

Direkta undanträngningseffekter av arbetsmarknadspolitiska åtgärder*

I den här artikeln används en panel av 260 svenska kommuner för att undersöka den aktiva arbetsmarknadspolitikens direkta undanträngningseffekter under åren 1987–1996. Jämfört med tidigare studier inom området har författarna rikare data till sitt förfogande. De finner, för det första, att program som innebär subventionerade anställningar medför undanträngningseffekter på omkring 65 procent medan arbetsmarknadsutbildning inte är förknippad med signifikant undanträngning, för det andra att de flesta programmen tycks öka arbetskraftsdeltagandet, och, för det tredje, att anpassningen till optimal sysselsättning är trög. En konsekvens av det andra resultatet är att tidigare studier har överskattat undanträngningens storlek.

1. Inledning

De flesta studierna av olika arbetsmarknadspolitiska program har haft effekterna för de deltagande individerna i fokus. Hur intressanta dessa effekter än må vara, ger de ändå i bästa fall bara en partiell bild av programmens totala effekter, eftersom många (om inte alla) offentliga program även påverkar icke-deltagare på olika sätt: skatter måste tas in för att finansiera programmen; lönerna bland såväl deltagare

som icke-deltagare kan påverkas; eventuella förbättrade sysselsättningsutsikter för deltagarna kan komma på bekostnad av minskad sysselsättning bland dem som inte deltar, så kallad undanträngning. Det är den sistnämnda effekten som är föremål för studium i den här artikeln.¹

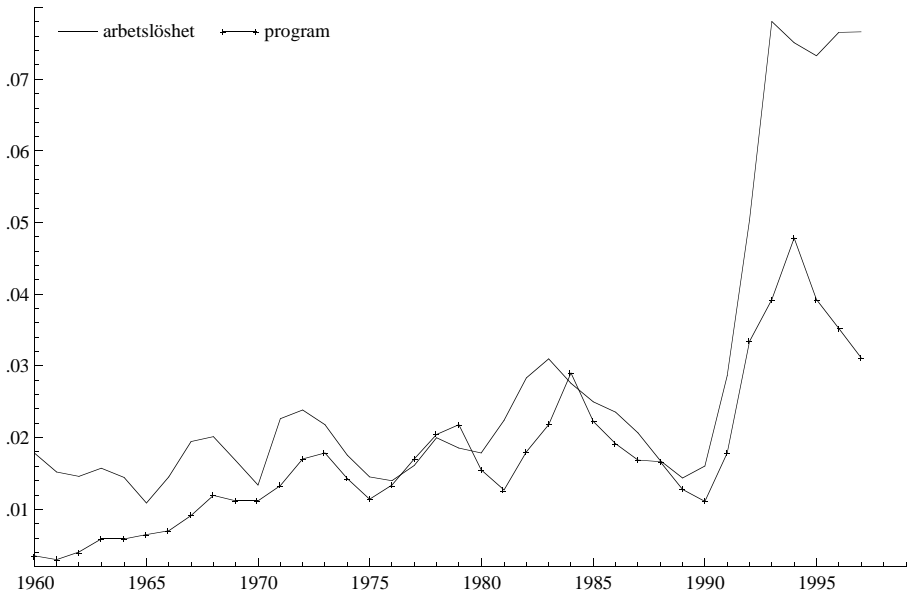
Det totala deltagandet i olika arbetsmarknadsprogram har nått rekordnivåer

Fil dr MATZ DAHLBERG disputerade våren 1997 på avhandlingen "Essays on Estimation Methods and Local Public Economics". Han är nu verksam som forskare vid nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet. Docent ANDERS FORSLUND är biträdande chef vid Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU) och universitetslektor i nationalekonomi vid Uppsala universitet.

* Artikeln bygger på Dahlberg & Forslund [1999]. Vi är tacksamma för kommentarer från seminariedeltagare vid Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU), vid Fackförningarnas institut för ekonomisk forskning (FIEF) och vid Umeå universitet. Matz Dahlberg är tacksam för finansiellt stöd från Humanistisk-Samhällsvetenskapliga forskningsrådet (HSFR). Författarna kan nås på följande adress: Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet, Box 513, 751 20 Uppsala.

¹ Det allmänna utvärderingsproblemet diskuteras i Heckman & Smith [1998]; översikter av utvärdering av arbetsmarknadspolitik finns i Calmfors [1994] och Heckman, LaLonde & Smith [1999].

Figur 1 Arbetslöshet och arbetsmarknadspolitiska program 1960–1997



under den senaste recessionen.² Grovt kan dessa program delas in i utbildning och subventionerad sysselsättning. Trots programmets omfattning har relativt liten möda ägnats åt att utvärdera dem. Sålunda är kunskapen även om de viktigaste programmen tämligen begränsad.³ När det gäller utbildning är sannolikt undanträngning ett mindre problem. De fåtaliga tidigare studierna av subventionerad sysselsättning (Calmfors & Skedinger [1995], Edin, Forslund & Holmlund [1999], Forslund [1996], Forslund & Krueger [1997], Gramlich & Ysander [1981], Ohlsson [1995], Skedinger [1995]) antyder emellertid att programdeltagare trängs undan en betydande andel reguljära arbetstillfällen.⁴ Dessa studier, med undantag av Forslund [1996] och Edin, Forslund & Holmlund [1999], avser emellertid antingen åtgärder som idag är av mindre betydelse (vanligen beredskapsarbete) eller tidsperioder som väsentligen slutar före eller i början av den senaste recessionen.

I den här studien försöker vi fylla detta tomrum genom att skatta direkta undan-

trängningseffekter av ett antal svenska arbetsmarknadspolitiska program (beredskapsarbete, arbetsmarknadsutbildning och "övriga åtgärder") under åren 1987–1996. Detta gör vi på en panel av 260 svenska kommuner.

