättre etablerade individerna hann bli på en arbetsplats innan arbetslösheten desto mer specifik yrkeskunskap införskaffades vilket i sin tur renderade i att om de skulle få ett nytt jobb var de i högre grad tvungna att byta yrke än de som inte var så etablerade på sina arbetsplatser. Om resonemanget stämmer borde vi se högre inkomstskillnader för denna population än tidigare. När vi skattar inkomstskillnaden med samma modell som tidigare men med nuvarande population erhålls även större inkomstskillnader.

I en känslighetsanalys för de individer som blev arbetslösa under år 2009 (d.v.s. i samband med den senaste finanskrisen) skattas sannolikheten för arbetslösa att byta yrke till 72,6 procent (liknande grundmodell som för år 2007). Det var alltså något lägre sannolikhet för individer att år 2010 byta yrke än motsvarande sannolikhet för år 2008.

Som framgår av resultaten i Tabell 5, ser vi att individer som hade eftergymnasial utbildningsnivå tenderade att ha en högre sannolikhet att byta yrke. Dessutom visar skattningsresultaten att individer i storstadsregionerna har en lägre sannolikhet att byta yrke än de som inte bodde i en storstadsregion. Om byte av yrke är nödvändigt eller frivilligt för att kunna få ett nytt jobb låter vi vara osagt.

**Tabell 5: Sannolikhet att byta yrke mellan åren 2006–2008. Oddskvoter.**

	Grundmodell	Känslighetsanalys inkomstgräns	
		Statisk	Dynamisk
Kvinna	0.966* (-1.787)	0.997 (-0.127)	1.001 (0.019)
Eftergymnasial utb.	1.046** (2.034)	1.055** (2.093)	1.190*** (5.727)
Utrikesfödd	0.998 (-0.064)	0.979 (-0.543)	0.918* (-1.846)
Storregion	0.906*** (-5.463)	0.910*** (-4.422)	0.901*** (-4.122)
Näringsliv	0.871*** (-6.054)	0.827*** (-7.112)	0.752*** (-8.755)
<b>Arbetslös 2007</b>	<b>1.771***</b> (12.386)	<b>1.848***</b> (5.539)	<b>1.941***</b> (4.494)
Konstant	3.582*** (5.143)	7.234* (1.750)	2.753 (0.891)
<b>Kontroller</b>			
Ålder, Ettårsklasser	Ja	Ja	Ja
Yrke två-siffernivå	Ja	Ja	Ja
Antal år jobberfarenhet, ettårsklasser	Ja	Ja	Ja
Antal år på företaget, ettårsklasser	Ja	Ja	Ja
Observations	55 212	39 875	29 015
Pseudo R <sup>2</sup>	0.053	0.045	0.049

Exponentiated coefficients; *t* statistics in parentheses \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

### Interaktionseffekter

Som vi kunde konstatera tidigare hade arbetslösa en generellt högre sannolikhet att byta yrke än individer som inte blev arbetslösa. När detta är konstaterat dyker tre följdfrågor upp: *a)* är det skillnader mellan män och kvinnor? *b)* är det skillnader mellan de tre yrkesgrupperna som tidigare studerades? *c)* finns det någon åldersskillnad? För att kunna besvara dessa följdfrågor modifieras den tidigare modellen en aning genom att inkludera specifika interaktionseffekter för varje frågeställning som ska besvaras.

Av resultaten i tabell 6a framgår att det är könsskillnader mellan arbetslösa kvinnor och män. Arbetslösa kvinnor har en liten lägre (4,2 procentenheter) sannolikhet (signifikant) att byta yrke jämfört med arbetslösa män. Det finns dock igen sannolikhetskillnad mellan könen för de icke-arbetslösa. Vidare kan vi konstatera att arbetslösa kvinnor respektive män byter yrke i högre utsträckning än icke-arbetslösa kvinnor respektive män.

