

Repliker och kommentarer

I den här avdelningen välkomnas kommentarer till tidigare bidrag och korta inlägg med ekonomisk-politisk anknytning

KARL MARTIN SJÖSTRAND

Hastverk om arbetsmarknadspolitiska åtgärder

Arbetsmarknadspolitiken är för närvarande utsatt för intensiv granskning av forskare, medier och politiker. Synpunkterna är ofta kritiska. Kanske bör man se det som en tillnyktring efter 1970- och 1980-talets kompakta samförstånd kring den svenska modellen. Men man skulle ändå önska att debatten fördes med mer omsorgsfullt underbyggda argument.

Denna reflektion har föranletts av bl a två artiklar i *Swedish Economic Policy Review* (volym 2, nummer 1, våren 1995, i fortsättningen *SEPR*). De har fått mig att undra över hur mycket forskare reflekterar över sina egna resultat och deras rimlighet.

I den ena artikeln, "Employment Policies and Displacement in the Youth Labour Market", förklarar Per Skedinger [1995], utan att visa den minsta tveksamhet kring rimligheten i sina resultat, att den *omedelbara* undanträngningseffekten av sysselsättningskapande åtgärder för ungdomar uppgår till 100 procent.

KARL MARTIN SJÖSTRAND är biträdande utredningschef på utredningsenheten vid Arbetsmarknadsstyrelsen, Solna.

I den andra artikeln, "Swedish Labor Market Programs: Efficiency and Timing", jämför Susanne Ackum Agell [1995] en grupp huvudsakligen långtidsarbetslösa personer som placerats i arbetsmarknadspolitiska åtgärder med en grupp nyblivna arbetslösa, och konstaterar att personer som varit i beredskapsarbete eller ALU bara har hälften så stor sannolikhet att få arbete som de nyblivna arbetslösa. Inte heller Ackum Agell verkar ha reflekterat över det rimliga i resultaten.

Framför allt Ackum Agells resultat har fått stort genomslag i debatten. Politiker och ledarkommentarer har gjort ett stort nummer av dessa och på vissa håll har man dömt ut de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna, åtminstone i deras nuvarande form. Under några månaders tid löpte arbetsmarknadspolitiken gatlopp i den allmänna debatten – tills det stod klart att Ackum Agells resultat helt enkelt var fel.

Det är lätt att gå vilse i stora och komplicerade datamaterial. Men med så förvånansväckande resultat som Ackum Agell uppnådde borde en första åtgärd vara att se över modell och data, och övertyga sig om att dessa inte spelat en ett spratt. Det gäller också Skedingers beräkningar där varken modell eller data håller inför en närmare granskning.

Ackum Agells studie

Ackum Agells [1995] studie kan nu tyckas vara historia. Jag vill ändå kommentera den. Dels kan det vara av intresse att klarlägga vari felaktigheterna bestod – jag har själv mött rätt många frågor om detta – och dels vill jag kommentera hennes val av jämförelsegrupp och hennes sätt att behandla – eller snarare inte behandla – de komplikationer som följer.

Vad var det som gick fel i beräkningarna?

Ackum Agell jämför i sin artikel sannolikheten att få arbete för en grupp personer som har gått igenom en arbetsmarknadspolitisk åtgärd, med en grupp arbetslösa som när jämförelseperioden börjar just har anmält sig på arbetsförmedlingen. Hon använder en överlevnadsmodell (Cox proportional hazard-modell) där sannolikheten att under en given tidsenhet få arbete relateras till olika bakgrundsvariabler, däribland de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna.

I Ackum Agells undersökning kan de personer som erhållit arbete efter att ha avslutat en arbetsmarknadspolitisk åtgärd delas upp i två grupper. I den ena gruppen ingår de som erhöll arbete direkt efter att de slutat åtgärden. I den andra gruppen ingår personer som blev arbetslösa igen efter åtgärdens slut och sedan efter längre eller kortare tid erhållit arbete.

Av någon anledning är det endast personerna i den senare gruppen som ingår i jämförelsen med gruppen nyinskrivna arbetslösa. Alla de fall då en åtgärd lett direkt till målet, ett arbete, har således utelämnats från jämförelsen. Det innebär t ex att en arbetsmarknadsutbildning med anställningsgaranti inte ingår i jämförelsen. Detsamma gäller t ex en person som i ett utbildningsvikariat meriterat sig för fortsatt anställning. Osv.

Det är närmare hälften av alla arbetsplaceringar i åtgärdsgruppen som på detta sätt inte krediteras åtgärdsinsatsen.

Huruvida man väljer att inkludera samtliga personer som går igenom en åtgärd i jämförelsen eller endast de som återigen blir arbetslösa är naturligtvis avgörande för resultatet. Gör man om Ackum Agells beräkningar för hela materialet, dvs utför beräkningarna på det sätt som varit hennes avsikt, vänds hennes negativa resultat till sin motsats. Man erhåller starkt positiva resultat för åtgärdsinsatsen, dvs att ha deltagit i en arbetsmarknadspolitisk åtgärd ökar sannolikheten att få arbete jämfört med alternativet att inte ha deltagit i någon åtgärd.

Ackum Agells resultat är således inte korrekta, om man avser att fånga in sannolikheten att få arbete efter arbetsmarknadspolitisk åtgärd. Men frågan är om man överhuvudtaget bör behandla det här materialet med den modell som Ackum Agell valt. Skall man använda en överlevnadsmodell där övergången från åtgärd till arbete finns med bör tidsvariabeln rimligen omfatta också tiden i åtgärd.

Selektionsproblemet

Bortsett från att de redovisade resultaten bygger på felaktiga beräkningar, är hennes studie upplagd på ett sätt som borde rest en varningsflagga åtminstone för vetenskapligt skolade personer. Några reservationer inför resultaten hördes dock inte från någon representant för vetenskapssamhället. Ändå är det uppenbart för alla som intresserat sig för problematiken kring utvärdering av arbetsmarknadspolitiska åtgärder att hon jämför grupper med helt olika förutsättningar att få arbete, och att det inte är möjligt att utifrån hennes uppläggning överhuvudtaget säga något om de arbetsmarknadspolitiska åtgärdernas effekter.

