

Undanträngningseffekter av arbetsmarknadspolitik

Kommentarer till Forslund-Sjöstrand kontroversen *

Med anledning av att Riksdagens revisorer ägnat en rapport (1996/97:2) åt undanträngningseffekter på arbetsmarknaden – dvs att ett ökat antal personer i arbetsmarknadspolitiska åtgärder minskar den reguljära sysselsättningen – har det uppstått en debatt kring omfattningen av olika arbetsmarknadspolitiska åtgärders undanträngningseffekter.

Riksdagens revisorer baserar delvis sina slutsatser på en utredning som docent Anders Forslund, Uppsala universitet, gjort på uppdrag av revisorerna (Forslund 1996). Av utredningen framgår att undanträngningseffekterna av undersökta arbetsmarknadspolitiska åtgärder (beredskapsarbeten, ALU, utbildningsvikariat, ungdomspraktik och arbetsmarknadsutbildning) på kort sikt är stora och statistiskt signifikanta. Ansatsen innehåller emellertid en dynamik, de förklarande variablerna har en tidseftersläpning, som gör det möjligt att skilja mellan kortsiktiga effekter och effekter på lång sikt. Det

visar sig att de långsiktiga effekterna är mindre än de kortsiktiga, och att åtgärder såsom utbildningsvikariat och arbetsmarknadsutbildning saknar signifikanta undanträngningseffekter på lång sikt. Av de övriga åtgärderna bevaras undanträngningseffekten hos beredskapsarbeten (en ytterligare person i beredskapsarbete minskar den reguljära sysselsättningen med litet mindre än en person), och ungdomspraktik har undanträngningseffekter av nästan samma storleksordning (se *tabell 1*).

Karl-Martin Sjöstrand vid Arbetsmarknadsstyrelsens utredningsenhet har skrivit en relativt omfattande kommentar till Forslunds studie (Sjöstrand 1997). Genom att både marginellt och mera essentiellt modifiera Forslunds modell får han delvis andra resultat. Den marginella modifieringen innebär att han normerar data, både beroende och oberoende variabler, med befolkningen i stället för, som Forslund gör, med arbetskraften. Han erhåller i detta fall un-

Karl-Gustaf Löfgren är professor i nationalekonomi vid Umeå universitet.

Magnus Wikström är forskarassistent i nationalekonomi vid Umeå universitet.

* Vi är skyldiga Thomas Aronsson, Roger Axelsson och Olle Westerlund många tack för kommentarer på en tidigare version av uppsatsen, samt Anders Forslund för att ha gett oss tillgång till det använda datamaterialet. Arbetsmarknadsdepartementet har finansierat arbetet med uppsatsen.

danträngningseffekter som skiljer sig från de effekter Forslund estimerat. De utbildningsinriktade åtgärderna (arbetsmarknadsutbildning och utbildningsvikariat) har inga signifikanta effekter på reguljär sysselsättning, och beredskapsarbeten saknar, åtminstone i varaktighetstillståndet, betydelse för den reguljära sysselsättningen.

Sjöstrands mera essentiella modifiering innebär att han kontrollerar för efterfrågeläget i kommunen med en extra variabel i form av antalet nyanmälda lediga platser vid den aktuella tidpunkten och ett år tidigare, samt att han logariterar både beroende och oberoende variabler. Detta medför en dramatisk förändring av resultaten. På kort sikt medför ytterligare personer i såväl beredskapsarbeten som ungdomspraktik och arbetsmarknadsutbildning att den reguljära sysselsättningen ökar (inträngning i stället för undanträngning). Effekten är särskilt stark för beredskapsarbeten. Ett hundra nya beredskapsjobb ökar den reguljära sysselsättningen med cirka 73 personer. På lång sikt blir inträngningseffekterna ännu större, och sammantagna ger resultaten ett föga "realistiskt" intryck.

Avsikten med föreliggande uppsats är att utifrån en kritisk granskning av de ovan nämnda uppsatserna göra en bedömning av rimligheten hos de erhållna resultaten och också diskutera politikimplikationer av kunskapsläget kring undanträngningseffekternas storlek. Nedan behandlar vi i tur och ordning, modellansats, data och resultat. Vi avslutar med våra slutsatser.