2. Undanträngningseffekter

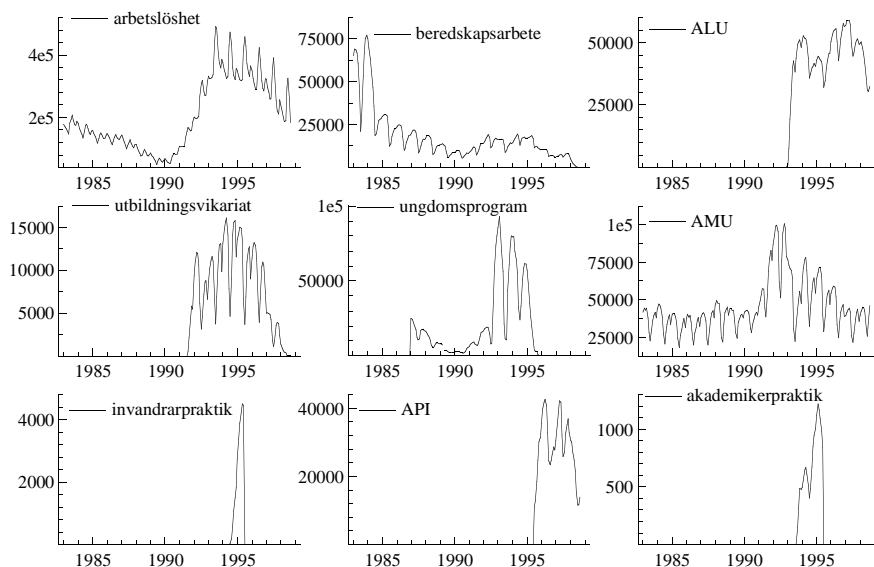
Det är tämligen vedertaget att skilja mellan direkt och indirekt undanträngning mot bakgrund av hur effekten uppstår. Indirekt undanträngning hänger samman

² För att ge en uppfattning om storleksordningar kan vi notera att i genomsnitt 191 000 personer (4,5% av arbetskraften) deltog i olika arbetsmarknadspolitiska åtgärder (exklusive handikappåtgärder) år 1997. Delen av de direkta kostnaderna för detta som finansierades över statsbudgeten uppgick till 1,2% av BNP.

³ Se exempelvis översikterna i Björklund [1990], Zetterberg [1996] och Forslund & Krueger [1997].

⁴ Liknande resultat presenteras i ett antal studier av liknande program i andra länder. För en översikt av dessa studier, se Dahlberg & Forslund [1999].

Figur 2 Arbetslöshet och arbetsmarknadspolitiska program 1983:1–1998:9



med att arbetsmarknadspolitiska åtgärder (AMPÅ) kan påverka lönebildningen. Om en stor andel av dem som förlorar sitt arbete hamnar i en AMPÅ snarare än i öppen arbetslöshet och om det av deltagaren och hennes fackliga organisation uppfattas som "bättre" att delta i en åtgärd än att vara öppet arbetslös, kan detta innebära en press uppåt på lönerna (det blir mindre "kostsamt" för den fackliga organisationen att driva upp lönerna så att en del medlemmar förlorar sina jobb). Å andra sidan kan en väl fungerande arbetsmarknadspolitik skapa arbetssökande som är bättre rustade att konkurrera om de tillgängliga jobben, vilket innebär att chansen att hitta ett nytt jobb för en person som blir arbetslös, *ceteris paribus*, minskar. Detta skulle kunna påverka de fackliga lönekraven nedåt.⁵ I den utsträckning nettoeffekten blir högre löner och färre jobb, talar vi om indirekt undanträngning.

När vi talar om direkt undanträngning menar vi undanträngning som kommer till på andra sätt än via lönerna. Det kan handla om att företag eller myndigheter när de står i begrepp att nyrekrytera väljer

en billig åtgärdsdeltagare snarare än en dyrare reguljär anställning. Det kan också vara så att företag som utnyttjar billiga åtgärdsdeltagare på så sätt skaffar sig en konkurrensfördel gentemot företag som inte utnyttjar den möjligheten. Man kan även tänka sig att kommuner ser den statliga arbetsmarknadspolitiken som en möjlighet att övervältra en del kostnader från kommunal till statlig budget.

3. Den svenska arbetsmarknaden och de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna

Det exceptionella i det svenska arbetsmarknadsläget under 1990-talet framgår tydligt av *Figur 1*, som illustrerar den öppna arbetslöshetens och de arbetsmarknadspolitiska åtgärdernas utveckling mellan 1960 och 1997. Från att år 1990 ha legat på en nivå under 2 procent ökade arbetslösheten så att den år 1992 var över

⁵ Arbetsmarknadspolitik och lönebildning diskuteras exempelvis i Calmfors & Forslund [1990, 1991], Calmfors & Lang [1995] och Forslund & Kolm [2000].

Tabell 1: Åtgärdernas inriktning mot olika arbetsgivarkategorier. Antal deltagare (procent)

Arbetsgivarkategori	Ungdomspraktik ¹	Beredskapsarbete	ALU ²	Utbildningsvikariat ³
Stat	3	14,0	31 ^a	4,0
Kommun	32	80,8		66,3
Landsting	2			9,5
Ideella organisationer	6		51	1,8
Enskilt företag	57	5,2	14	16,8
Övriga och vet ej	1		5	1,6

Noter: 1. Enkätundersökning utförd av AMS, avser dec. 1994. 2. Temo-undersökning avseende våren 1994. 3. AMS-uppgifter avseende 1996-01-01 och därefter. I övrigt bygger tabellen på statistik från AMS. a. Uppgiften gäller hela offentliga sektorn.

4 procent, redan det den högsta efterkrigsnivån. Ökningen fortsatte därefter upp till åttaprocentnivån, där arbetslösheten sedan i stort sett stannat fram tills helt nyligen. Parallellt med uppgången i den öppna arbetslösheten nådde omfattningen av de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna också rekordnivåer.

