

Direkta undanträngningseffekter av arbetsmarknadspolitiska åtgärder*

Matz Dahlberg[†] och Anders Forslund[‡]

21 oktober 1999

Sammanfattning

I den här uppsatsen 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 vi mer och bättre data. Vi finner att (i) program som innebär subventionerade anställningar medför undanträngningseffekter på omkring 65% medan arbetsmarknadsutbildning inte är förknippad med signifikant undanträngning; (ii) de flesta programmen tycks öka arbetskraftsdeltagandet; och (iii) anpassningen till optimal sysselsättning är trög. En konsekvens av (ii) är att tidigare studier har överskattat undanträngningens storlek.

* Vi är tacksamma för kommentarer från seminariedeltagare vid Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU), vid Fackföreningarnas institut för ekonomisk forskning (FIEF) och vid Umeå universitet. Matz Dahlberg är tacksam för finansiellt stöd från Humanistisk-Samhällsvetenskapliga forskningsrådet (HSFR).

[†] Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet, Box 513, 751 20 Uppsala. Tel: 018/471 11 26. e-mail: matz.dahlberg@nek.uu.se

[‡] Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering och Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet, Box 513, 751 20 Uppsala. Tel: 018/471 70 76. e-mail: anders.forslund@ifau.uu.se

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 uppsatsen.¹

Det totala deltagandet i olika arbetsmarknadsprogram har nått rekordnivåer under den senaste recessionen.² Grovt kan dessa program delas in i utbildning och subventionerad sysselsättning. Trots programmens 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 tränger 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 undanträngningseffekter 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.

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

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; se exempelvis Johnson & Tomola [1977], Borus & Hamermesh [1978], Nathan m.fl [1981], Adams m.fl. [1982], Kopits [1978] och Schmid [1979]. I en översikt av Casey & Bruche [1985] dras liknande slutsatser.

2. Undanträngningseffekter

Det är tämligen vedertaget att skilja mellan direkt och indirekt undanträngning mot bakgrund av hur effekten uppstår. Indirekt undanträngning hänger samman 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. De arbetsmarknadspolitiska åtgärderna och den svenska arbetsmarknaden

3.1 De arbetsmarknadspolitiska åtgärderna

De arbetsmarknadspolitiska medel vi undersöker i den här studien faller inom två huvudkategorier: subventionerad sysselsättning i form av beredskapsarbete, arbetslivsutveckling (ALU), ungdomsätgärder, arbetsplatsintroduktion (API), akademikerpraktik

⁵ Arbetsmarknadspolitik och lönebildning diskuteras exempelvis i Calmfors & Forslund [1990, 1991], Calmfors & Lang [1995] och Forslund & Kolm [1999].

och invandrarpraktik samt utbildningsinriktade åtgärder i form av arbetsmarknadsutbildning (AMU) och utbildningsvikariat⁶.

(i) Subventionerad sysselsättning

Beredskapsarbete syftade under vår studerade period främst till att motverka konjunkturell och säsongsmässig arbetslöshet. Endast arbetsuppgifter som ökar antalet anställda utöver arbetsgivarens (som kunde vara stat, kommun eller enskild) ordinarie budget fick inrättas som beredskapsarbete. Huvuddelen av arbetena bedrevs inom kommunal tjänstesektor. Beredskapsarbete fick normalt inte överstiga sex månader och betalades med lön enligt kollektivavtal. Statsbidrag lämnades med högst 50 procent av lönekostnaden eller högst 7000 kr i månaden.

ALU infördes 1 januari 1993 och syftar främst till att bibehålla eller stärka den arbetslöses anknytning till arbetsmarknaden. ALU skall avse uppgifter som annars inte skulle bli utförda för att minska riskerna för undanträngning. När åtgärden infördes (och under den av oss studerade perioden) kunde arbetslösa som riskerade utförsäkring anvisas ALU. Enligt direktiven skall åtgärden snarast vara något som tas till i sista hand. Deltagare skall ha ersättning från erkänd arbetslöshetskassa eller uppbära kontant arbetsmarknadsstöd (KAS). Ersättningen, som är exakt densamma som arbetslöshetsersättningen, kan normalt högst uppbäras under sex månader.⁷

Ungdomsåtgärder har under det senaste decenniet tagit ett antal olika former. I juli 1989 ersatte avtalade och särskilda *inskolningsplatser* de tidigare använda ungdomslagen. Bägge inriktades mot ungdomar i åldern 18 till 19 år. Avtalade inskolningsplatser innebar att högst 60 procent av lönekostnaderna subventionerades för de (privata) företag som anställde ungdomar. Särskilda inskolningsplatser innebar en garanti för arbetslösa 18-19-åringar att få ett arbete i offentlig sektor. Inskolningsplatserna ersattes den första juli 1992 av *ungdomspraktik*, vilken omfattade ungdomar under 25 år. Syftet var att ge ungdomarna yrkespraktik och arbetslivserfarenhet. Liksom i fallet med ALU fanns bestämda direktiv

⁶ Utbildningsvikariatet innebär både subventionerad anställning och utbildning.

⁷ En egenhet med ALU som påtalas i en uppföljning som Hallström [1995] utfört för EFAs räkning, är att placering i ALU inte belastade den enskilda arbetsförmedlingens budget. Därför finns det anledning att misstänka att incitamenten att följa direktiven om att åtgärden var något som skulle tas till i sista hand inte var överdrivet starka.

(ungdomspraktik fick inte ersätta normal rekrytering och var att betrakta som en sistahandsåtgärd) som syftade till att förhindra undanträngning. Ersättning lämnades i form av utbildningsbidrag under normalt sex månader samt efter hand också till praktikanordnaren.⁸

Invandrarpraktik och *akademikerpraktik* följde i stort sett samma mönster som ungdomspraktiken, men hade, som namnen antyder, andra målgrupper.