Ackum Agell har valt att jämföra de arbetslösa som placerats i arbetsmarknadspolitiska åtgärder med en grupp arbetssökande som anmälde sig som arbetslösa vid förmedlingen vid samma tidpunkt som den förstnämnda gruppen påbörjade sin

åtgärd. Hon jämför således ett *inflöde* i arbetslöshet med ett urval bland *kvarstående* arbetslösa. Utifrån vad vi idag vet om sambandet mellan arbetslöshetstid och sannolikhet att få arbete har detta rimligen konsekvenser för jämförbarheten.¹

Arbetsmarknadspolitiska åtgärder är i allmänhet inte något som man sätter in för en arbetslös förrän efter en viss tid. De personer som placeras i arbetsmarknadspolitiska åtgärder har därför i genomsnitt längre arbetslöshetstider bakom sig än hela gruppen arbetslösa som vid en viss tidpunkt är anmäld på arbetsförmedlingen.

Det gäller också den grupp som Ackum Agell har valt ut. Närmare 60 procent i hennes åtgärdsgrupp var långtidsarbetslösa, dvs hade en arbetslöshetstid på över sex månader, när de placerades i åtgärd, och närmare 25 procent hade varit arbetslösa mer än ett år.²

Personerna i Ackum Agells åtgärdsgrupp har således mycket uttalat manifesterat sin låga sannolikhet att få arbete. Ändå väljer hon att jämföra denna grupp med nya, fräscha arbetssökande, trots att vi vet att sannolikheten att få arbete är avsevärt högre för nyblivna arbetslösa än för långtidsarbetslösa. Det spelar i sammanhanget ingen roll om detta förhållande beror på selektion eller på att arbetslöshetstiden i sig påverkar sannolikheten att få arbete.³

För att illustrera skillnaderna mellan Ackum Agells bägge grupper har jag använt uppgifter om övergångar till arbete efter arbetslöshetstid för januari och februari 1995. I *Figur 1* återges hur den andel som övergår till arbete skulle utvecklas under en sexmånadersperiod i de bägge grupperna om man applicerar övergångssannolikheterna från januari och februari på respektive grupp. Detta är således den utveckling vi skulle kunna förutse för de bägge grupperna, om placering i åtgärd inte kommit till stånd.

Andelen som skulle erhålla arbete under en sexmånadersperiod av fortsatt arbetslöshet är i detta tankeexperiment klart

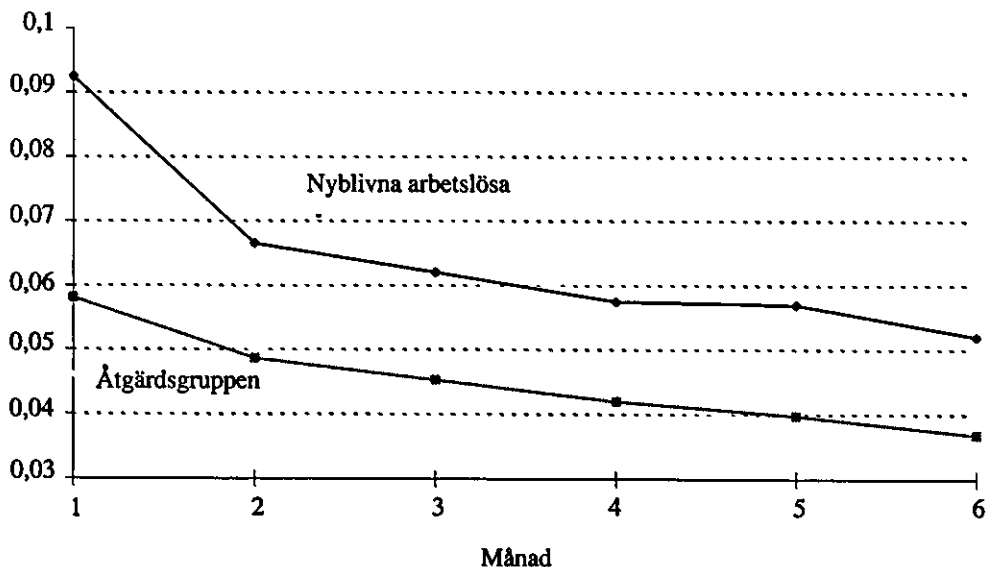
lägre för de som i realiteten placerades i arbetsmarknadspolitisk åtgärd. Det är detta gap mellan de två grupperna, i sannolikhe-

¹ Håkan Regnér (Regnér [1993]) använde samma uppläggning, dvs att jämföra ett urval bland kvarstående arbetslösa som placerades i åtgärd med ett inflöde av nya arbetslösa. Han gjorde emellertid, i kontrast till Ackum Agell, ett ambitiöst försök att säkerställa jämförbarhet mellan åtgärds- och kontrollgrupp genom att välja ut kontrollgruppens medlemmar som "tvillingar" till dem som placerades i åtgärder. Personerna i de bägge grupperna matchades med avseende på ålder, län, urvalstidpunkt och tidigare sökandestatus. Regnér matchade dock inte på arbetslöshetstid. Därmed kan man hysa starka tvivel på jämförbarheten mellan åtgärdsgrupp och kontrollgrupp, trots de ansträngningar som gjordes att säkerställa en sådan. Förutom det ovan nämnda matchningsförfarandet användes också de aktuella individernas tidigare inkomster för att kontrollera för individernas inkomsttjänande förmåga.

² Bland arbetslösa i allmänhet var 25 procent långtidsarbetslösa och mindre än 5 procent hade varit arbetslösa över ett år vid de aktuella urvalstidpunkterna. Även vid en jämförelse med andra kvarstående arbetslösa hade således Ackum Agells åtgärdsgrupp mycket långa arbetslöshetstider.