Dramatiken i utvecklingen framgår av *Figur 2*, som illustrerar utvecklingen av antalet personer i de olika åtgärderna månad för månad mellan 1983 och 1998.⁶ Figuren illustrerar flera slående mönster. *För det första* ser vi att omfattningen av beredskapsarbete inte tycks ha påverkats i någon större utsträckning av det förändrade arbetsmarknadsläget. *För det andra* är tillväxten i antalet personer i AMU under andra halvåret 1991 remarkabel: på sex månader mer än fördubblas volymen. Avvägningen mellan AMU och beredskapsarbete, de två tidigare viktigaste åtgärderna, blev alltså en annan än under tidigare konjunkturedgångar. Det traditionella mönstret var tidigare att beredskapsarbete var den mest konjunkturpassade av åtgärderna, medan det konjunkturrella mönstret i AMU inte alls varit lika framträdande.⁷ *För det tredje* är tillväxten i antalet personer i ungdomsåtgärder under andra halvåret 1992 inte mindre dramatisk. Detta sammanfaller väl i tiden med att inskolningsplatser ersattes med ungdomspraktik. *För det fjärde* kom även snabbt antalet personer i ALU att växa efter det att åtgärden introducerats 1993.

För det femte fick API snabbt en stor volym redan under 1995. Antalet personer i inskolningsplatser, akademikerpraktik och invandrarpraktik har å andra sidan aldrig nått någon betydande omfattning.

Förutom att dessa mönster tycks antyda en ökad tro på utbildning, är det frestande att tolka avvägningen mellan de olika medlen som ett uttryck för en medveten strävan att ersätta beredskapsarbete med andra former av subventionerad anställning, nämligen ALU och praktik av olika slag.

Slutligen ser vi i *Tabell 1* inriktningen mot olika arbetsgivare i några olika sysselsättningsskapande åtgärder. Vi ser tydligt att kommunerna är viktiga som arbetsgivare i samtliga åtgärder utom rekryteringsstöd, där den privata sektorn dominerar. Vi ser också att ALU skiljer sig markant från övriga åtgärder i det att ideella organisationer sysselsätter mer än 50 procent av ALU-arbetarna.

⁶ De arbetsmarknadspolitiska medel vi undersöker i den här studien faller inom två huvudkategorier: subventionerad sysselsättning i form av beredskapsarbete, arbetslivsutveckling (ALU), ungdomsåtgärder, arbetsplatsintroduktion (API), akademikerpraktik och invandrarpraktik samt utbildningsinriktade åtgärder i form av arbetsmarknadsutbildning (AMU) och utbildningsvikariat (utbildningsvikariatet innebär både subventionerad anställning och utbildning). För en utförlig beskrivning av dessa åtgärder, se Dahlberg & Forslund [1999].

⁷ Se t ex Ohlsson [1992].

4. Modell, data och empirisk strategi⁸

4.1 Modell och data

Utgångspunkten för vår analys är att vi försöker identifiera ett antal faktorer som, utöver omfattningen av de arbetsmarknadspolitiska programmen, kan förväntas påverka den reguljära sysselsättningen på kommunal nivå. Den totala reguljära sysselsättningen är till ungefär två tredjedelar privat och till en tredjedel offentlig. Kommunerna svarar för den största delen av den offentliga sysselsättningen.

Utifrån traditionell nationalekonomisk teori kan ett antal faktorer som bör påverka sysselsättningen identifieras. En stor del av inflytandet från dessa faktorer fångar vi emellertid i våra skattningar med två faktorer: för det första kontrollerar vi i våra modeller för effekterna av kommunspecifika egenskaper som inte ändras över tiden genom att skatta modeller med fixa kommuneffekter; för det andra kontrollerar vi för effekterna av alla tidsvarierande variabler som är gemensamma för alla kommuner (en gemensam "konjunktureffekt") genom att inkludera tidsspecifika effekter i våra modeller.

Utöver detta inkluderar vi en variabel som fångar effekterna på arbetskraftsefterfrågan i en kommun av dess sysselsättningsstruktur (EFTERFRÅGAN). Denna variabel mäter vilket sysselsättningsutfall en kommun skulle få om den hade samma sysselsättningsutveckling som riket i varje bransch. Om, exempelvis, byggnadssektorn är stor i en kommun och om sysselsättningen i den totala byggnadssektorn faller snabbare än i andra branscher, innebär detta att variabeln indikerar att efterfrågan i kommunen minskar mer än vad som motsvaras av det allmänna konjunkturet.

Eftersom vi är intresserade av direkt undanträngning, vill vi även kontrollera för den eventuella effekt lönen har utöver vad som fångas upp av de övriga variablerna. I det datamaterial som vi använder finns dock tyvärr inget mått på timlön att

tillgå.⁹ Istället använder vi uppgifterna om årliga arbetsinkomster från ÅRSYS (INKOMST). Hur bra eller dåligt detta mått är beror kritiskt på om det finns systematiska skillnader mellan olika kommuner i hur arbetstiden utvecklats över tiden.

Det är de ovan nämnda faktorerna som vi använder oss av i den grundläggande analysen. Vad gäller den offentliga (kommunala) sysselsättningen har Bergström, Dahlberg & Johansson [1998] visat att faktorer som demografisk struktur, statsbidrag och politisk majoritet i kommunen påverkar den kommunala sysselsättningen. Därför genomför vi en känslighetsanalys där vi även kontrollerar för dessa faktorer.

Den del av sysselsättningsförändringen i en kommun som inte fångas upp av någon av dessa variabler är vad vi sedan försöker förklara med omfattningen av olika arbetsmarknadspolitiska åtgärder.

Vårt grundläggande mått på sysselsättningen är den *reguljära sysselsättningen*, d v s antalet sysselsatta personer minus antalet personer i olika arbetsmarknadspolitiska åtgärder som räknas som sysselsatta i sysselsättningsstatistiken (beredskapsarbetare och deltagare i utbildningsvikariat). Eftersom kommunerna är långt ifrån lika stora, normaliserar vi antalet reguljärt sysselsatta med befolkningen i arbetsför ålder (18–65 år) i kommunen året innan. Detsamma gör vi med antalet

⁸ För en utförlig beskrivning av den teoretiska och empiriska modell som används hänvisas läsaren till Dahlberg & Forslund [1999]. Där ges också en detaljerad beskrivning av det datamaterial som använts och av de variabeldefinitioner som gjorts.