Under 1995 avslutades ungdomspraktiken, akademikerpraktiken och invandrarpraktiken och efterträdaren, *API*, hade en likartad konstruktion, men omfattade inte enbart ungdomar, invandrare och akademiker.

(ii) Utbildningsinriktade åtgärder

Syftet med *AMU* är dels att hjälpa dem med en kort eller föräldrad utbildning att stärka sin position på arbetsmarknaden, dels att underlätta för arbetsgivare att rekrytera arbetskraft med önskade kvalifikationer. *AMU* kan beviljas den som är eller löper risk att bli arbetslös (och söker arbete via arbetsförmedling). Ersättningen i form av utbildningsbidrag är i stora drag densamma som den deltagaren skulle få i arbetslöshetsersättning. Värt att notera är dels den kraftiga tillväxt som ägde rum i arbetsmarknadsutbildningens omfång under 1990-talets första år (se nedan), dels att *AMU* sedan andra halvan av 1980-talet (i likhet med beredskapsarbete) kvalificerar deltagaren för en ny period med arbetslöshetsersättning. Det senare kan ha haft negativa konsekvenser i form av "inläsningseffekter", som knappast bidragit till att målsättningarna med åtgärden uppfyllts.

Utbildningsvikariat infördes i juli 1991. Åtgärden skall dels underlätta för arbetsgivaren att höja kompetensen hos sina anställda, dels hjälpa förmedlingarna att få fram vikariat för arbetslösa. Åtgärden innebär att arbetsgivare får reducerad arbetsgivaravgift om de efter anvisning av arbetsförmedling anställer en ersättare på heltid för någon som genomgår

⁸ Att notera i samband med ungdomspraktiken är också att den till och med kunde innebära att en arbetsgivare kunde få betalt för att ta sig an berörda ungdomar. Det vore förvånansvärt om inte detta skulle skapa starka tendenser till undanträngning av reguljära anställningar av ungdomar under 25 års ålder. Detta kunde speciellt inträffa eftersom den arbetsbelastning det kraftigt försämrade arbetsmarknadsläget innebar för arbetsförmedlingarna bör ha haft en menlig inverkan på deras möjligheter att följa upp att programmet i praktiken inte blev just gratis arbetskraft utan större inslag av skolning. Ungdomspraktiken analyseras i Hallström [1994] och Schröder [1995].

utbildning på arbetstid med bibehållna anställningsförmåner.⁹ Avdraget från arbetsgivaravgiften uppgår till 500 kr per arbetsdag som ersättaren varit anställd. Vidare får arbetsgivaren göra avdrag med högst 75 kr per utbildningstimme eller högst 40 000 kr för varje anställd som genomgår vissa godkända utbildningar.

3.2 Arbetsmarknadsläge och arbetsmarknadspolitik

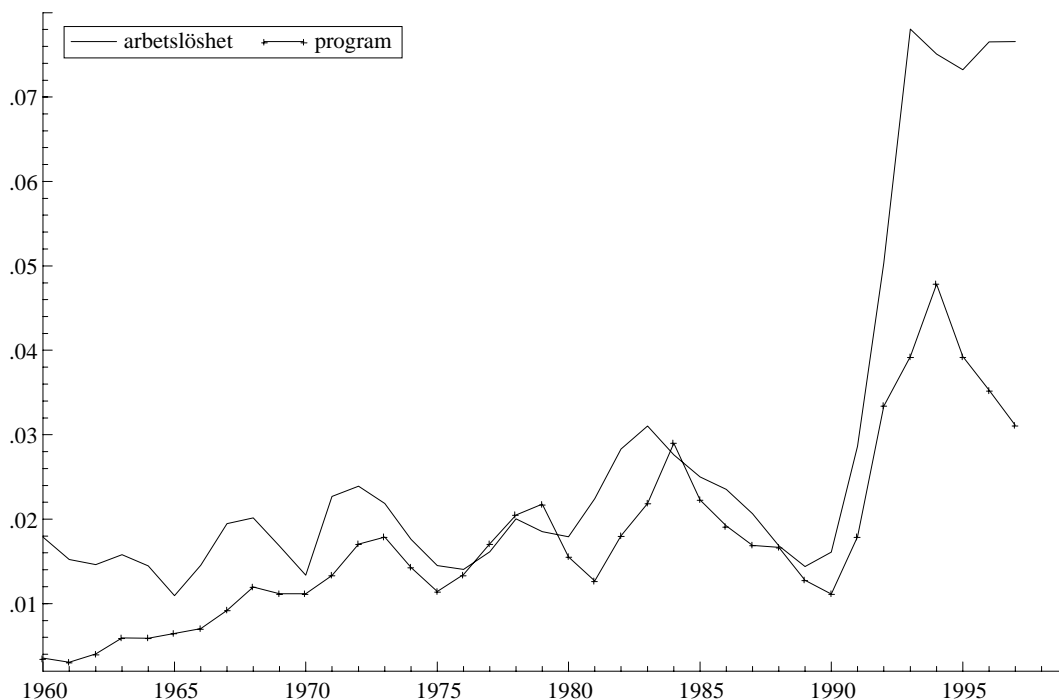
Det exceptionella i det svenska arbetsmarknadsläget under 1990-talet framgår tydligt av *Figur 1*, som illustrerar den öppna arbetslöshetens och de arbetsmarknadspolitiska åtgärdernas utveckling mellan 1960 och 1997. Från att år 1990 ha legat på en nivå under 2 procent ökade arbetslösheten så att den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

Förutom det faktum att nivån på de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna blev unikt hög, kan vi notera att avvägningen mellan de två tidigare viktigaste åtgärderna, AMU och beredskapsarbete, blev en annan än under tidigare konjunkturedgångar. Det traditionella mönstret var tidigare att beredskapsarbete var den mest konjunkturanpassade av åtgärderna, medan det konjunkturrella mönstret i AMU inte alls varit lika framträdande.¹⁰ Förutom denna skillnad mot tidigare perioder kan vi också notera att, som påpekades i föregående avsnitt, de två nya åtgärdsformerna utbildningsvikariat (under 1991) och ALU (under 1993) togs i bruk samt att ungdomspraktik ersatte inskolningsplatser i juli 1992.