³ Det verkar finnas en kvalitativ skillnad i möjligheterna att få arbete mellan nyblivna arbetslösa och personer som varit arbetslösa en tid, som delvis kan förklara varför avgångarna till arbete sjunker så brant under de första månaderna av arbetslöshet. I en rapport från AMS utredningsenhet (AMS [1995]) redovisas resultat som pekar på att en stor andel av de arbetslösa får arbete hos en tidigare arbetsgivare. I undersökningen uppgick denna grupp till 45 procent av samtliga som erhållit arbete. De som återanställs hos en tidigare arbetsgivare får i allmänhet detta efter en jämförelsevis kort period av arbetslöshet. Bland de nyblivna arbetslösa finns således en grupp sökande som har en dörr öppnad ut mot arbetsmarknaden. Bland de arbetslösa med ett halvt eller ett års arbetslöshet bakom sig är detta mindre vanligt. Det är också troligt att en eventuell möjlighet till återanställning har konsekvenser för om man placeras i arbetsmarknadspolitisk åtgärd eller inte.

Figur 1 Beräknad andel som får arbete under en månad. Utveckling under en sexmånadersperiod



ten att få arbete, som åtgärdsinsatsen måste kompensera för, innan vi kan räkna med att kunna konstatera positiva effekter av åtgärderna i den jämförelse som Ackum Agell genomfört. Om åtgärdsinsatsen eliminerar låt säga halva gapet mellan de två grupperna, skulle hennes jämförelse fortfarande ge ett negativt resultat för de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna. I hennes artikel finns emellertid ingen ansats till att ta hänsyn till detta förhållande. Hon tvär sina händer inför problemet med jämförbarheten och hänvisar till att hon åtminstone tagit hänsyn till de bakgrundsvariabler som stått till buds i arbetsförmedlingens register, ålder, kön, utbildning etc. Och ändå konstaterar hon själv att dessa variabler har ett anmärkningsvärt lågt prediktionsvärde.⁴

Att hon så lättvindigt glider över denna problematik är förvånande i ljuset av den diskussion som förts det senaste decenniet just kring problemet med jämförbarhet mellan åtgärdsgrupper och jämförelsegrupper (det är också förvånande att ingen annan forskare reagerat på denna metodologiska nonchalans).

Jag kan inte förstå hur resultaten från en sådan studie överhuvudtaget kan tas till intäkt för några slutsatser kring arbetsmarknadspolitiken. Ändå framför Ackum Agell ett antal förslag till tolkningar av resultaten, utan någon ansats att kritiskt värdera dem mot varandra. Då skall man hålla i minnet att Ackum Agells rapport var avsedd som underlag för den arbetsmarknadspolitiska kommittén. Det bör i ett sådant sammanhang ställas större krav på att forskaren klargör vad hans eller hennes resultat står för, än i en rapport primärt avsedd att vara ett inlägg i den diskussion som fortlöpande förs inom forskarsamhället.

Om resultaten skall ligga till grund för beslut om den framtida arbetsmarknadspolitiken är det inte tillräckligt att säga att resultaten *kanske* kan bero på att det är de som har svårast att få arbete som får

⁴ "Finally, it should be pointed out that the regressor set does not explain much of the variation in the dependent variable" (Ackum Agell [1995, s 85]).

del av de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna eller *kanske* på att arbetsgivaren drar sig för att anställa den som gått igenom en arbetsmarknadspolitisk åtgärd eller *kanske* på att långtidsarbetslösa tappar intresset för att söka arbete...

Att inte ge någon vägledning, inte någon kritisk värdering av rimligheten i de olika tolkningsalternativen, är att lämna uppdragsgivaren i sticket.

Om Ackum Agell hade gjort en kritisk värdering av de olika tolkningsalternativen hade hon funnit att man – oavsett om resultaten var korrekt framräknade eller inte – starkt kunde misstänka problem med jämförbarheten, och att därför andra tolkningar inte kunde vara annat än spekulationer. Men en sådan kritisk genomgång av de egna resultaten gjorde hon inte. Därmed lämnade hon fältet fritt för diverse kannstöpare att plundra kakan på de russin de fann smakligast.

”Skedingereffekten”

Låt mig fortsätta med Per Skedingers [1995] studie. Skedinger har uppskattat undanträngningseffekten av sysselsättningsskapande åtgärder för ungdomar till (mer än) 100 procent. Även för den som är övertygad om att åtgärderna har en viss undanträngningseffekt verkar detta resultat vara osannolikt, inte minst med tanke på att undanträngningseffekten omgående skulle slå igenom fullt ut.

Jag har invändningar både mot Skedingers modell, mot hans behandling av data och mot hans tolkning av resultaten.

Att använda en VAR-modell för att uppskatta undanträngning

Problemet med att beräkna undanträngningseffekter av arbetsmarknadspolitiska åtgärder är frågan om hönan och ägget: Ökar åtgärderna därför att den reguljära sysselsättningen minskar eller minskar sysselsättningen därför att antalet personer i åtgärder ökar? Vi vet att åtgärdsvo-

lymen påverkas av sysselsättningsutvecklingen, inte direkt kanske men via arbetslösheten. Men finns det också en effekt åt motsatt håll, så att åtgärdsvolymen påverkar sysselsättningen? Sysselsättning och åtgärder samvarierar (eller snarare motvarierar) över konjunkturcykeln, men det ger oss ingen vägledning. För att kunna säga något om åtgärdernas effekter på sysselsättningen måste vi först rensa bort inflytandet från sysselsättningen på åtgärdsvolymen. Lyckas vi med det kan vi dra slutsatsen att den samvariation som återstår avspeglar åtgärdernas effekt på sysselsättningen.