⁹ Våra data kommer huvudsakligen från två källor. Ett register från SCB (ÅRSYS) tillhandahåller information om sysselsättning och arbetsinkomster per bransch, åldersgrupp och kommun och om befolkningen per åldersgrupp och kommun. Dessa registerdata avser förhållandena i november det aktuella året. Information om deltagandet i olika arbetsmarknadspolitiska program och arbetslöshet per kommun har erhållits från AMS, och finns tillgänglig månadsvis.

Tabell 2 Skattningsresultat för grundmodellen (dynamisk sysselsättningsekvation)

Variabel	Koefficient	Standardfel
SYSSELSÄTTNING (t - 1)	0.151*	0.009
INKOMST (t - 1)	0.007*	2.350e-4
BEREDSKAPSARBETE	-0.639*	0.043
AMU	-0.160*	0.022
ÖVRIGA PROGRAM	-0.658*	0.018
EFTERFRÅGAN	0.245*	0.007

Notera att: i) En asterisk (*) indikerar att resultatet är statistiskt säkerställt på 5-procentsnivå; ii) En konstant och tidsdummyvariabler är inkluderade i regressionerna, men resultaten för dessa presenteras, av utrymmesskäl, ej i tabellen; iii) För resultaten från båda stegen skattningar, teststatistikor och för övriga noter hänvisas läsaren till Dahlberg & Forslund [1999].

deltagare i de olika arbetsmarknadspolitiska programmen.¹⁰

Vi delar in de olika arbetsmarknadspolitiska programmen i tre kategorier: *BEREDSKAPSARBETE*, arbetsmarknadsutbildning (*AMU*) och *ÖVRIGA PROGRAM*¹¹. Huvudsakligen återspeglar detta den fundamentala distinktionen mellan subventionerad sysselsättning och utbildning; anledningen till att vi väljer ut beredskapsarbete är dels att denna åtgärd är den som mest påminner om reguljär sysselsättning, dels att vi vill kunna jämföra med resultaten i tidigare studier, som i första hand har avsett just beredskapsarbete.

I den empiriska analysen använder vi en panel bestående av 260 kommuner under tioårsperioden 1987-1996.

4.2 Empirisk strategi

I resonemangen ovan om den modell vi baserat oss på i skattningarna av undanträngning, var strategin att försöka identifiera de faktorer som bestämmer sysselsättningen på kommunal nivå i den svenska ekonomin. Det finns emellertid goda skäl att förvänta sig att anpassningen till en önskad sysselsättningsnivå tar tid; det är förknippat med kostnader att anpassa sysselsättningen såväl uppåt som nedåt.¹² Av detta skäl tillåter vi en trög anpassning i våra skattningar. Detta gör vi genom att inkludera sysselsättningen året innan

bland våra förklarande variabler, dvs vi skattar en dynamisk modell. Eftersom våra skattningar utförs med hjälp av paneldata innebär detta att vi inte kan använda minsta-kvadratmetoden.¹³ Vi använder av detta skäl instrumentvariabelmetoder. Även det faktum att vi kan misstänka mätfel i flera av variablerna är ett skäl att använda sådana metoder

Till detta kommer huvudproblemet i vår analys. Vi vet att programmets storlek

¹⁰ Ett alternativ hade varit att istället normalisera med arbetskraften. Nackdelen med detta är att i den mån arbetsmarknadspolitiken ökar arbetskraftsdeltagandet, så påverkas skattningarna av undanträngning uppåt. Dvs, om ett ökat deltagande i, säg, *ALU* ökar arbetskraftsdeltagandet utan att påverka sysselsättningen kommer andelen av arbetskraften i reguljär sysselsättning att gå ned, vilket då skulle tolkas som undanträngning. Detta diskuteras vidare i avsnitt 5.3. Samma problem finns med befolkningen i arbetsför ålder om programmen påverkar migration mellan kommunerna. Vi normaliserar därför med befolkningen i arbetsför ålder året innan.

¹¹ *ÖVRIGA PROGRAM* består av *API*, invandrarpraktik, akademikerpraktik, *ALU*, utbildningsvikariat och ungdomsåtgärder

¹² Ett uppenbart skäl till detta är lagen om anställningsskydd, *LAS*.

¹³ Nickell [1981] visar att minsta-kvadratskattningar av dynamiska paneldatamodeller ger upphov till icke väntevärderiktiga resultat.

Tabell 3 Skattade långsiktseffekter

Variabel	Koefficient	Standardfel
BEREDSKAPSARBETE	-0.756	0.047
AMU	-0.188	0.025
ÖVRIGA PROGRAM	-0.774	0.018

beror på arbetsmarknadsläget, så att en eventuell negativ korrelation mellan omfattningen av programmen och sysselsättningen mycket väl kan tänkas återspegla att åtgärdsvolymerna går upp som en följd av att sysselsättningen minskar snarare än tvärtom. Detta är ytterligare ett skäl att använda instrumentvariabelmetoder. Vi har dessutom valt att datera programdeltagandet något före den tidpunkt där sysselsättningen mäts: det mått vi använder på programdeltagande är ett tolv månaders genomsnitt över den period som precis föregår den tidpunkt (november) då sysselsättningen mäts. Vidare kontrollerar vi för alla "konjunktureffekter" på sysselsättningen som är gemensamma för alla kommuner genom att använda tidsdummies. Slutligen hoppas vi att fånga upp en betydande del av kommunspecifika efterfrågeeffekter via vår kommunspecifika efterfrågevariabel.

Vi genomför dessutom en rad känslighetsanalyser för att så långt vi tycker det vara möjligt kunna förvissa oss om att det vi fångar upp i våra skattningar inte i själva verket är uttryck för "omvänd kausalitet".

5. Resultat¹⁴

5.1 Grundmodell

Som nämnts ovan måste vi använda en instrumentvariabelmetod för att kunna skatta vår modell på ett tillförlitligt sätt. Vi har valt att använda den generaliserade momentmetod (Generalized Method of Moment, GMM) som föreslagits av Arellano & Bond [1991].¹⁵ Resultatet av skattningen av vår grundmodell presenteras i *Tabell 2*.¹⁶ Under rubriken "Koefficient" anges de skattade effekterna av

variablerna, under rubriken "Standardfel" anges de skattade standardfelen.