⁹ Åtgärden har alltså, som noterades ovan, inslag både av subventionerad sysselsättning och utbildning.

¹⁰ Se t.ex. Ohlsson [1992].

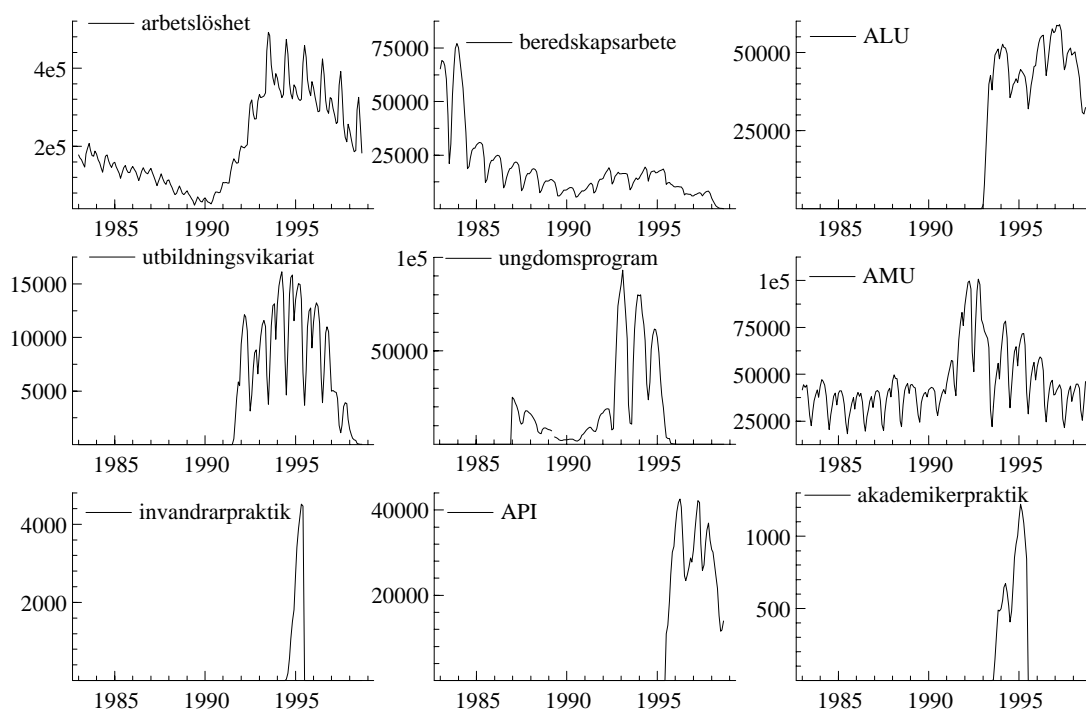
Figur 1: Arbetslöshet och arbetsmarknadspolitiska program 1960 - 1997



Dramatiken i utvecklingen framgår klart av *Figur 2*, som illustrerar utvecklingen av antalet personer i de olika åtgärderna månad för månad mellan 1983 och 1998. 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. *För det tredje* är tillväxten i antalet personer i ungdomsätgärder 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. *För det femte* fick API snabbt ett 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.

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



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.

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.

4. Modell, data och empirisk strategi

När vi vill uppskatta storleken av en eventuell undanträngning består ett huvudproblem i att avgöra vad som skulle ha hänt med den reguljära sysselsättningen i frånvaro av programmen. Ett närbesläktat problem är dessutom att vi på goda grunder kan anta att programmets storlek 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.

Det senare problemet behandlar vi i ett separat avsnitt; här ska vi presentera den modell vi använder för att med statistiska metoder rekonstruera en sannolik sysselsättningsutveckling i frånvaro av åtgärderna.

4.1 Modell¹¹

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. Vi ämnar därför att inkludera de faktorer som styr besluten om såväl privat som om offentlig sysselsättning.¹²

Utifrån traditionell nationalekonomisk teori kan ett antal faktorer som bör påverka sysselsättningen (privat och offentlig) 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 "konjunktoreffekt") genom att inkludera tidsspecifika effekter i våra modeller.

¹¹ För en utförlig beskrivning av den modell som används hänvisas läsaren till Dahlberg & Forslund [1999].

¹² Privata företag fattar anställningsbeslut i syfte att ge ägarna en så hög vinst som möjligt, medan offentliga sysselsättningsbeslut, som i sista hand är resultat av politiska beslut, följer andra bevekelsegrunder. Det är därför rimligt att utgå ifrån att de två typerna av sysselsättning inte bestäms av exakt samma faktorer.

Utöver detta inkluderar vi en variabel som fångar effekterna på arbetskraftsefterfrågan i en kommun av dess sysselsättningsstruktur. 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 konjunkturläget.

Eftersom vi är intresserade av direkt undanträngning, kontrollerar vi även för den eventuella effekt lönen har utöver vad som fångas upp av de övriga variablerna.

De ovan nämnda faktorerna är huvudsakligen de som kan tänkas påverka den privata sysselsättningen (kanske framför allt med undantag av vår kommunala efterfrågevariabel). Det är också dessa faktorer 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. Närmare bestämt undersöker vi hur andelen sysselsatta av befolkningen i arbetsför ålder i en kommun beror på andelen i olika arbetsmarknadspolitiska program i kommunen.