För att lösa det här problemet har Skedinger använt en sk VAR-modell (Vector AutoRegression). I en sådan modell försöker man komma undan problemet med att två variabler ömsesidigt påverkar varandra genom att göra två regressioner där värdena för föregående perioder (de laggade värdena) för bägge variablerna ingår i bägge regressionerna. I Skedingers modell bestäms sysselsättningen bland ungdomar ett visst kvartal av sysselsättningen och åtgärderna under de fyra föregående kvartalen. De sysselsättningsskapande åtgärderna för ungdomar bestäms på samma sätt i den andra regressionen, dvs som en funktion av sysselsättning och åtgärdsvolym under de fyra föregående kvartalen. Man beräknar på så sätt hur stor del av sysselsättningen respektive åtgärdsvolymen ett visst kvartal som beror på sysselsättningens och åtgärdernas gemensamma historia och ömsesidiga påverkan. Den variation som sedan återstår – residualerna – skall i bästa fall vara oberoende av vad som har hänt tidigare. De skall, med det gängse språkbruket, vara ”innovationer” eller ”vitt brus”. Det innebär att all samvariation – för respektive regressionsekvation – mellan residualen en viss period och residualerna tidigare perioder skall vara noll. Däremot finns det alltid i större eller mindre utsträckning en korrelation mellan residualerna från de bägge regressionerna under samma period. Detta kan vi då tolka

som att det enbart beror på vad som händer under det aktuella kvartalet – vi har ju redan tagit hänsyn till "allt" som hänt tidigare.

Vi har alltså ett par serier med residualer, dvs variationer som inte förklaras av variabelernas värden under tidigare perioder, och vi har en viss samvariation mellan dessa residualer. Hur skall vi nu tolka denna samvariation? Här har vi inget att hämta i VAR-modellen. Den säger oss inget om i vilken riktning ett eventuellt orsakssamband går. Vi måste utifrån teoretiska överväganden bestämma oss för hur vi vill tolka samvariationen. Skedinger får i sin modell en viss samvariation mellan sysselsättningsresidualen och åtgärdsresidualen. Han har valt att tolka detta samband så att det är åtgärderna som påverkar sysselsättningen. Han anför, i anslutning till Henry Ohlssons beräkningar kring beredskapsarbete (Ohlsson [1993]), att sysselsättningen inte hinner påverka åtgärdsvolymen under samma kvartal, medan däremot variationer i åtgärdsvolymen hinner få genomslag på sysselsättningen redan under det aktuella kvartalet. Det kan således enligt Skedinger inte förekomma ett dubbelriktat orsaksförhållande mellan sysselsättning och åtgärder under en tidsperiod av ett kvartal.

Detta antagande är centralt. Antar vi att sysselsättningsutvecklingen under ett kvartal hinner få genomslag i antalet personer i åtgärder kan vi inte längre tolka "Skedinger-effekten" som en undanträngning. Det finns enligt min bedömning inte anledning att skriva under på Skedingers antagande. Skedinger tycks ha uppfattningen att innovationer i åtgärdsvolymen endast kan skapas när politiska beslut om åtgärdsinsatser fattas utöver den ordinarie budgetprocessen, dvs som politiska reaktioner på arbetsmarknadsutvecklingen under löpande budgetår. Han bortser från de variationer i åtgärdsplaceringar som sker på de enskilda arbetsförmedlingarna som en reaktion på variationer i tillström-

ningen av sökande och i de sökandes möjligheter att få arbete.

Men eftersom jag nedan visar att man i en rimligare modell än den Skedinger använt inte erhåller någon samvariation mellan residualerna spelar denna skillnad i Skedingers och min tolkning mindre roll.

Skedingers VAR-modell

Men låt mig börja med den VAR-modell som presenteras i artikeln i *SEPR*. Det visar sig nämligen att den inte beter sig riktigt som man skulle önska för att vilja ta resultaten till sitt hjärta.

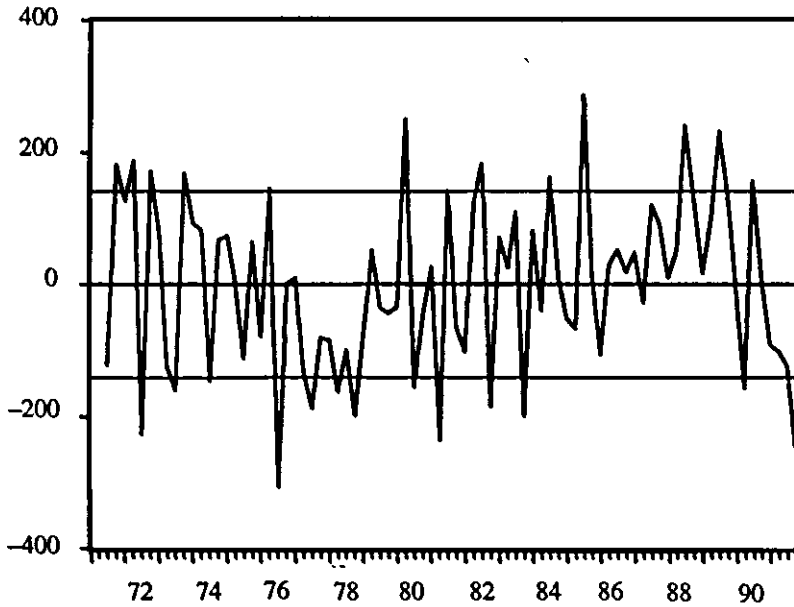
Den har två endogena variabler, sysselsättningsskapande åtgärder för ungdomar och reguljär sysselsättning bland ungdomar. Dessutom finns den relativa arbetslösheten (för hela arbetskraften, 16–64 år) med som exogen variabel, liksom säsongdummies. De endogena variabelerna uppträder med värden för de fyra närmast föregående kvartalen i var och en av ekvationerna.

Poängen med Skedingers VAR-modell är att producera residualer som är oberoende av trendmässig samvariation – temporalt okorrelerade – för att de skall kunna tolkas som genuina "innovationer". Det innebär att residualerna bör fördela sig kring noll-linjen utan något trendmässigt eller cykliskt mönster. En elementär diagnostisk procedur i detta sammanhang är att inspektera residualerna från de bägge regressionerna. Jag har plottat ut residualerna från Skedingers bägge ekvationer i *Figur 2*. Både residualerna för åtgärder och sysselsättning visar en påtaglig trendmässig eller snarare cyklisk utveckling mellan 1971 och 1980. Under 1970-talet motvarierar åtgärder och sysselsätta cykliskt medan de under början av 1980-talet och framåt snarast samvarierar.