Låt oss börja med programmens effekter på den reguljära sysselsättningen i kommunerna. Där antyder punktskattningarna att alla de studerade programmen leder till undanträngning. Medan de program som leder till subventionerad arbetskraft för arbetsgivarna (*BEREDSKAPSARBETE* och *ÖVRIGA PROGRAM*) tränger undan ca 64 respektive 66 procent av den reguljära sysselsättningen, verkar arbetsmarknadsutbildning tränga undan ca 16 procent. Viss försiktighet bör dock tas vid tolkningen av den sistnämnda siffran eftersom punktskattningen är insignifikant (d v s ej statistiskt skild från noll) i förstastegsskattningen.¹⁷

Låt oss sedan övergå till de övriga vari-

¹⁴ För en mer detaljerad beskrivning av den empiriska analysen hänvisar vi till Dahlberg & Forslund [1999].

¹⁵ Som instrument använder vi förutom tidsförskjutna värden av de förklarande variablerna även arbetslöshetsgraden i tidigare perioder, skatteutjämningsbidrag, och politisk majoritet i kommunfullmäktige.

¹⁶ De fullständiga resultaten återfinns i Dahlberg & Forslund [1999]. De specifikationstester som är gängse för denna estimator (Sargan- och autokorrelationstester) indikerar att det är resultaten från andrastegsskattningarna som är de mest tillförlitliga, och det är dessa som vi återger i *Tabell 2*. För explicita formler för GMM-estimatorn och test-statistikorna, se t ex Arellano & Bond [1991].

¹⁷ Anledningen är att den skattningsmetod som används undervärderar de skattade standardfelen i andra skattningssteget (vilket är det som redovisas i *Tabell 2*). Detta i sin tur leder till att punktskattningarna verkar vara mer precist skattade än

ablerna Om vi börjar med sysselsättningen i föregående period (*SYSSELSÄTTNING (t-1)*) kan vi notera att punktskattningen på 0.15 har en statistiskt säkerställd betydelse, vilket tyder på att det finns anpassningströgheter i sysselsättningen och att statistiska modellspecifikationer därför inte är lämpliga för att modellera (kommunal) arbetskraftsefterfrågan. *INKOMST* och *EFTERFRÅGAN* har en positiv effekt på den reguljära sysselsättningen och båda resultaten är statistiskt säkerställda. Det förra resultatet är möjligen något förvånande om vi tror att det fångar upp lönernas effekt på sysselsättningen. Skattningarna av de långsiktiga undanträngningseffekterna ges i *Tabell 3*. Där framgår att alla tre programmen har en förväntat (och signifikant) större undanträngning på lång sikt än på kort sikt.

5.2 Statisk modell

Då de flesta tidigare skattningarna av de arbetsmarknadspolitiska åtgärdernas effekter i Sverige har gjorts på statistiska modeller, kan det vara av intresse att skatta en statisk modell för att studera hur känsliga resultaten är för modellspecifikation och skattningsmetod. Om resultaten inte förändras nämnvärt kan det vara en indikation på att skattningarna i de tidigare studierna inte ger en helt felaktig bild av olika åtgärders undanträngningseffekter. Vi har därför skattat om vår grundmodell utan att använda den tidsförskjutna beroende variabeln som förklarande variabel. Vi använde oss av tre olika skattningsmetoder: minsta-kvadrat-metoden på poolade data, fixed effect-skattningar samt instrumentvariabelskattningar.¹⁸

Resultaten från dessa skattningar visar att resultaten är känsliga för vilken skattningsmetod som används då vi har en statisk modell.¹⁹ Detta gäller kanske framförallt *BEREDSKAPSARBETE* och *AMU*. Vi erhåller en kraftig undanträngning av *BEREDSKAPSARBETE* då vi skattar med OLS (116 procents undanträngning) eller med GMM (97 procents undanträngning).

För arbetsmarknadsutbildning erhåller vi en (orimligt) hög undanträngning av reguljär sysselsättning då vi skattar med OLS (48 procents undanträngning) eller med fixed effects estimatorn (45 procents undanträngning). En möjlig slutsats av detta är att det inte är vist att anta statistiska modellspecifikationer då man ska skatta de direkta undanträngningseffekterna av arbetsmarknadspolitiska åtgärder. De resultat som erhållits i tidigare studier bör därför tas med en nypa salt. Typiskt verkar de ha överskattat programmets undanträngningseffekter.

5.3 Jämförelse med tidigare studier

Löfgren & Wikström [1997] reser huvudsakligen två frågetecken kring de tidigare svenska studierna av undanträngningseffekter av arbetsmarknadspolitiska åtgärder. För det första för att de tidigare studierna har haft för få tidsperioder (fem år) för att på ett tillförlitligt sätt kunna skatta en dynamisk modell. För det andra för att variabelerna i de tidigare studierna har normaliserats med arbetskraften (de föreslår istället att variabelerna ska normaliseras med befolkningen).²⁰ Medan det första

forts fotnot 17

vad de egentligen är. Tolkningsmässigt är detta inget större problem så länge som skattningarna uppvisar signifikanta (eller insignifikanta) resultat i bägge stegen. Problemen uppstår då en variabel ej är statistiskt skild från noll i första steget men statistiskt skild från noll i det andra. Om detta inträffar bör viss försiktighet tas vid precisionen i skattningen.

¹⁸ Med utgångspunkt från den statistiska modellen har vi genomfört ett flertal statistiska tester. Bl a har vi testat för om kommunerna har gemensamt intercept (d v s om data kan poolas), för random effects, och för exogena förklarande variabler. Alla dessa tre hypoteser förkastades.

¹⁹ Dessa resultat presenteras i *Tabell 4* i Dahlberg & Forslund [1999].

²⁰ De avråder dessutom från att logaritmera variabelerna (som Sjöstrand [1997] gör). Problemet är att när så många observationer ligger nära noll som är fallet här deformeras data på ett godtyckligt sätt då de logaritmeras.