4.2 Datakällor och variabeldefinitioner

Datakällor

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 finns tillgängliga på helårsbasis från och med 1985, och avser förhållandena i november det aktuella året. Information om deltagandet i olika arbetsmarknadspolitiska program och

arbetslöshet per kommun har erhållits från AMS¹³, och finns tillgänglig månadsvis. När det gäller uppgifter om beredskapsarbete och AMU går data längre bakåt i tiden än till 1985. För övriga åtgärder, med undantag av ungdomsprogram, starta-eget-bidrag och rekryteringsstöd, har vi uppgifter som går tillbaka till den tidpunkt när programmen startades. När det gäller rekryteringsstöd och starta-eget-bidrag finns ingen information om perioden före 1995, varför dessa program inte analyserats.¹⁴ För ungdomsprogrammen går data tillbaka till år 1987. Detta definierar startåret för vår analys. Slutåret är 1996, beroende på att sysselsättningsdata från ÅRSYS produceras med en betydande eftersläpning.

Ett antal nya kommuner har tillkommit genom kommunindelningar under den studerade perioden. Vi har därför inte använt information om dessa kommuner eller deras "moderkommuner". Dessutom saknas uppgifter om beredskapsarbete för någon delperiod i några kommuner. Inte heller dessa kommuner förekommer i vår analys.¹⁵ Detta innebär att vi i vår analys använder en balanserad panel bestående av 260 kommuner under tioårsperioden 1987 - 1996. Vi ser inga skäl till att tro att bortfallet skulle vara systematiskt i relation till eventuella undanträngningseffekter, och därför inte heller några skäl till att förvänta sig selektionsbias.¹⁶

Variabler

Vårt grundläggande mått på sysselsättningen är den *reguljära sysselsättningen*, dvs 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 i kommunen (*bef1865*). Detsamma gör vi med antalet deltagare i de olika arbetsmarknadspolitiska programmen. Ett alternativ hade varit att istället normalisera med arbetskraften (vilket Forslund, 1996, gjorde). Nackdelen med detta är att i den mån arbetsmarknadspolitiken ökar

¹³ En del av uppgifterna om programdeltagandet före år 1990 har hämtats från UMDAC, dit AMS "exporterat" äldre uppgifter.

¹⁴ Det hade naturligtvis varit önskvärt att kunna undersöka dessa åtgärder. Deras kvantitativa betydelse har dock inte varit så stor.

¹⁵ En lista på de kommuner vi inte använder finns i Dahlberg & Forslund [1999].

¹⁶ En sådan bias (snedvridning av resultaten) skulle uppstå om vi systematiskt skulle ha uteslutit kommuner med särskilt stora eller särskilt små undanträngningseffekter från vår analys.

arbetskraftsdeltagandet, så påverkas skattningarna av undanträngning uppåt.¹⁷ Samma problem finns med befolkningen i arbetsför ålder om programmen påverkar migration mellan kommunerna. Vi normaliserar därför med befolkningen i arbetsför ålder året innan.

Av diskussionen om direkt och indirekt undanträngning framgick det att huvudskillnaden mellan de två var huruvida effekten går via högre löner eller via någon annan kanal. Vi har därför ett behov av att kontrollera för eventuella effekter via lönerna genom att använda *lönen* som förklarande variabel i våra skattningar. Tyvärr finns inget mått på timlön att tillgå. Istället använder vi uppgifterna om årliga arbetsinkomster från ÅRSYS¹⁸. Hur bra eller dåligt detta mått är beror kritiskt på om det finns systematiska skillnader mellan olika kommuner i hur arbetstiden utvecklats över tiden.

Uppgifterna om deltagande i olika program är, som noterades ovan, tillgängliga månadsvis. Det mått vi använder är ett tolv månadersgenomsnitt över den period som precis föregår den tidpunkt (november) då sysselsättningen mäts; exempelvis blir deltagandet i ALU 1995 det genomsnittliga antalet personer i ALU från och med november 1994 till och med oktober 1995. Vi gör så här som en (bland många, se nedan) åtgärd för att komma tillrätta med det fundamentala problemet att deltagandet i åtgärder ökar som ett resultat av att arbetsmarknadsläget försämras, vilket ofta innebär att åtgärderna ökar samtidigt som sysselsättningen minskar. En naiv analys skulle felaktigt kunna tolka detta som en indikation på undanträngning.

Vi delar in de olika arbetsmarknadspolitiska programmen i tre kategorier: *BEREDSKAPSARBETE*, arbetsmarknadsutbildning (*AMU*) och *ÖVRIGA PROGRAM*. 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.

¹⁷ 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.

¹⁸ Den genomsnittliga årsinkomsten per sysselsatt i en kommun beror på genomsnittlig timlön och genomsnittlig arbetstid per sysselsatt.

Även om man skulle vilja studera vart och ett av programmen för sig, så finns det goda skäl att inte göra så. *För det första* är antalet program stort, speciellt under 1990-talet, och många program har använts under en kort tid. *För det andra* använder vi oss i den ekonometriska analysen av instrumentvariabelmetoder.¹⁹ Vi ser inga naturliga instrument för att förklara hur fördelningen mellan alla olika program på kommunnivå bestämts. Det är möjligt att redan tre kategorier av program innebär att vi har gått för långt i detta avseende.

Slutligen har vi, som nämndes i *avsnittet 4.1* om vår modell, använt en variabel, *EFTERFRÅGAN*, som fångar upp de variationer i arbetskraftsefterfrågan i en kommun som sammanhänger med dess branschstruktur. Den är konstruerad på följande sätt: för år *t-1* bildar vi sysselsättningsandelarna för omkring 40 branscher i varje kommun. Med dessa andelar väger vi sedan sysselsättningstillväxten mellan år *t-1* och år *t* i hela riket i var och en av dessa branscher. Detta ger oss ett mått på hur stor sysselsättningen i var och en av kommunerna skulle ha varit om varje kommun haft den för riket genomsnittliga sysselsättningsutvecklingen i varje bransch.

Vi summerar definitionerna av de i grundmodellen använda variablerna i *Tabell 2*.