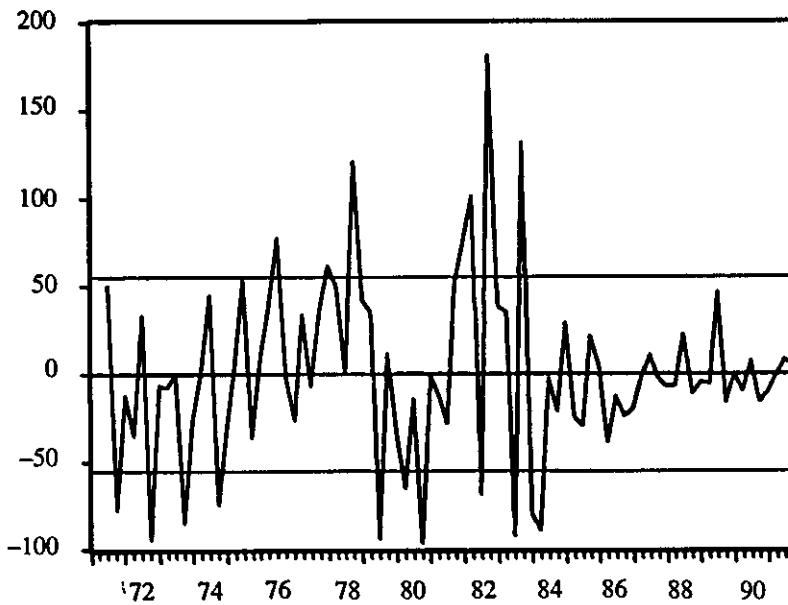
Det är därför inte förvånande att hela undanträngningseffekten i Skedingers modell hänförs till 70-talet. För hela perioden 1971–91 har Skedinger uppskattat

Figur 2 Residualer från VAR-beräkning. Skedingers ursprungliga modell. 100-tal

A. Residual, sysselsatta ungdomar



B. Residual, sysselsättningsåtgärder



undanträngningseffekten (under period noll) till omkring 110 procent. Använder vi hans modell och skattar 70-talet och 80-talet var för sig, erhåller vi en undanträngningseffekt (enligt Skedingers definition) på omkring 125 procent för 1970-talet och endast 6 procent för 80-talet.

Formella test ger samma budskap som okulärbesiktningen av residualerna.⁵

Skedinger fick del av dessa iakttagelser under sommaren och återkom därefter med nya beräkningar. Nu ingick för de bägge endogena variablerna värdena för åtta tidigare kvartal och residualerna betedde sig tillfredsställande.

Det är dock fortfarande den ursprungliga modellen, med de brister jag påtalat ovan, som redovisas i artikeln i *SEPR*. I kommentarerna nedan kommer jag emellertid att utgå från Skedingers senare modell. Skattningarna är mina egna efter den beskrivning som Skedinger givit av sina reviderade beräkningar. Jag har tagit mig friheten att korrigera ett par felaktiga observationsvärden.⁶

Skedingers reviderade modell

I Skedingers senare modell uppgår undanträngningseffekten (enligt Skedingers definition) till 104 procent. (Innan man korrigerat för felaktigheter i data hamnar den på 80 procent. Det säger något om hur skört materialet är, att en korrigering av två observationer av sammanlagt 78 kan förskjuta resultatet med mer än 20 procent.)

Osäkerheten i skattningarna är betydande⁷, något som inte redovisades i *SEPR*, men återges i *Figur 3A* och *3B* tillsammans med undanträngningseffekten (den sysselsättningsminskning som blir följderna av en ökning av de sysselsättningskapande åtgärderna för ungdomar med en procent av arbetskraften). Det 95-procentiga konfidensintervallet är av imponerande bredd. Undanträngningseffekten ligger enligt dessa beräkningar mellan 47 och 161 procent. Den slutsats som re-

dovisades i *SEPR* – "100 procents undanträngning" – blir onekligen mindre uppseendeväckande när man tar hänsyn till osäkerheten i skattningarna.

Men jag har invändningar också mot denna senare modell. Jag kommenterar nedan valet av variabler och behandlingen av data och redovisar därefter resultaten från en alternativ modell.

Valet av relativ arbetslöshet som exogen variabel för att eliminera inflytandet från arbetsmarknadsläget under det aktuella kvartalet, är rätt märkligt. Den relativa arbetslösheten kan inte betraktas som exogen. Arbetslösheten är inte beroende av sysselsättning och åtgärdsvolym bland ungdomar. Visserligen omfattar Skedingers arbetslöshetsmått *samtliga* arbetslösa, men ungdomarnas andel av samtliga arbetslösa är betydande och varierar under den aktuella perioden mellan 30 och 45 procent.

Däremot vill jag argumentera för att arbetslösheten bland *ungdomar* borde tagits med som *endogen* variabel. Resultaten i VAR-modeller kan vara mycket känsliga för om man utelämnar relevanta variabler (se t ex Lütkepohl [1991]⁸) och arbetslösheten bland ungdomar är enligt min bedömning en mycket relevant variabel i

⁵ Ljungs Q-statistik och Breusch-Godfreys LM-test visar kraftiga och signifikanta autokorrelationer över olika lag-intervall.