Tabell 4 Jämförelser med tidigare studier (andragstegsskattningarna)

Variabel	Tidsperiod: 1990-1994		Normaliserat med arbetskraften	
	Koefficient	Standardfel	Koefficient	Standardfel
SYSSELSÄTTNING (t - 1)	0.085	0.066	0.043*	0.009
INKOMST (t - 1)	0.002	0.002	0.003*	3.48e-04
BEREDSKAPSARBETE	0.753	0.552	0.146*	0.023
AMU	0.080	0.149	-0.809*	0.017
ÖVRIGA PROGRAM	-0.026	0.187	-1.248*	0.024
EFTERFRÅGAN	0.232*	0.069	0.192*	0.003
Sargan (P-värde)	74.034 (0.015)		240.99 (0.208)	

Notera att: i) En asterisk (*) indikerar att resultatet är statistiskt säkerställt på 5-procentsnivån; ii) Sargan ger p-värdet för Sargan-testet för överidentifierande restriktioner (instrumentvaliditet) i GMM-skattningen. Under nollhypotesen om valida instrument, är Sarganstatistikan asymptotiskt chi-2-fördelad; iii) För övriga kommentarer, se noterna till *Tabell 2*.

frågetecknet kan vara ett reellt problem, handlar det andra mer om hur resultaten ska tolkas. Härnäst kommer vi därför att belysa vilken betydelse en kortare tidsperiod och normalisering med arbetskraften har för resultaten.

Vi börjar med att undersöka hur den första frågan som reses av Löfgren & Wikström [1997] har påverkat de tidigare resultaten. Detta gör vi genom att skatta om vår grundmodell för den tidsperiod som Forslund [1996] och Sjöstrand [1997] använder, nämligen 1990–1994. (Här normaliserar vi variablerna på samma sätt som i grundmodellen, d v s med befolkningen i föregående period). Dessa resultat presenteras i de första två kolumnerna i *Tabell 4*.²¹ Det första som kan noteras är att det är mycket svårt att få en väl-specifierad modell för denna kortare tidsperiod.²² Då Sargan-testet förkastar modellspecifikationen för denna tidsperiod måste resultaten tolkas med stor försiktighet. Vad som dessutom framkommer i skattningarna är att i stort sett alla variabler är insignifikanta till och med i det andra skattningssteget (alltså trots att standardfelen då är undervärderade). Detta gäller inte minst den tidsförskjutna beroende variabeln. Även Forslunds [1996] skattning av en dynamisk modell

ledde till att skattningen av den tidsförskjutna beroende variabelns effekt inte var statistiskt skild från noll. En möjlig slutsats är därför att det inte är lämpligt att skatta en dynamisk modell för arbetskraftsefterfrågan om man endast har (panel) data över fem år till sitt förfogande.

För att undersöka hur normalisering med arbetskraften (Löfgren & Wikströms andra påpekande) kan ha påverkat resultaten, skattar vi om vår grundmodell och normaliserar med arbetskraften istället för med befolkningen. Resultaten av detta presenteras i de sista två kolumnerna av *Tabell 4*. Detta handlar mindre om ”rätt” eller ”fel” än om hur man ska tolka resultaten. Om det är så att de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna i sig medför att arbetskraftsdeltagandet ökar, kommer vi att, då vi normaliserar med arbetskraften, per definition erhålla parameterskattning-

²¹ I *Tabell 4* presenteras andragstegsskattningarna. För de fullständiga resultaten, se Dahlberg & Forslund [1999].

²² Vi har skattat ett flertal modellspecifikationer för denna kortare tidsperiod. I alla fallen förkastade Sargan-testet modellspecifikationen. De resultat som presenteras i *Tabell 4* var de som såg bäst ut.

Tabell 5 Skattning av grundmodellen då sysselsättningen i maskinindustri används som beroende variabel (andrstegsskattningarna)

Variabel	Koefficient	Standardfel
SYSSELSÄTTNING (t - 1)	0.537*	0.002
INKOMST (t - 1)	0.001*	4.133e-05
BEREDSKAPSARBETE	0.098*	0.010
AMU	0.175*	0.005
ÖVRIGA PROGRAM	-0.009*	0.004
EFTERFRÅGAN	0.009*	0.001

Notera att: i) En asterisk (*) indikerar att resultatet är statistiskt säkerställt på 5-procentsnivån; ii) För övriga kommentarer, se noterna till *Tabell 2*.

ar som antyder mer undanträngning än om vi normaliserar med befolkningen. Detta innebär i sin tur att om den skattade undanträngningen blir större då man normaliserar med arbetskraften än då man normaliserar med befolkningen, är detta konsistent med att de arbetsmarknadspolitiska programmen leder till att arbetskraften ökar.

Resultaten i *Tabell 4* visar att undanträngningseffekterna av *AMU* och *ÖVRIGA PROGRAM* är signifikant större då vi normaliserar med arbetskraften än då vi normaliserar med befolkningen (-0.81 jämfört med -0.16 för *AMU* och -1.25 jämfört med -0.66 för *ÖVRIGA PROGRAM*). Punktskattningen för *BEREDSKAPSARBETE* är nu positiv, men inte statistiskt säkerställd från noll i första skattningssteget. Dessa resultat indikerar att *AMU* och *ÖVRIGA PROGRAM* ökar arbetskraftsdeltagandet. Vilken effekt *BEREDSKAPSARBETE* har i detta avseende är mindre klart.²³

Resultaten av jämförelserna i detta avsnitt ger en fingervisning om att de tidigare studierna på svenska data felaktigt har förkastat en dynamisk modellspecifikation (då de haft för få tidsperioder) och har överskattat undanträngningseffekterna av de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna (då de normaliserat med arbetskraften). Det sistnämnda implicerar dels att om man är intresserad av de "rena" undanträngningseffekterna av de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna, bör man normalisera med befolkningen, dels att

användandet av programmen (åtminstone *AMU* och *ÖVRIGA PROGRAM*) kan öka arbetskraftsdeltagandet.