Tabell 2: Variabeldefinitioner

Variabel	Definition
<i>SYSSELSÄTTNING</i>	<i>(sysselsatta-beredskapsarbete-utbildningsvikariat)/bef1865</i>
<i>INKOMST</i>	<i>genomsnittlig arbetsinkomst bland sysselsatta (istället för löner)</i>
<i>BEREDSKAPSARBETE</i>	<i>genomsnittligt antal personer i beredskapsarbete/bef1865</i>
<i>AMU</i>	<i>genomsnittligt antal personer i arbetsmarknadsutbildning/bef1865</i>
<i>ÖVRIGA PROGRAM</i>	<i>(API+invandrarpraktik+akademikerpraktik+ALU+utbildningsvikariat+ungdomsätgärder)/bef1865</i>
<i>EFTERFRÅGAN</i>	<i>"kommunal efterfrågan"/bef1865</i>

4.3 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

¹⁹ När vi använder instrumentvariabelmetoder i det här sammanhanget söker vi efter variabler som förklarar omfattningen av de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna och som inte drivs av samma faktorer som sysselsättningen under innevarande period. Vi vill alltså hitta en variation i programmen som är oberoende av sysselsättningsvariationerna i kommunerna.

anpassningen till en önskad sysselsättningsnivå tar tid; det är förknippat med kostnader att anpassa sysselsättningen såväl uppåt som nedåt.²⁰ 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.²¹ 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 omfattningen av de olika arbetsmarknadspolitiska programmen beror på arbetsmarknadsläget och därmed sannolikt på sysselsättningsutvecklingen. Detta är ytterligare ett skäl att använda instrumentvariabelmetoder. Vi har också, som diskuterades ovan i avsnittet om våra variabler, valt att datera programdeltagandet något före den tidpunkt där sysselsättningen mäts. Vidare kontrollerar vi för alla ”konjunktoreffekter” 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 (se *avsnitt 5.4*) 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. Resultat²²

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].²³

²⁰ Ett uppenbart skäl till detta är lagen om anställningsskydd, LAS.

²¹ Nickell [1981] visar att minsta-kvadratskattningar av dynamiska paneldatamodeller ger upphov till icke väntevärderiktiga resultat.

²² För en mer detaljerad beskrivning av den empiriska analysen hänvisar vi till Dahlberg & Forslund [1999].

²³ Som instrument använder vi förutom tidsförskjutna värden av de förklarande variablerna även arbetslöshetsgraden i tidigare perioder, skatteutjämningsbidrag, och politiska majoritet i kommunfullmäktige. Vi tror att dessa instrument har bra förklaringsvärde då (i) deltagande i program idag antagligen är en funktion av arbetslösheten i tidigare perioder, (ii) nivån på de skatteutjämningsbidrag som en kommun erhåller är en

Resultatet av skattningen av vår grundmodell presenteras i *Tabell 3*.²⁴ 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 första steget (se *Tabell A1* i Appendix).²⁵

Låt oss sedan övergå till de övriga variablerna. 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.

funktion av kommunens skattebas i innevarande och tidigare perioder, vilket innebär att skatteutjämningsbidraget kommer att vara en funktion av arbetsmarknadsläget i kommunen (och därmed kan den bidra till att förklara programdeltagandet), och (iii) politisk majoritet, som är en indikatorvariabel som antar värdet 1 om Vänsterpartiet och Socialdemokraterna utgör en majoritet i kommunfullmäktige och värdet 0 i övriga fall, förväntas förklara en del av programdeltagandet då partier med olika ideologiska preferenser antas använda de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna i olika utsträckning.

²⁴ De fullständiga resultaten återfinns i *Tabell A1* i Appendix. Vi har genomfört en rad specifikationstester av modellen. Dessa indikerar att det är resultaten som presenteras under rubriken "GMM2" i *Tabell A1* som är de mest tillförlitliga, och det är dessa som vi återger i *Tabell 1*. De specifikationstester som är gängse för denna estimator (Sargan och AR(1)-AR(2) testerna) ser bra ut för GMM2-skattningarna. Att Sargan-testet förkastar modellspecifikationen i GMM1 men inte i GMM2 indikerar att feltermerna är heteroskedastiska, och innebär inte en felspecifikation som skulle kunna ge upphov till koefficientskattningar som inte är förväntningsriktiga. För explicita formler för GMM-estimatorn och test-statistikorna, se t ex Arellano & Bond [1991].

²⁵ Anledningen är att den skattningsmetod som används undervärderar de skattade standardfelen i andra skattningssteget (vilket är det som redovisas i *Tabell 1*). Detta i sin tur leder till att punktskattningarna verkar vara mer precist skattade än 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.

Tabell 3: Skattningsresultat för grundmodellen (dynamisk sysselsättningsekvation)

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

Notera att:

- i) En asterisk (*) indikerar att resultatet är statistiskt säkerställt på 5-procentsnivån.
- ii) En konstant och tidsdummyvariabler är inkluderade i regressionerna, men resultaten för dessa presenteras, av utrymmesskäl, ej i tabellen.
- iii) För resultaten från båda stegens skattningar, teststatistikor och för övriga noter, se *Tabell A1*.

Skattningarna av de långsiktiga undanträngningseffekterna ges i *Tabell 4*.²⁶ Där framgår att alla tre programmen har en förväntat (och signifikant) större undanträngning på lång sikt än på kort sikt. Detta är ett resultat som går stick i stäv med resultaten i Forslund [1996]. Han finner det något svärförklarliga resultatet att undanträngningen är mindre på lång sikt än på kort sikt. En förklaring kan dock vara att han hade för få tidsperioder (fem år) för att ordentligt kunna identifiera sysselsättningens dynamiska anpassning till en långsiktig jämvikt.