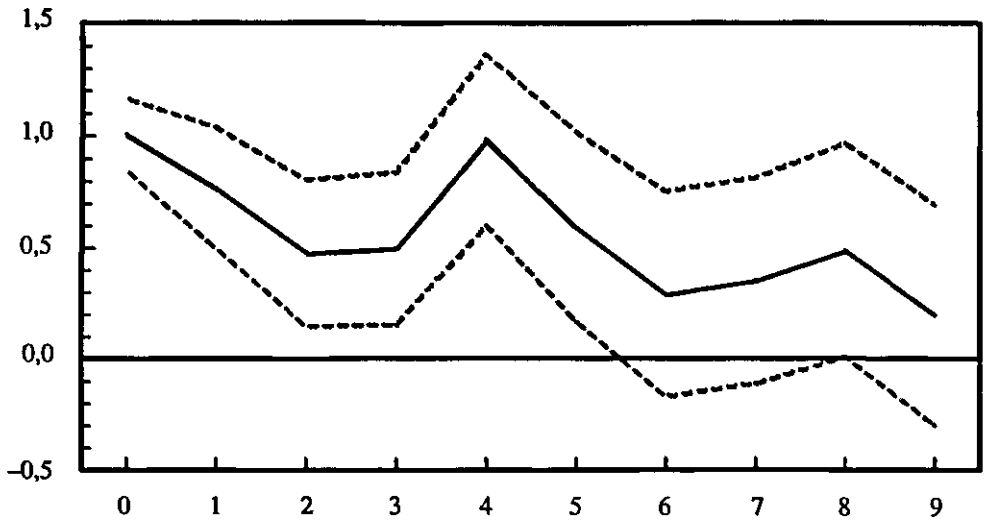
⁶ Ungdomslagen finns med i Per Skedingers dataserier först från halvårsskiftet 1984. I verkligheten inrättades de redan från den första januari detta år.

⁷ VAR-modellerna ger ofta en låg precision i skattningarna. Det beror på att man i allmänhet låter samtliga variabler ingå i samtliga ekvationer. De enskilda ekvationerna kommer då att omfatta variabler som egentligen är överflödiga, och vars koefficienter inte är statistiskt signifikanta.

⁸ Inflytandet från en tredje variabel tas upp av residualerna, och man kan felaktigt tolka detta som att påverkan går direkt mellan de två aktuella variablerna.

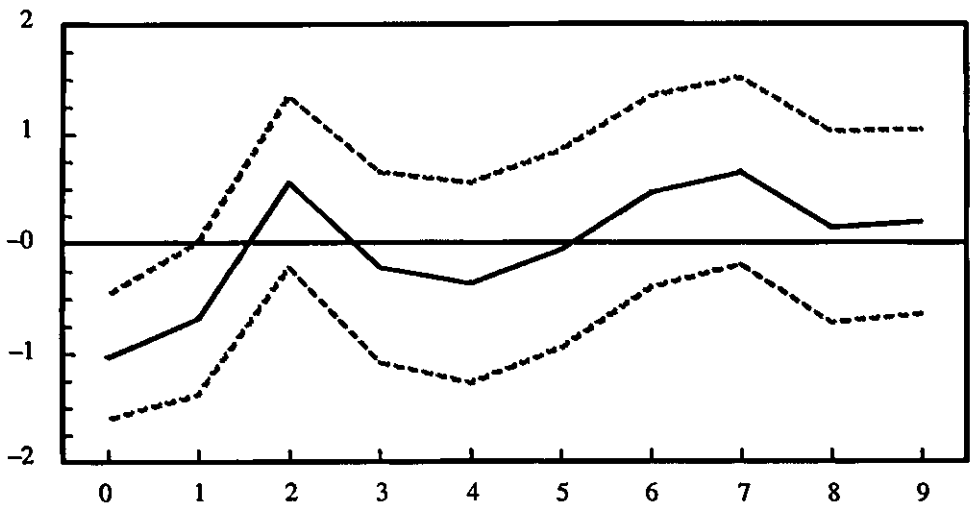
Figur 3A Utvecklingen av sysselsättningskapande åtgärder för ungdomar efter en ökning av åtgärderna under kvartal 0 motsvarande 1 procent av arbetskraften, enligt Skedingers beräkningar

Procent av arbetskraften



Figur 3B Effekten på reguljär sysselsättning bland ungdomar efter en ökning av sysselsättningskapande åtgärder motsvarande 1 procent av arbetskraften under kvartal 0, enligt Skedingers beräkningar

Procent av arbetskraften



den frågeställning vi här intresserar oss för.

De politiska beslut som fattas om arbetsmarknadspolitiska åtgärder för ungdomar torde framför allt styras av den öppna arbetslösheten bland ungdomarna. I den mån sysselsättningsutvecklingen bland ungdomar påverkar politikernas beslut om insatser av sysselsättningsskapande åtgärder torde det ske via den öppna arbetslösheten bland ungdomar. Utvecklingen av antalet sysselsatta ungdomar speglar inte endast arbetsmarknadens efterfrågan på ungdomar utan är beroende av flera andra variabler, såsom utvecklingen av ungdomsbefolkningens storlek, andelen yngre och äldre ungdomar, och av en trendmässig nedgång av arbetskraftsdeltagandet bland de yngre ungdomarna, faktorer som stör sambandet mellan sysselsättning och åtgärder. Följdriktigt visar det sig också att sysselsättningsvariabeln saknar signifikans i Skedingers åtgärdsekvation. Det innebär att åtgärdsvolymens koppling till utvecklingen på arbetsmarknaden saknas i Skedingers modell, eftersom också den relativa arbetslösheten är statistiskt insignifikant i åtgärdsekvationen.

Ungdomarnas arbetslöshet bör därför ingå i modellen som den variabel som kopplar de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna till arbetsmarknadsläget för ungdomar. I den modell som jag redovisar nedan har jag dessutom använt Konjunkturinstitutets sammanvägda mått på industrikonjunkturen (laggat två kvartal), för att fånga in i vilken mån omfattningen av de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna styrs av att beslutsfattarna föregriper en väntad konjunkturutveckling. Utvecklingen av industrikonjunkturen ligger ju i allmänhet något eller några kvartal före sysselsättningsutvecklingen.

Data

De använda dataserierna kräver mer omsorg än Skedinger har velat ägna dem.