**Tabell 6a: Predikterade sannolikheter att byta yrke mellan åren 2006–2008, beroende på om individen är man eller kvinna.**

	Kvinna	Man	Signifikant skillnad
Arbetslös	62,6	66,8	Ja
Ej Arbetslös	50,0	50,7	Nej
Signifikant skillnad	Ja	Ja	

*Not:* Grundmodellen har använts. De predikterade sannolikheterna ändras mycket marginellt om en probitmodell används istället för en logitmodell.

Nästa interaktion är mellan arbetslöshet och yrke. Som framgår av resultaten i tabell 6b pekar resultaten mot att det är större sannolikhet att tjänstemän bytte yrke desto lägre kvalifikationsnivå yrket hade. Tjänstemän som tidigare jobbade med kontorsarbete och som blev arbetslösa år 2007 hade 79,6 procents sannolikhet att byta yrke medan tjänstemän som jobbade med ett yrke som krävde teoretisk specialistkompetens endast hade 55,9 procents sannolikhet att byta yrke.

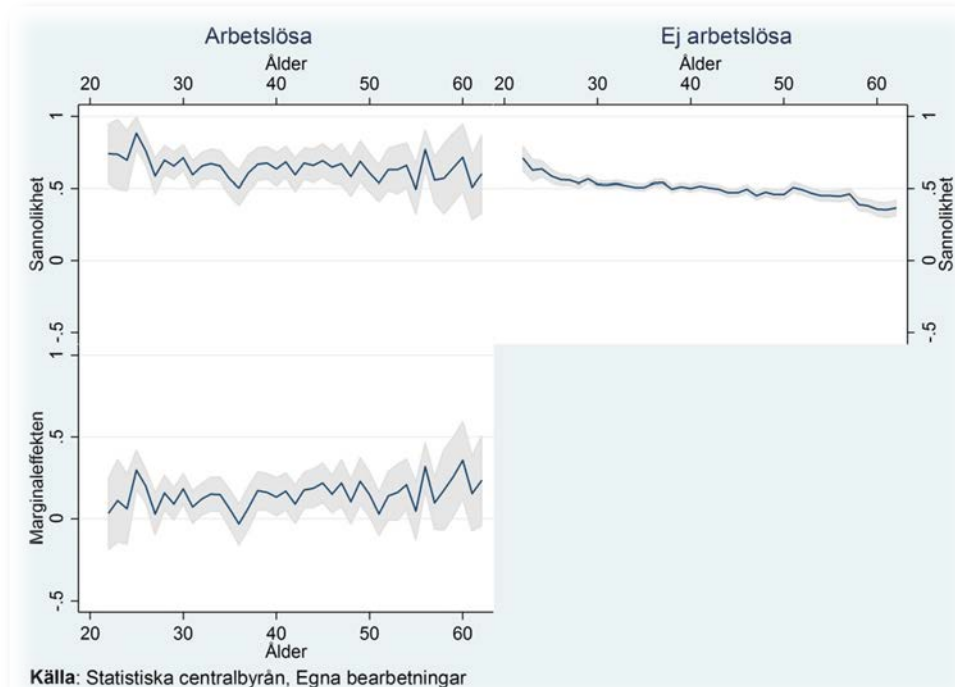
**Tabell 6b: Predikterade sannolikheter att byta yrke mellan åren 2006–2008, beroende på vilket yrke individen hade år 2007.**

Yrke	Arbetslös	Ej Arbetslös	Signifikant skillnad
Kräver teoretisk specialistkompetens (yrke 24)	55,9	48,7	Ja
Kräver kortare högskoleutb. (yrke 34)	73,7	54,5	Ja
Kontorsarbete (yrke 41)	79,6	66,6	Ja

*Not:* Grundmodellen har använts.