5.4 Känslighetsanalys

För att undersöka hur pass robusta våra resultat i *Tabell 2* är har vi genomfört en rad känslighetsanalyser. I huvudsak har vi gjort två olika typer av känslighetsanalyser. I den första typen testar vi för om vi har kommit till rätta med kausaliteten. Experimentet vi gör är att skatta vår grundmodell med sysselsättningen i en sektor där vi vet att i princip inga programdeltagare är placerade som beroende variabel. Vi har valt sysselsättningen i maskinindustrin. Om vi, då vi skattar denna modell, fortfarande finner stora och statistiskt säkerställda undanträngningseffekter av de arbetsmarknadspolitiska programmen bör vi lansera våra tidigare skattningar med stor försiktighet. Sannolikheten är då stor att vi inte kommit till rätta med den "omvända kausaliteten".²⁴ Idealt skulle vi vilja se punktskattningar som är såväl ekonomiskt som statistiskt insignifikanta. Från resultaten i *Tabell 5* kan vi se att

²³ Det är överhuvudtaget svårt att finna stabila effekter av beredskapsarbete under den av oss studerade perioden. En möjlig förklaring är att programmets omfattning helt enkelt har varierat för lite för att det ska gå att skatta effekterna med någon större precision.

²⁴ Detta sätt att stärka eller försvaga ens idé om kausal ordning diskuteras i Angrist & Krueger [1999].

detta också är något som vi erhåller.²⁵ Framförallt är det en dramatisk förändring vad gäller skattningen av koefficienten för *ÖVRIGA PROGRAM*: punktskattningen indikerar praktiskt taget ingen undanträngning och är dessutom inte statistiskt skild från noll i förstastegsskattningen. För *AMU* och *BEREDSKAPSARBETE* indikerar punktskattningarna nu inträngning; för *BEREDSKAPSARBETE* dessutom en statistiskt säkerställd sådan. Dessa resultat stärker oss i vår tro att vi kommit till rätta med kausalitetsproblemen.

I den andra typen av känslighetsanalys testar vi för hur känslig vår grundmodell är för olika förändringar i den grundläggande modellspecifikationen. Den generella slutsatsen från sju olika modellspecifikationer (där vi bl a inkluderar variabler som demografisk struktur, statsbidrag och politisk majoritet i kommunen) är att resultaten i grundmodellen verkar vara robusta mot olika alternativa modellspecifikationer.²⁶ *ÖVRIGA PROGRAM* har alltid en statistiskt säkerställd effekt med en punktskattning som indikerar undanträngning av reguljär sysselsättning i storleksordningen 50–80 procent (med 66 procent i grundmodellen). *BEREDSKAPSARBETE* tränger undan reguljär sysselsättning i ungefär samma utsträckning som *ÖVRIGA PROGRAM* men har inte alltid en statistiskt säkerställd effekt. *AMU*, slutligen, verkar inte ha någon statistiskt säkerställd undanträngningseffekt. Givet den känslighetsanalys som genomförts, finner vi de skattningar av undanträngningseffekter vi gör i grundmodellen och som presenteras i *Tabell 2* tillförlitliga.

6. Sammanfattning och slutsatser

I denna studie har vi undersökt de direkta undanträngningseffekterna av arbetsmarknadspolitiska åtgärder. Jämfört med tidigare studier på området har vi tillgång till rikare data: Vi har fler år (vilket bl a gör det lättare att identifiera eventuell dynamik), vi täcker en period för den svenska arbetsmarknaden som i många avseenden varit exceptionell (de tidigare

studierna har haft data som huvudsakligen täcker perioder som karaktäriseras av högkonjunktur), och vi har fler instrument (vilket gör det lättare att identifiera modellens parametrar).

Vi finner att de program som leder till subventionerad arbetskraft för arbetsgivarna (*BEREDSKAPSARBETE* och *ÖVRIGA PROGRAM*) tränger undan ca 65 procent av den reguljära sysselsättningen. Däremot finner vi ingen signifikant undanträngning av arbetsmarknadsutbildning. Vi erhåller dessutom indikationer på att användandet av de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna (eventuellt med undantag för beredskapsarbete) leder till ett ökat arbetskraftsdeltagande. Två konsekvenser av detta är, för det första, att de tidigare studier som normaliserat sysselsättning och programdeltagande med arbetskraften kan ha överskattat undanträngningseffekterna av de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna och, för det andra, att om man är intresserad av de ”rena” undanträngningseffekterna av de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna, bör man normalisera med befolkningen och inte med arbetskraften. Slutligen finner vi, till skillnad från de tidigare studierna, att dynamik verkar viktig (d v s sysselsättningen verkar uppvisa en trög anpassning till sitt jämviktsläge). Om man inte kontrollerar för dynamik (d v s om man skattar en statisk modell) visar sig resultaten vara mycket känsliga för vilken skattningsmetod som används (generellt verkar man överskatta programmets effekter).

Vad gäller beredskapsarbete finner vi en lägre undanträngning än vad tidigare studier gjort. Det kan finnas flera förklaringar till detta, bl a erhåller man en större undanträngning om man skattar en statisk modell, om man antar att regressorerna är

²⁵ För de fullständiga resultaten, se Dahlberg & Forslund [1999].

²⁶ Dessa resultat presenteras i *Tabell 8* i Dahlberg & Forslund [1999].

exogena eller om man normaliserar med befolkningen. De flesta tidigare skattningar har gjort något av detta.

En detaljerad känslighetsanalys övertygade oss om att våra resultat är robusta. Detta gäller framförallt analysen för att undersöka om vi kommit till rätta med problemen med omvänd kausalitet. Då vi skattade om vår grundmodell med sysselsättningen i en sektor där vi vet att i princip inga programdeltagare är placerade (maskinindustri) som beroende variabel fann vi inga undanträngningseffekter av *BEREDSKAPSARBETE* och *ÖVRIGA PROGRAM*. Detta stärkte oss i vår tro att vi kommit till rätta med den kausala ordningen.