I *Figur 4* återges utvecklingen av de sysselsättningsskapande åtgärderna. Det är uppenbart att säsongvariationerna ändrar karaktär under den aktuella perioden och är av en helt annan magnitud 1977–83 än före och efter. Det är inte möjligt att som Skedinger gjort fånga in säsongvariationerna med en enda uppsättning av säsongdummies, framför allt inte i en additiv modell, som används här.

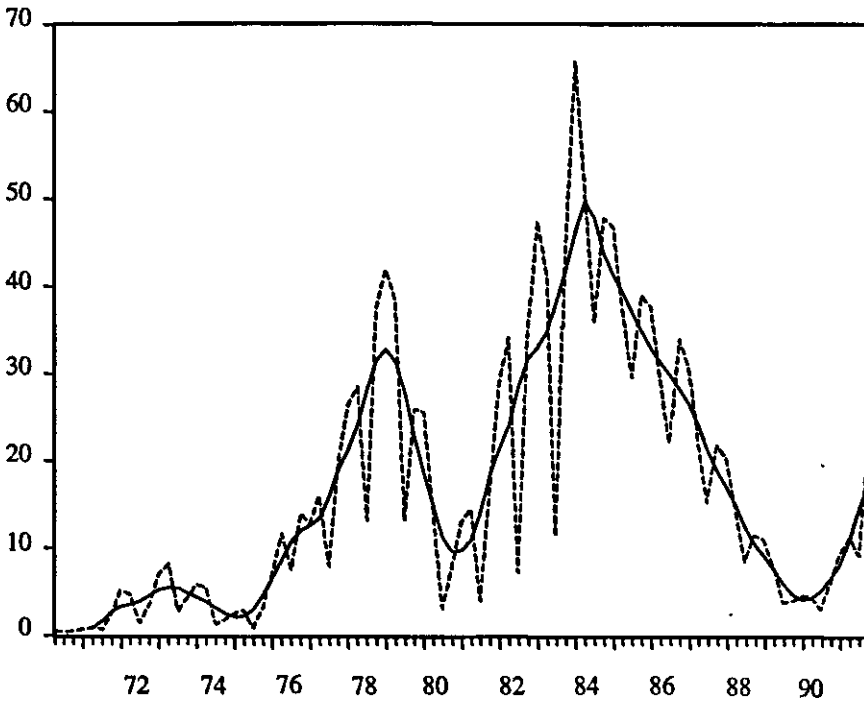
Jag sätter också ett frågetecken för Skedingers operation att halvera antalet personer i ungdomslag, för att ta hänsyn till att ungdomslagen inrättades som halvtidsplatser. Med tanke på att ungdomslagen nästan utslutande inrättades inom den kommunala sektorn, där deltidsarbete är legio är det knappast påkallat. Ett mer vägande skäl är dock att en sådan operation stör precisionen i åtgärdsekvationen. I åtgärdsekvationen skall vi bli fånga upp hur åtgärdsvolymen påverkas av utvecklingen på ungdomarnas arbetsmarknad. Och åtgärderna dimensioneras nog antalsmässigt mer utifrån behovet av sysselsättningsskapande åtgärder för ungdomar – dvs av antalet ungdomar som anses behöva en plats i ungdomslagen – än av överväganden kring hur många deltidsplatser som kan växlas ut mot en heltidsplats.

Vidare kommer man i en ekvation för ungdomarnas sysselsättning att få uppenbara måtfel om man inte tar hänsyn till att arbetskraftsundersökningarnas uppgifter för andra kvartalet respektive år starkt påverkats av hur AKUs mätvecka råkat infalla i förhållande till skolavslutningen.

En alternativ modell

Jag har använt en modell formulerad utifrån synpunkterna ovan för att uppskatta undanträngningseffekten så som Skedinger vill definiera den, dvs som sambandet mellan residualerna under aktuellt kvartal. Tre endogena variabler, sysselsättningsskapande åtgärder för ungdomar, reguljär sysselsättning för ungdomar

Figur 4 Sysselsättningsskapande åtgärder för ungdomar, faktiskt och fyra kvartals glidande genomsnitt kv 1 1970–kv 4 1991. 1 000-tal



och antalet arbetslösa ungdomar, ingår med fyra laggar var.⁹

Två uppsättningar säsongdummies ingår, en för hela perioden, och en för perioden 1977–83. Dessutom ingår en dummyvariabel för att fånga upp den exceptionella neddragningen av beredskapsarbete i juli 1979, 1982 och 1983. Slutligen ingår en dummyvariabel som för respektive år antar värdet 0, 1 eller 2 efter antalet mätveckor i juni som inföll efter skolavslutningen. Bägge dessa dummyvariabler ingår för aktuell period respektive kvartalet innan.¹⁰

I avsikt att fånga in förutsedda variationer i arbetskraftsefterfrågan har jag använt KIs sammanvägda mått på industrikonjunkturen, laggad två kvartal.

Undanträngningseffekten så som Skedinger definierar den, dvs förändringen av ungdomarnas sysselsättning då de sysselsättningsskapande åtgärderna föränd-

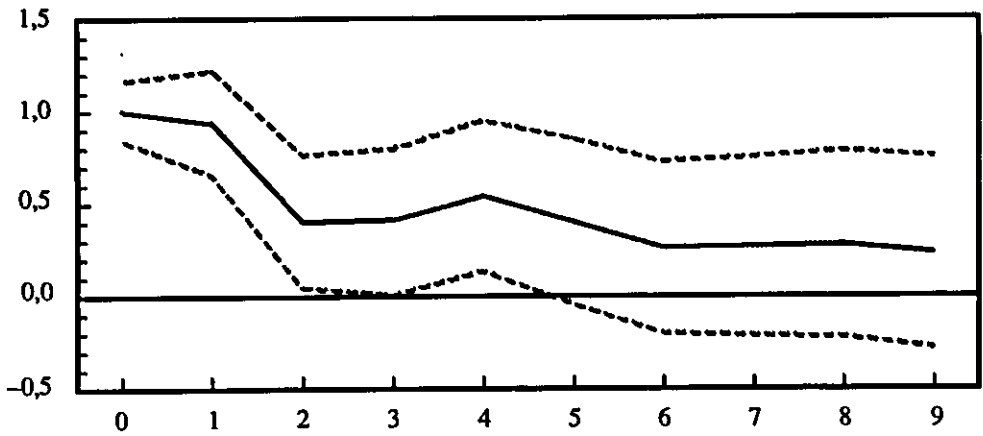
ras med i storleksordningen en procent av arbetskraften, blir nu inte signifikant skild från noll, och ligger med 95 procents säkerhet mellan 57 procent (dvs en ökning av ungdomarnas sysselsättning) och –69 procent (Figur 5A och 5B).