Den sista interaktionen som vi är intresserade av är arbetslöshet och ålder. Här pekar resultaten, se Figur 6, på att det är ungefär samma sannolikhet för arbetslösa att byta yrke oavsett ålder (cirka 60 procent). Däremot ser vi ju äldre de icke-arbetslösa är, desto lägre blev sannolikheten att byta yrke. Det kan hänga ihop med att äldre tjänstemän har längre arbetslivserfarenhet. Marginaleffekten av arbetslöshet på sannolikheten att byta yrke skattades således. Resultatet indikerar att arbetslösa hade en högre sannolikhet att byta yrke jämfört med icke-arbetslösa i stora delar av det undersökta åldersspannet.

**Figur 6: Predikterade sannolikhet för nytt yrke med avseende på ålder, uppdelat på arbetslösa respektive icke-arbetslösa samt skattade marginaleffekter av arbetslöshet på sannolikheten av yrkesbyte beroende på individens ålder.**



## Avslutande diskussion

I denna rapport visas att tjänstemän som blev arbetslösa under perioden 2007–2010 fick betydligt lägre inkomster jämfört med de inkomster de hade innan arbetslöshetsperioden. Analysen pekar på inkomstminskningar som är cirka 20 procent ett år efter arbetslösheten. En tolkning av resultaten är att arbetslösheten ger upphov till en så kallad brännmärkningseffekt. Det tyder på att det kan finnas ett signalvärde i själva perioden av arbetslösheten som arbetsgivarna utnyttjar och systematiskt ger tidigare arbetslösa lägre lön. De tjänstemän som fick gå ned mest i inkomst på kort sikt jämfört med deras tidigare inkomst var tjänstemän som var äldre, hade förhållandevis låg inkomst samt arbetade inom yrken med högre kvalifikationsnivå. Däremot ser vi att personer inom yrken med låg kvalifikationsnivå hade en högre sannolikhet att byta yrke. Om byte av yrke var nödvändigt eller frivilligt låter vi vara osagt. Tendenser finns i analysen att nedgången i inkomst blev större om arbetslöshetsperioden istället kommit under åren 2008–2010 jämfört med år 2007. Allra störst negativ inkomstpåverkan fick tjänstemän som blev arbetslösa i samband med den senaste finanskrisen, år 2009. Den tjänstemannagrupp som efter 7 år hade den största negativa kvarvarande inkomsteffekten var individer som hade låga inkomster samt var i åldern 26–38 år när de blev arbetslösa. Metoden som används för att analysera inkomsterna är en så kallad tvillingansats (Propensity score matching). Dessa resultat jämförs även med skattningsresultat från en traditionell OLS-

regression. Skattningsresultaten från de olika metoderna är väldigt samstämmiga.

Den tjugoprocentiga inkomstskillnaden är en kombination av arbetsutbuds- och löneffekt. När vi i ett försök att enbart fånga löneffekten från arbetslösheten kan det konstateras betydligt mindre inkomstskillnader. Ett år efter arbetslösheten var skillnaden i inkomst mellan 4–7 procent i jämförelse med tjänstemän som inte blev arbetslösa. Analysen pekar även på att löneffekten var långvarig. Fortfarande 7 år efter arbetslösheten var deras inkomst nästan 5–6 procent lägre än tjänstemän som inte blev arbetslösa. Med tiden ser vi en betydande minskning av arbetsutbudseffekten medan löneffekten endast har en marginell minskning. Resultaten pekar entydigt på att en arbetslöshetsperiod brännmärker och ärrar individer för lång tid framöver.

## Referenser

Antelius, J., Björklund, A., (2000). How reliable are register data for studies of return to schooling? An examination of Swedish data. *Scandinavian Journal of Educational Research*, Vol. 44, pp. 341-355.

Andersson, F. W., Andersson J., Poldahl, A., (2014). Sannolikheten att byta jobb: den kommunala jobbalansens betydelse. *Fokus på Näringslivs och Arbetsmarknad*, 2015, IAM 2014:3, 51-70.

Arulampalam, W., (2001). Is unemployment really scarring? Effects of unemployment experiences on wages. *The Economic Journal*, Vol. 111, No. 1, 585-606.