Vilka slutsatser kan rimligen dras utifrån våra resultat? Innebär de att man omedelbart bör överge program som innebär subventionerad sysselsättning? Inte nödvändigtvis. Undanträngning av reguljär sysselsättning är definitivt en kostnad som bör beaktas vid utformandet av storskaliga program, och möda måste läggas ned på att minimera undanträngningseffekterna. Kostnaderna måste, emellertid, jämföras med programmets potentiella intäkter.²⁷

De potentiella intäkterna handlar kanske först och främst om att de personer som utan deltagandet i program skulle ha en särskilt svag ställning på arbetsmarknaden tack vare den subventionerade sysselsättningen stärkt sin ställning på arbetsmarknaden. Det faktum att våra resultat antyder att programmen kan ha ökat arbetskraftsdeltagandet skulle kunna tala för att programmen faktiskt motverkat marginalisering och utslagning från arbetsmarknaden. Utvärderingar av programmets effekter för de deltagande individerna har dock haft svårt att påvisa några stora positiva effekter för deltagarna när det gäller chansen att hitta ett arbete.

Argumentet för programmen i detta avseende blir naturligtvis starkare om de som "trängs undan" samtidigt skulle ha en betydligt starkare ställning på arbetsmark-

naden än de som "trängs in". I vilken utsträckning detta är fallet vet vi emellertid ingenting om. Vi är ännu kunskapsmässigt långt ifrån att kunna göra en kalkyl där vi kan sätta någorlunda säkra prislappar på programmets för- och nackdelar.

Referenser

- Angrist, J D & Krueger, A B, [1999], "Empirical Strategies in Labor Economics", Kap. 23 i *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, Ashenfelter, O & Card, D (red), North-Holland.
- Arellano, M & Bond, S, [1991], "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies* 58, 277–297.
- Bergström, P, Dahlberg, M & Johansson, E, [1998], "Municipal Labour Demand: Sweden 1988–1995", Working Paper 1998:1, IFAU.
- Björklund, A, [1990], "Evaluations of Swedish Labor Market Policy", *Finnish Economic Papers* 3, 3–13.
- Calmfors, L, [1994], "Active Labour Market Policy and Unemployment: A Framework for the Analysis of Crucial Design Features", *OECD Economic Studies*, nr 22.
- Calmfors, L & Forslund, A, [1990], "Wage Formation in Sweden", i L Calmfors, red, *Wage Formation and Macroeconomic Policy in the Nordic Countries*, Stockholm: SNS och Oxford University Press.
- Calmfors, L & Forslund, A, [1991], "Real-Wage Determination and Labour Market Policies: The Swedish Experience", *Economic Journal* 101, 1130–1148.
- Calmfors, L & Lang, H, [1995], "Macroeconomic Effects of Active Labour Market Programmes in a Union Wage-Setting Model", *Economic Journal* 105, 601–619.
- Calmfors, L & Skedinger, P, [1995], "Does Active Labour Market Policy Increase

²⁷ I fallet med beredskapsarbete hävdas det också ibland att undanträngningen faktiskt är önskvärd. Det handlar då om ett argument om att byggnads- och anläggningsarbeten fått en jämnare tidsprofil i närvaro av beredskapsarbeten än vad de annars skulle ha fått. Beredskapsarbeten i denna sektor har dock på senare tid varit nästan försumbart få.

- Employment? Theoretical Considerations and Some Empirical Evidence from Sweden”, *Oxford Review of Economic Policy* 11, 91-108.
- Dahlberg, M & Forslund, A, [1999], ”Direct Displacement Effects of Labour Market Programmes: the Case of Sweden”, Working Paper 1999:7, IFAU, Uppsala.
- Edin, P-A, Forslund, A & Holmlund, B, [1999], ”The Swedish Labour Market in Boom and Depression”, under utgivning i *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, D. G. Blanchflower och R. Freeman (red). University of Chicago Press, Chicago.
- Forslund, A, [1996], ”Direkta undanträngningseffekter av arbetsmarknadspolitiska åtgärder”, Rapport till Riksdagens revisorer.
- Forslund, A & Kolm, A-S, [2000], ”Active Labour Market Policies and Real Wage Determination - Swedish Evidence”, stencil, IFAU.
- Forslund, A & Krueger, A, [1997], ”An Evaluation of the Active Swedish Labor Market Policy: New and Received Wisdom”, i *The Welfare State in Transition. Reforming the Swedish Model*, R. B. Freeman, R. Topel och B. Swedenborg (red), University of Chicago Press, Chicago.
- Gramlich, E M & Ysander, B-C, [1981], ”Relief Work and Grant Displacement in Sweden”, i *Studies in Labor Market Behavior*, G. Eliasson, B. Holmlund och F. Stafford (red), IUI, Stockholm.
- Heckman, J J, LaLonde, R J & Smith, J A, [1999], ”The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs”, Kap. 31 i *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, Ashenfelter, O & Card, D (red), North-Holland.
- Heckman, J J & Smith, J A, [1998], ”Evaluating the Welfare State”, Working Paper 6542, NBER.
- Löfgren, K-G & Wikström, M, [1997], ”Undanträngningseffekter av arbetsmarknadspolitik. Kommentarer till Forslund-Sjöstrand kontroversen”, *Arbetsmarknad & Arbetsliv* 3, 211-223.
- Nickell, S J, [1981], ”Biases in Dynamic Models with Fixed Effects”, *Econometrica* 49, 1417-1426.
- Ohlsson, H, [1992], ”Job creation measures as activist fiscal policy – an empirical analysis of policy reaction behavior”, *European Journal of Political Economy* 8, 264-280.
- Ohlsson, H, [1995], ”Labor Market Policy, Unemployment and Wages – A VAR-Model for Sweden 1969-1990”, stencil, National-ekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Sjöstrand, K-M, [1997], ”Några kommentarer till Anders Forslunds rapport ‘Direkta undanträngningseffekter av arbetsmarknadspolitiska åtgärder’”, stencil, AMS.
- Skedinger, P, [1995], ”Employment policies and Displacement in the Youth Labour Market”, *Swedish Economic Policy Review* 2, 135-171.
- Zetterberg, J, [1996], ”Effekter av arbetsmarknadspolitik – en översikt av svensk empirisk forskning”, Bilaga till Arbetsmarknadspolitiska kommittén.