⁹ I motsats till Skedinger har jag inte räknat om ungdomslagen till heltid. Sysselsättning och arbetslöshet är korrigerade för omläggningen av AKU 1987.

¹⁰ De variabler som införts för att ta hänsyn till komplikationerna i dataserierna är starkt signifikanta. Införandet av dessa variabler och ungdomarnas arbetslöshet ger en avsevärt förbättrad precision i ekvationen för de sysselsättningsskapande åtgärderna. Förklaringsgraden (R^2) ökar från 89,5 procent i Skedingers (senare) modell till 96,5 procent i den alternativa modellen. Ungdomarnas arbetslöshet är starkt signifikant i både åtgärds- och sysselsättningsekvationen.

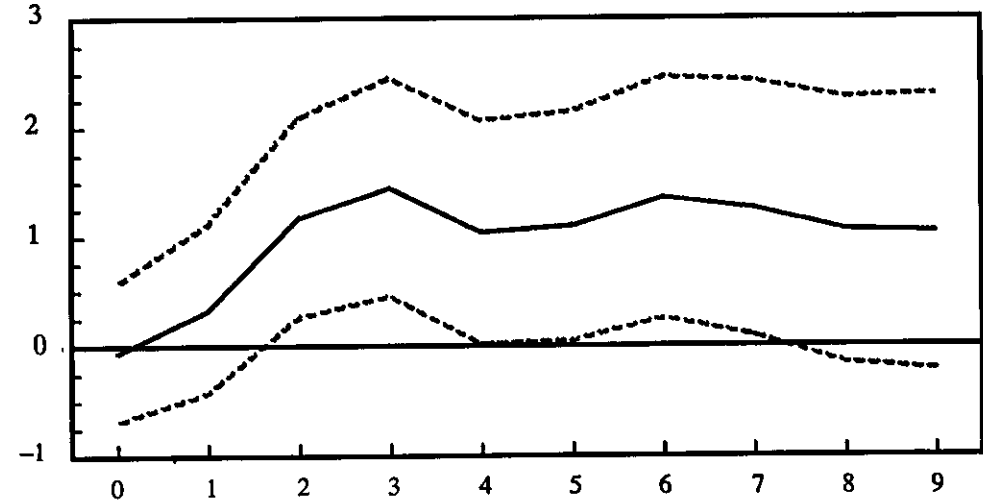
Figur 5A Utvecklingen av sysselsättningskapande åtgärder för ungdomar efter en ökning av åtgärderna under kvartal 0 motsvarande 1 procent av arbetskraften, enligt alternativ modell

Procent av arbetskraften



Figur 5B Effekten på reguljär sysselsättning bland ungdomar efter en ökning av sysselsättningskapande åtgärder motsvarande 1 procent av arbetskraften under kvartal 0, enligt alternativ modell

Procent av arbetskraften



Jag nämnde inledningsvis att Skedingers modell gav resultat som verkade ge en orimligt stor undanträngningseffekt. Verkar inte de här resultaten ge en osannolikt liten undanträngningseffekt? Hur skall vi förklara frånvaron av en sådan effekt?

Min uppfattning är att det inte är självklart att en sådan effekt kan fångas in i det här slaget av modeller. Forslund och Krueger som också använde en VAR-ansats kunde inte belägga att det förekom undanträngningseffekter av beredskaps-

arbete inom den kommunala tjänstesektorn (Forslund & Krueger [1995]).

Det finns inte anledning att vänta sig en omedelbar undanträngningseffekt av en ökning av åtgärdsvolymen. Det är rimligare att vänta sig en gradvis anpassning från arbetsgivarnas sida. Inte minst borde detta vara fallet inom den kommunala sektorn som ju under den aktuella perioden varit "avnämare" för den helt övervägande delen av de sysselsättningskapande åtgärderna för ungdomar. Att vänta sig att kommunala arbetsgivare omgående kan utnyttja sådana åtgärder för att ersätta ordinarie arbetskraft är nog att överskatta fotarbetet hos de kommunala organen. Hur de sysselsättningskapande åtgärderna skall kunna få genomslag på lönebildningen för ungdomar redan under aktuellt kvartal – och därmed påverka arbetsmarknaden för ungdomar i dess helhet, något som Skedinger hänvisade till på den presskonferens där den aktuella volymen av *SEPR* presenterades – är det nog bara Skedinger själv som förstår.

Referenser

- Ackum Agell, S, [1995], "Swedish Labor Market Programs: Efficiency and Timing", *Swedish Economic Policy Review*, vol 2, nr 1, s 65–98.
- AMS [1995], *Sökaktivitet, återanställning och chansen att få jobb*, Ura 1995:4.
- Forslund, A & Krueger, A B, [1995], "An Evaluation of the Swedish Active Labor Market Policy – New and Recieved Wisdom", SNS Occasional Papers No 65.
- Lütkepohl, H, [1991], *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Berlin.
- Ohlsson, H, [1993], "Sysselsättningskapande åtgärder som stabiliseringspolitiskt medel", i SOU 1993:43, *Politik mot arbetslöshet*, Arbetsmarknadsdepartementet, Stockholm.
- Skedinger, P, [1995], "Employment Policies and Displacement in the Youth Labour Market", *Swedish Economic Policy Review*, vol 2, nr 1, s 135–171.