Becker, G.S., (1975). Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education, 2<sup>nd</sup> Edition. *NBER with Columbia University Press, New York*

Belzil C., (1995). Unemployment Insurance and Unemployment Over Time: An Analysis with Event History Data. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 111, No.1, pp. 607-625.

Bäckman, O., Nilsson A., (2016). Long-term consequences of being not in employment, education or training as a young adult. Stability and change in three Swedish birth cohorts. *European Societies*, Vol. 18, No. 2, pp. 136-157.

Gregg, P., Tominey, E., (2005). The wage scar from male youth unemployment. *Labour Economics*, Vol. 12. No. 4, 487-509.

Gregory, M., Jukes, R., (2001). Unemployment and Subsequent Earnings: Estimating Scarring Among British Men 1984-94. *The Economic Journal*, Vol. 111, No. 1, pp. 607-625.

Halvorsen, R., Palmquist, R., (1980). The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. *American Economic Review*, Vol. 70, No. 3, pp. 474-475.

Kennedy, P., (1981). Estimation with Correctly Interpreted Dummy Variables in Semilogarithmic Equations. *American Economic Review*, Vol. 71, No. 4, pp. 801.

Lookwood, B., (1991). Information Externalities in the Labour Market and the Duration of Unemployment. *Review of Economic Studies*, Vol. 58 No. 4, pp. 733-753.

Ma, C.A., Weiss A.M. (1993). A signaling theory of unemployment, *European Economic Review*, Vol. 37, No. 1, pp. 135-157.

McCormick, B. (1990). A Theory of Signalling During Job Search, Employment Efficiency, and "Stigmatised" Jobs, *Review of Economic Studies*, Vol. 57, No. 2, pp. 299-313.



Nordström Skans, O., (2004). Scarring effects of the first labour market experience: A sibling based analysis. Working paper 2004:14, IFAU

Pissarides, C.A., (1992). Loss of Skill During Unemployment and the Persistence of Unemployment Shocks. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, pp. 1371-1391.

Pissarides, C.A., (1994). Search unemployment with on-the-job search, *Review of Economic Studies*, Vol. 61, No. 3, pp. 457-475.

Rosenbaum, P., Rubin, D., (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, Vol. 70, No.1, pp. 41-55.

Rosenbaum, P., Rubin, D., (1984). Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 79, pp. 516-524.

Rosenbaum, P., Rubin, D., (1985). The bias due to incomplete matching. *Biometrics*, Vol. 41, No. 1, pp. 106-116.

## Appendix A

**Tabell A1: Logaritmerade förvärvsersättning för behandlings- respektive kontrollgruppen, alla tjänstemannayrken år 2008.**

År	Ln ForvErs		Skillnad			
	Behandlade	Kontroll	ATT	T- stat	Ej matcha t	OL S
2006	12,34	12,37				
2007	12,50	12,51				
2008	-	12,59				
				-		
2009	12,28	12,56	0,28	43, 0	-0,45	0,28
				-		
2010	12,44	12,59	0,15	23, 6	-0,31	0,15
<hr/>						
Antal observationer		9 916	9 916			

Källa: SCB, egna beräkning. Balanseringskravet är uppfört.

**Tabell A2: Logaritmerade förvärvsersättning för behandlings- respektive kontrollgruppen, alla tjänstemannayrken år 2009.**

År	Ln ForvErs		Skillnad			
	Behandlade	Kontroll	ATT	T- stat	Ej matcha t	OL S
2007	12,48	12,49				
2008	12,56	12,57				
2009	-	12,61				
				-		
2010	12,30	12,65	0,35	72, 3	-0,47	0,34
				-		
2011	12,52	12,67	0,15	34, 4	-0,26	0,14
<hr/>						
Antal observationer		19 221	19 221			

Källa: SCB, egna beräkning. Balanseringskravet är uppfört.