Tabell 4: Skattade långsiktseffekter

Variabel	Koefficient	Standardfel
<i>BEREDSKAPSARBETE</i>	-0.756	0.047
<i>AMU</i>	-0.188	0.025
<i>ÖVRIGA PROGRAM</i>	-0.774	0.018

5.2 Statisk modell

Då de flesta tidigare skattningarna av de arbetsmarknadspolitiska åtgärdernas effekter i Sverige dels har gjorts på statiska modeller (dvs utan att använda den tidsförskjutna beroende variabeln som förklarande variabel), dels har genomförts med olika skattningsmetoder, kan det vara av intresse att skatta en statisk modell med några olika skattningsmetoder för att studera hur känsliga resultaten är för modellspecifikation och skattningsmetod. Om resultaten inte förändras nämnvärt kan det vara en indikation på att

²⁶ Långsiktseffekterna skattades genom att anta att ekonomin befinner sig i en stationär jämvikt, vilket innebär att variabelernas värden ej förändras över tiden. För vår modell innebär det att de långsiktiga undanträngningseffekterna erhålles genom att dividera skattningarna för de arbetsmarknadspolitiska programmen i *Tabell 3* med 1 minus punktskattningen för den tidsförskjutna beroende variabeln.

skattningarna i de tidigare studierna inte ger en helt felaktig bild av olika åtgärders undanträngningseffekter. Vi skattar därför om vår grundmodell utan att använda den tidsförskjutna beroende variabeln som förklarande variabel. I denna övning använder vi oss av följande tre skattningsmetoder: (i) minsta-kvadrat metoden på poolade data (OLS). Med denna metod kontrolleras inte för eventuell icke observerad heterogenitet bland kommunerna. Dessutom antar man att alla förklarande variabler är exogena; (ii) fixed effect-skattningar (FE). Detta innebär att man använder minsta-kvadrat metoden på en transformerad modell (avvikelser från individuella tidsmedelvärden). Med denna metod kontrolleras för icke observerad heterogenitet bland kommunerna, men inte för eventuella endogenitetsproblem; samt (iii) instrumentvariabel skattningar (GMM) där man kontrollerar för både icke observerad heterogenitet bland kommunerna och för eventuella endogenitetsproblem.²⁷

Resultaten presenteras i *Tabell 5*.²⁸ Som framgår av denna tabell är resultaten relativt känsliga för vilken skattningsmetod som används då vi har en statisk modell (vilket inte var helt oväntat, givet de testresultat som återges i fotnot 27). 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 och exogena regressorer då man ska skatta de direkta undanträngningseffekterna av arbetsmarknadspolitiska åtgärder. De resultat som erhållits i tidigare studier under dessa antaganden bör därför tas med en nypa salt. Typiskt verkar de ha överskattat programmets undanträngningseffekter.

²⁷ Med utgångspunkt från den statistiska modellen har vi genomfört ett flertal statistiska tester. Bl a har vi testat för om kommunerna har gemensamt intercept (dvs om data kan poolas), för random effects, och för exogena förklarande variabler. Alla dessa tre hypoteser förkastades. När vi dessutom förde in en tidsförskjutna beroende variabel som regressor och inte kunde förkasta en dynamisk modellspecifikation stärktes vi i vår tro att vi har en relativt väl-specifierad grundmodell.

²⁸ För de fullständiga resultaten, se Dahlberg & Forslund [1999].

Tabell 5: Skattade undanträngningseffekter för den statiska modellen

Variabel	OLS	FE	GMM
	Koefficient (Standardfel)	Koefficient (Standardfel)	Koefficient (Standardfel)
<i>BEREDSKAPSARBETE</i>	-1.157* (.136)	-.696* (.179)	-0.966* (0.045)
<i>AMU</i>	-.480* (.064)	-.450* (.077)	-0.174* (0.021)
<i>ÖVRIGA PROGRAM</i>	-.642* (.063)	-.935* (.073)	-0.757* (0.013)

Notera att:

- (i) En konstant och tidsdummyvariabler är inkluderade i alla regressionerna.
- (ii) En asterisk (*) indikerar att resultatet är statistiskt säkerställt på 5-procentsnivån.
- (iii) För GMM presenteras andrastegsskattningarna. För GMM, se även noterna till *Tabell A1* i Appendix.

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 variablerna i de tidigare studierna har normaliserats med arbetskraften (de föreslår istället att variablerna ska normaliseras med befolkningen).²⁹ Medan det första 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 1990-1994.³⁰ (Här normaliserar vi variablerna på samma sätt som i grundmodellen, dvs med befolkningen i föregående period). Dessa resultat presenteras i de första två kolumnerna i *Tabell 6*.³¹ Det första som kan noteras är att det är mycket svårt att få en väl-specifierad modell för denna kortare tidsperiod.³² 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

²⁹ De avråder dessutom från att logaritmera variablerna (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.

³⁰ Med GMM-skattningar blir den faktiska skattningsperioden 1992-1994.

³¹ I *Tabell 4* presenteras andrastegsskattningarna (GMM2). För de fullständiga resultaten, se Dahlberg & Forslund [1999].

³² 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.

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.

Tabell 6: Jämförelser med tidigare studier (andragstegsskattningarna)

Variabel	Tidsperiod: 1990-1994		Normaliserat med arbetskraften	
	Koefficient	Standardfel	Koefficient	Standardfel
<i>SYSSELSÄTTNING (t - 1)</i>	0.085	0.066	0.043	0.009
<i>INKOMST (t - 1)</i>	0.002	0.002	0.003	3.48e-04
<i>BEREDSKAPSARBETE</i>	0.753	0.552	0.146	0.023
<i>AMU</i>	0.080	0.149	-0.809	0.017
<i>ÖVRIGA PROGRAM</i>	-0.026	0.187	-1.248	0.024
<i>EFTERFRÅGAN</i>	0.232*	0.069	0.192	0.003
Sargan	74.034		240.99	
(P-värde)	(0.015)		(0.208)	
AR(1)	-4.360		-7.476	
(P-värde)	(0.000)		(0.000)	
AR(2)	-0.134		-1.887	
(P-värde)	(0.893)		(0.059)	

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 6. 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 parameterskattningar 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. De tidigare studier som normaliserat med arbetskraften diskuterade aldrig detta utan tolkade resultaten enbart i termer av undanträngningseffekter. Följaktligen bör man alltså, om man är intresserad av de "rena"

undanträngningseffekterna av de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna, normalisera med befolkningen.

Resultaten i *Tabell 6* 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.³³

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 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 3* är har vi genomfört en rad känslighetsanalyser. I huvudsak har vi gjort två olika typer av känslighetsanalys. 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”.³⁴ Idealt skulle vi vilja se punktskattningar som är såväl ekonomiskt som statistiskt insignifikanta. Från resultaten i

³³ 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.

³⁴ Detta sätt att stärka eller försvaga ens idé om kausal ordning diskuteras i Angrist & Krueger [1999].

Tabell 7 kan vi se att detta också är något som vi erhåller.³⁵ 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.

Tabell 7: Skattning av grundmodellen då sysselsättningen i maskinindustri används som beroende variabel (andragstegsskattningarna)

Variabel	Koefficient	Standardfel
<i>SYSSELSÄTTNING (t - 1)</i>	0.537*	0.002
<i>INKOMST (t - 1)</i>	0.001*	4.133e-05
<i>BEREDSKAPSARBETE</i>	0.098*	0.010
<i>AMU</i>	0.175*	0.005
<i>ÖVRIGA PROGRAM</i>	-0.009*	0.004
<i>EFTERFRÅGAN</i>	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 A1* i Appendix.

I den andra typen av känslighetsanalys testar vi för hur känslig vår grundmodell är för förändringar i modellspecifikationen. Vi har skattat följande sju modellspecifikationer (där var och en av dem utgör en förändring jämfört med grundmodellen): I: Normaliserar variablerna med befolkningen i innevarande period; II: Kontrollerar för den demografiska strukturen i kommunen (andelen unga och andelen gamla); III: Kontrollerar för den politiska situationen i kommunen; IV: Kontrollerar för hur mycket skatteutjämningsbidrag kommunen får; V: Kontrollerar för variablerna i II-IV samtidigt; VI: Kontrollerar för medelinkomsten i kommunen i innevarande period; VII: Kontrollerar för tidsförskjutna förklarande variabler i tillägg till den tidsförskjutna beroende variabeln. Resultaten för de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna återfinns i *Tabell 8*. Som helhet verkar resultaten i grundmodellen vara robusta mot olika alternativa modellspecifikationer. *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

³⁵ För de fullständiga resultaten, se Dahlberg & Forslund [1999].

säkerställd effekt. *AMU*, slutligen, verkar inte ha någon statistiskt säkerställd undanträngningseffekt.

Givet den känslighetsanalys som genomförts och som presenteras i *Tabell 7* och *Tabell 8* finner vi de skattningar av undanträngningseffekter vi gör i grundmodellen och som presenteras i *Tabell 3* tillförlitliga.

Tabell 8: Skattade undanträngningseffekter under olika modellspecifikationer (jämförelser skall göras med resultaten i *Tabell 3*)

Variabel	I	II	III	IV	V	VI	VII
<i>BEREDSKAPS-ARBETE</i>	-0.349	-0.730*	-0.635*	-0.639*	-0.736*	-0.602	-0.523
<i>AMU</i>	-0.362*	-0.121	-0.159	-0.161	-0.114	-0.105	-0.184
<i>ÖVRIGA PROGRAM</i>	-0.759*	-0.502*	-0.657*	-0.659*	-0.493*	-0.661*	-0.822*

Notera att:

- i) I ingen av de sju modellerna kunde vi förkasta modellspecifikationen.
- ii) De skattningar som redovisas är från andra steget i GMM skattningen.
- iii) En asterisk (*) indikerar att parameterskattningen är statistiskt säkerställt i båda skattningsstegen (på 10-procentsnivån).

6. Sammanfattning och slutsatser

I denna studie har vi undersökt de direkta undanträngningseffekterna av arbetsmarknadspolitiska åtgärder. Detta har vi gjort genom att använda en panel av 260 svenska kommuner över en tioårsperiod (1987-1996).

Jämfört med de tidigare studierna 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 (dvs sysselsättningen verkar uppvisa en trög anpassning till sitt jämviktsläge). Om man inte kontrollerar för dynamik (dvs om man skattar en statisk modell) visar sig resultaten vara mycket känsliga för vilken skattningsmetod som används (generellt verkar man överskatta programmens 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 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 programmens potentiella intäkter.³⁶

³⁶ 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.

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 programmens 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 arbetsmarknaden 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 programmens för- och nackdelar.

Referenser

- Adams, C., R. Cook och A. Maurice, 1983, A Pooled Time-Series Analysis of the Job-Creation Impact of Public Service Employment Grants to Large Cities, *Journal of Human Resources* 18, 283-294.
- Angrist, J. D. och A. B. Krueger, 1998, Empirical Strategies in Labor Economics, Working Paper 401, Princeton University, Industrial Relations Section, under utgivning i *Handbook of Labor Economics*, O. Ashenfelter och D. Card (red).
- Arellano, M. och S. Bond, 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., M. Dahlberg och E. Johansson, 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.
- Borus, M. E. och D. Hamermesh, 1978, Estimating Fiscal Substitution by Public Service Employment Programs, *Journal of Human Resources* 13, 561-565.
- 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. och A. Forslund, 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. och A. Forslund, 1991, Real-Wage Determination and Labour Market Policies: The Swedish Experience, *Economic Journal* 101, 1130-1148.
- Calmfors, L. och H. Lang, 1995, Macroeconomic Effects of Active Labour Market Programmes in a Union Wage-Setting Model, *Economic Journal* 105, 601 - 619.
- Calmfors, L., och P. Skedinger, 1995, Does Active Labour Market Policy Increase Employment? Theoretical Considerations and Some Empirical Evidence from Sweden, *Oxford Review of Economic Policy* 11, 91-108.
- Casey, B. och G. Bruche, 1985, Active Labor Market Policy: An International Overview, *Industrial Relations* 24, 37-61.
- Dahlberg, M. och A. Forslund, 1999, Direct displacement effects of labour market programmes: the case of Sweden, Working Paper 1999:7, IFAU, Uppsala.
- Doornik, J. A., 1998, *Ox. An Object-Oriented Matrix Programming Language*, Timberlake Consultants Ltd, West Wickham, 2 upplagan.