**Tabell A3: Logaritmerade förvärvsersättning för behandlings-  
respektive kontrollgruppen, alla tjänstemannayrken år 2010.**

År	<i>Ln</i> <i>ForoErs</i>		Skillnad			
	Behandlade	Kontroll	ATT	T- stat	Ej matcha t	OL S
2008	12,54	12,56				
2009	12,63	12,64				
2010	-	12,67				
				-		
2011	12,41	12,70	0,29	51, 1	-0,41	0,28
				-		
2012	12,57	12,73	0,15	29, 0	-0,27	0,15
Antal observationer	13 371	13 371				

*Källa:* SCB, egna beräkning. Balanseringskravet är uppfört.

## Appendix B

**Tabell A4: Medelvärden, matchad behandlings- och kontrollgrupp för arbetslöshet år 2007.**

Variabel	Behandling	Kontroll	Bias (%)	t	p>t
Kvinna	0,64	0,64	-1,1	-0,80	0,42
Ålder 2007	39,33	39,31	0,2	0,15	0,88
Gymnasial utb	0,51	0,51	-0,2	-0,14	0,89
Eftergymnasial	0,44	0,43	0,3	0,24	0,81
Utrikesfödd	0,11	0,11	0,8	0,53	0,60
Storstadsregion	0,43	0,42	0,4	0,26	0,80
Näringsliv	0,60	0,59	1,8	1,25	0,21
Antal år av erfarenhet	12,07	12,02	0,8	0,52	0,60
Antal år på företagen	4,59	4,60	-0,1	-0,07	0,94
Politiskt arbete m.m.	0,00	0,00	0,0	0,00	1,00
Ledningsarbete i stora och medelstora företag, myndigheter	0,05	0,04	0,3	0,20	0,84
Ledningsarbete i mindre företag, myndigheter m.m.	0,02	0,02	-0,8	-0,56	0,58
Arbete som kräver teoretisk specialistkompetens inom teknik	0,03	0,03	0,4	0,35	0,73
Arbete som kräver teoretisk specialistkompetens inom biolog	0,01	0,01	-0,1	-0,13	0,90
Lärararbete inom universitet, gymnasie- och grundskola	0,17	0,17	-0,6	-0,37	0,71
Annat arbete som kräver teoretisk specialistkompetens	0,14	0,13	2,0	1,44	0,15
Tekniker- och ingenjörarbete m.m.	0,06	0,06	-0,4	-0,33	0,74
Arbete inom biologi, hälso- och sjukvård som kräver kortare	0,04	0,04	1,1	0,92	0,36
Lärararbete som kräver kortare högskoleutbildning	0,05	0,05	-1,0	-0,71	0,48
Annat arbete som kräver kortare högskoleutbildning	0,18	0,18	0,9	0,62	0,54
Kontorsarbete m.m.	0,17	0,17	-1,4	-0,93	0,35
Kundservicearbete	0,05	0,05	-2,3	-1,36	0,17
Service-, omsorgs- och säkerhetsarbete	0,02	0,02	0,7	0,45	0,65
Försäljningsarbete inom detaljhandel m.m.	0,01	0,01	0,5	0,27	0,78
Finmekaniskt och grafiskt hantverk, konsthantverk m.m.	0,00	0,00	0,0	0,58	0,56
Ln ForvErs 2005	12,28	12,28	-0,4	-0,29	0,77
Ln ForvErs 2006	12,44	12,43	0,3	0,25	0,80
Antal	10 181	10 181			

Källa: SCB, egna beräkningar.