- Doornik, J. A., M. Arellano och S. Bond, 1999, Panel Data Estimation Using DPD for Ox, stencil, tillgänglig på <http://hicks.nuff.ox.ac.uk/Users/Doornik/index.html>.
- Edin, P.-A., A. Forslund och B. Holmlund, 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. och A.-S. Kolm, 1999, Active Labour Market Policies and Real Wage Determination - Swedish Evidence, stencil, IFAU.
- Forslund, A. och A. Krueger, 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. och B.-C. Ysander, 1981, Relief Work and Grant Displacement in Sweden, i *Studies in Labor Market Behavior*, G. Eliasson, B. Holmlund och F. Stafford (red), IUI, Stockholm.
- Hallström, N.-E., 1994, Ungdomspraktikens implementering. En utvärdering av ungdomspraktikens genomförande i åtta kommuner i tre län, EFA-rapport nr 28, Arbetsmarknadsdepartementet.
- Hallström, N.-E., 1995, Genomförandet av ALU, arbetslivsutveckling. En studie i sex kommuner i tre län. EFA-rapport nr 36, Arbetsmarknadsdepartementet.
- Heckman, J. J., R. J. LaLonde och J. A. Smith, 1998, The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs, under utgivning i *Handbook of Labor Economics*, Vol. III, O. Ashenfelter och D. Card (red).
- Heckman, J. J. och J. A. Smith, 1998, Evaluating the Welfare State, Working Paper 6542, NBER.
- Johnson, G.E. och J. Tomola, 1977, The Fiscal Substitution Effect of Alternative Approaches to Public Service Employment, *Journal of Human Resources* 12, 3-26.
- Kopits, G., 1978, Wage Subsidies and Employment: An Analysis of the French Experience, *International Monetary Fund Staff Papers* 25, 494 -527.
- Löfgren, K.-G. Och M. Wikström, 1997, Undanträngningseffekter av arbetsmarknadspolitik. Kommentarer till Forslund-Sjöstrand kontroversen, *Arbetsmarknad & Arbetsliv* 3, 211 - 223.

- Nathan, R., R. Cook och V.L. Rawlins, 1981, *Public Service Employment: A Field Evaluation*, Washington DC: Brookings Institution.
- 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, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Schmid, G., 1979, The Impact of Selective Employment Policy: The Case of a Wage-Cost Subsidy Scheme in Germany 1974-75, *Journal of Industrial Economics* 27, 339-358.
- Schröder, L., 1995, Ungdomars etablering på arbetsmarknaden - Från femtiotal till nittiotal, EFA-rapport 38, Arbetsmarknadsdepartementet, Stockholm.
- 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.

Appendix

Tabell A1. Skattningsresultat för grundmodellen (dynamisk sysselsättningssekvation).

Variabel	GMM1			GMM2		
	Koefficient	Standardfel	t-kvot	Koefficient	Standardfel	t-kvot
SYSSELSÄTTNING ($t-1$)	0.151	0.059	2.581	0.151	0.009	17.437
INKOMST ($t-1$)	0.007	0.001	4.919	0.007	2.350e-4	31.461
BEREDSKAPSARBETE	-0.661	0.382	-1.728	-0.639	0.043	-15.023
AMU	-0.188	0.143	-1.312	-0.160	0.022	-7.317
ÖVRIGA PROGRAM	-0.647	0.159	-4.072	-0.658	0.018	-37.610
EFTERFRÅGAN	0.243	0.049	4.982	0.245	0.007	35.097
Test	Sargan(1)	AR(1)	AR(2)	Sargan(2)	AR(1)	AR(2)
p-värde	624.46	-6.914	1.512	228.79	-7.842	1.532
	0.000	0.000	0.131	0.399	0.000	0.126

Notera att:

- i) GMM-skattningarna har gjorts i DPD för Ox 2.00. För en beskrivning av programmen, se Doornik [1998] och Doornik, Arellano, & Bond [1999].
- ii) AR(1) och AR(2) testerna visar teststatistikor för första och andra ordningens seriell korrelation i residualerna. Dessa statistikor antas vara asymptotiskt standard normalfördelade under noll hypotesen att ingen seriell korrelation föreligger.
- iii) En konstant och tidsdummyvariabler är inkluderade i alla regressioner.
- iv) Sargan(1) (Sargan(2)) ger p-värdet för Sargan-testet för överidentifierande restriktioner (instrumentvaliditet) i GMM1 (GMM2) estimeringen. Under nollhypotesen om valida instrument, är Sarganstatistikan asymptotiskt χ^2 -fördelad med (p-k) frihetsgrader, där p är antalet momentvillkor och k är antalet skattade koefficienter.
- v) Som instrument använder vi *politisk majoritet* och *skatteutjämningsbidrag* i förstaddifferenser; *SYSSELSÄTTNING* i nivåer laggade 3-6 år; *INKOMST*, *ARBETSLÖSHET*, *BEREDSKAPSARBETE*, *AMU*, *ÖVRIGA PROGRAM* och *EFTERFRÅGAN* i nivåer laggade 1-6 år; *konstanten* och *tidsdummyvariabler*.
- (vi) För övriga noter, se Dahlberg & Forslund [1999].