**Tabell A5: Medelvärden, matchad behandlings- och kontrollgrupp för arbetslöshet år 2008**

Variabel	Behandling	Kontroll	Bias (%)	t	p>t
Kvinna	0,63	0,63	0,1	0,10	0,92
Ålder 2007	40,12	39,91	2,1	1,40	0,16
Gymnasial utb	0,52	0,52	-1,1	-0,74	0,46
Eftergymnasial	0,43	0,43	1,5	1,08	0,28
Utrikesfödd	0,12	0,12	-1,8	-1,17	0,24
Storstadsregion	0,44	0,43	1,4	1,02	0,31
Näringsliv	0,63	0,63	0,6	0,41	0,68
Erfarenhet	14,52	14,41	1,8	1,21	0,22
Antal år av erfarenhet	4,75	4,75	0,2	0,14	0,89
Antal år på företagen	0,00	0,00	0,6	0,47	0,64
Ledningsarbete i stora och medelstora företag, myndigheter	0,06	0,05	1,8	1,43	0,15
Ledningsarbete i mindre företag, myndigheter m.m.	0,02	0,02	0,9	0,63	0,53
Arbete som kräver teoretisk specialistkompetens inom teknik	0,04	0,04	0,5	0,46	0,65
Arbete som kräver teoretisk specialistkompetens inom biolog	0,02	0,02	-0,8	-0,75	0,45
Lärararbete inom universitet, gymnasie- och grundskola	0,15	0,15	-0,3	-0,18	0,86
Annat arbete som kräver teoretisk specialistkompetens	0,15	0,15	0,3	0,22	0,83
Tekniker- och ingenjörsarbete m.m.	0,05	0,06	-1,1	-0,90	0,37
Arbete inom biologi, hälso- och sjukvård som kräver kortare	0,04	0,04	0,8	0,63	0,53
Lärararbete som kräver kortare högskoleutbildning	0,04	0,05	-1,9	-1,40	0,16
Annat arbete som kräver kortare högskoleutbildning	0,19	0,20	-1,4	-0,95	0,34
Kontorsarbete m.m.	0,17	0,17	0,7	0,44	0,66
Kundservicearbete	0,05	0,05	-0,4	-0,26	0,80
Service-, omsorgs- och säkerhetsarbete	0,01	0,01	0,6	0,39	0,70
Försäljningsarbete inom detaljhandel m.m.	0,01	0,00	3,2	1,98	0,05
Finmekaniskt och grafiskt hantverk, konsthantverk m.m.	0,00	0,00	0,0	0,00	1,00
Ln ForvErs 2006	12,35	12,35	-0,6	-0,42	0,68
Ln ForvErs 2007	12,49	12,48	0,2	0,17	0,87
Antal	9 916	9 916			

Källa: SCB, egna beräkningar.

**Tabell A6: Medelvärden, matchad behandlings- och kontrollgrupp för arbetslöshet år 2009.**

Variabel	Behandling	Kontroll	Bias (%)		t	p>t
Kvinna	0,55	0,55	-0,3	-0,26	0,80	
Ålder 2007	39,78	39,89	-1,0	-0,97	0,33	
Gymnasial utb	0,59	0,59	-0,2	-0,24	0,81	
Eftergymnasial	0,36	0,35	0,3	0,28	0,78	
Utrikesfödd	0,12	0,11	2,2	2,04	0,04	
Storstadsregion	0,45	0,44	0,5	0,49	0,62	
Näringsliv	0,79	0,80	-1,3	-1,38	0,17	
Antal år av erfarenhet	13,23	13,36	-2,0	-1,89	0,06	
Antal år på företagen	4,61	4,55	1,0	1,32	0,19	
Politiskt arbete m.m.	0,00	0,00	0,4	0,60	0,55	
Ledningsarbete i stora och medelstora företag, myndigheter	0,06	0,06	-0,4	-0,40	0,69	
Ledningsarbete i mindre företag, myndigheter m.m.	0,02	0,02	-0,8	-0,81	0,42	
Arbete som kräver teoretisk specialistkompetens inom teknik	0,07	0,07	0,5	0,50	0,62	
Arbete som kräver teoretisk specialistkompetens inom biolog	0,01	0,01	0,1	0,16	0,88	
Lärararbete inom universitet, gymnasie- och grundskola	0,10	0,10	0,3	0,31	0,76	
Annat arbete som kräver teoretisk specialistkompetens	0,10	0,10	0,3	0,35	0,72	
Tekniker- och ingenjörsarbete m.m.	0,11	0,11	-0,5	-0,48	0,63	
Arbete inom biologi, hälso- och sjukvård som kräver kortare	0,03	0,03	0,7	0,85	0,39	
Lärararbete som kräver kortare högskoleutbildning	0,03	0,03	0,2	0,19	0,85	
Annat arbete som kräver kortare högskoleutbildning	0,20	0,20	-1,4	-1,38	0,17	
Kontorsarbete m.m.	0,21	0,21	0,5	0,46	0,65	
Kundservicearbete	0,05	0,05	1,0	0,86	0,39	
Service-, omsorgs- och säkerhetsarbete	0,01	0,01	-0,4	-0,37	0,71	
Försäljningsarbete inom detaljhandel m.m.	0,01	0,00	0,3	0,22	0,83	
Finmekaniskt och grafiskt hantverk, konsthantverk m.m.	0,00	0,00	0,8	0,71	0,48	
Ln ForvErs 2007	12,48	12,49	-2,9	-2,75	0,01	
Ln ForvErs 2008	12,56	12,57	-2,5	-2,50	0,01	
Antal	19 221	19 221				

Källa: SCB, egna beräkningar.

**Tabell A7: Medelvärden, matchad behandlings- och kontrollgrupp för arbetslöshet år 2010**

Variabel	Behandling	Kontroll	Bias (%)	t	p>t
Kvinna	0,58	0,58	0,0	0,01	0,99
Ålder 2010	40,90	40,81	0,9	0,74	0,46
Gymnasial utb	0,56	0,56	0,3	0,27	0,79
Eftergymnasial	0,39	0,38	0,3	0,25	0,80
Utrikesfödd	0,12	0,12	0,9	0,67	0,51
Storstadsregion	0,47	0,47	-1,0	-0,85	0,40
Näringsliv	0,77	0,78	-1,0	-0,92	0,36
Antal år av erfarenhet	14,13	14,07	0,7	0,58	0,56
Antal år på företagen	5,32	5,25	1,1	1,18	0,24
Politiskt arbete m.m.	0,00	0,00	-1,5	-1,61	0,11
Ledningsarbete i stora och medelstora företag, myndigheter	0,07	0,06	5,4	4,81	0,00
Ledningsarbete i mindre företag, myndigheter m.m.	0,02	0,02	-1,5	-1,21	0,23
Arbete som kräver teoretisk specialistkompetens inom teknik	0,07	0,10	-9,3	-7,54	0,00
Arbete som kräver teoretisk specialistkompetens inom biolog	0,01	0,03	-7,6	-7,31	0,00
Lärararbete inom universitet, gymnasie- och grundskola	0,10	0,06	12,5	11,16	0,00
Annat arbete som kräver teoretisk specialistkompetens	0,12	0,12	0,6	0,48	0,63
Tekniker- och ingenjörsarbete m.m.	0,09	0,11	-5,3	-4,18	0,00
Arbete inom biologi, hälso- och sjukvård som kräver kortare	0,04	0,06	-8,3	-7,14	0,00
Lärararbete som kräver kortare högskoleutbildning	0,03	0,04	-5,2	-4,67	0,00
Annat arbete som kräver kortare högskoleutbildning	0,20	0,20	0,2	0,15	0,88
Kontorsarbete m.m.	0,18	0,16	4,8	3,68	0,00
Kundservicearbete	0,06	0,04	9,6	7,01	0,00
Service-, omsorgs- och säkerhetsarbete	0,01	0,01	-3,8	-2,90	0,00
Försäljningsarbete inom detaljhandel m.m.	0,00	0,00	0,1	0,09	0,93
Finmekaniskt och grafiskt hantverk, konsthantverk m.m.	0,00	0,00	0,5	0,38	0,71
Ln ForvErs 2008	12,54	12,55	-2,3	-1,84	0,07
Ln ForvErs 2009	12,63	12,65	-2,8	-2,26	0,02
Antal	13 371	13 371			

Källa: SCB, egna beräkningar.