Modellansats

Forslund tar som sin utgångspunkt för analysen av den reguljära sysselsättningens bestämningfaktorer en version av Layard och Nickells arbetsmarknadsmodell (se Layard

& Nickell 1986, samt Layard, Nickell & Jackman 1991). I denna modell bestäms reallön och sysselsättning av två samband (se figur 1). Det ena är en lönesättningskurva som visar den reallön som lönesättarna önskar etablera, givet arbetsmarknadsläget och andra exogena faktorer som kan påverka sambandets utseende ($w(\cdot)$ i figuren). Det andra är en prissättningskurva som visar det påslag på lönekostnaderna företagen vill etablera, givet arbetsmarknadsläget och övriga relevanta exogena variabler ($n(\cdot)$ i figuren). Litet förenklat kan vi säga att dessa kurvor är en generaliserad version av läroböckernas klassiska utbuds- och efterfrågekurvor. Jämvikten bestäms av kurvornas skärningspunkt mellan reallön (w) och sysselsättning (n). Jämviktssysselsättningen kallas ibland för den naturliga sysselsättningen och den arbetslöshet som kvarstår i jämvikt kallas för den naturliga arbetslösheten.

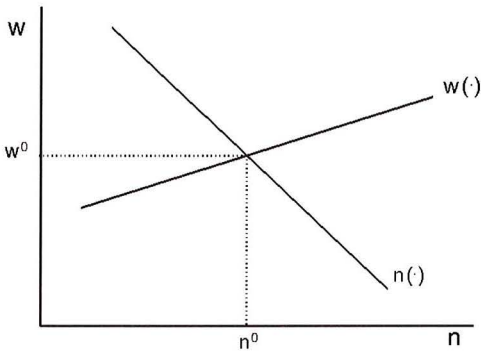
Mera formellt kan vi skriva den variant av modellen som Forslund använder sig av på följande sätt:

$$\begin{aligned} w &= f(n, P, X) \\ n &= g(w, P, Y) \end{aligned} \quad (1)$$

där den första ekvationen är lönesättnings-sambandet. Vidare är w reallönen, n andelen av arbetskraften i reguljär sysselsättning, P står för en vektor som anger antalet deltagare i olika arbetsmarknadspolitiska program som andel av arbetskraften, X en vektor av exogent givna variabler som påverkar lönesättarnas beteende (skatter, arbetslöshetsersättning m m) och Y är en vektor av exogent givna variabler som påverkar företagets prissättningsbeteende (arbetskraftens produktivitet, kapitalstock, skatter m m). För givna värden på X , Y och P kan man lösa ekvationerna ovan för reallön och sysselsättning. Vi kan skriva

$$\begin{aligned} w &= F(X, Y, P) \\ n &= G(X, Y, P) \end{aligned} \quad (2)$$

Figur 1. Jämvikt på arbetsmarknaden.



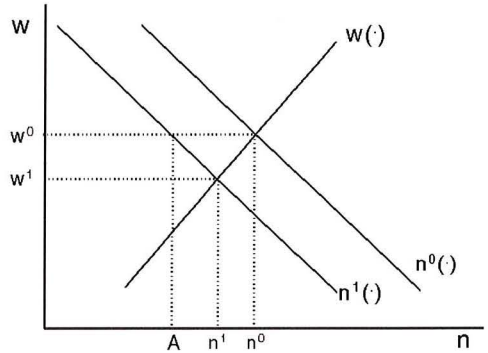
Dessa ekvationer utgör systemets reducerade form. I den mån vi med hjälp av statistiska metoder kan bestämma sysselsättningsekvationen ovan känner vi också de arbetsmarknadspolitiska åtgärdernas totala effekter på den reguljära sysselsättningen. Forslund säger sig identifiera prissättningsrelationen i ekvation (1), vilket innebär att han inte avser uppskatta den fullständiga (totala) undanträngningseffekten av respektive åtgärd. Detta framgår av *figur 2*. Den är ritad under den implicita förutsättningen att de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna inte påverkar lönesättningsrelationen. En ökning av de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna skiftar prissättningsrelationen från $n^0(\cdot)$ till $n^1(\cdot)$ i figuren, och den undanträngningseffekt som Forslund mäter är storleken på detta skift vid den rådande lönen (sträckan $n^0 - A$ i figuren). Den totala effekten, $n^0 - n^1$, blir mindre därför att jämviktsreallönen faller från w^0 till w^1 .

Det principiella utseendet på den ekvation som Forslund estimerat är som följer:

$$n_t = \lambda n_{t-1} + \theta d_t + \beta_1 P_t + \beta_2 P_{t-1} + \alpha w_{t-1} \quad (3)$$

där samtliga variabler (utom reallönen) är uttryckta som andelar av arbetskraften (summan av sysselsatta, öppet arbetslösa samt personer i åtgärder). Variabeln d_t är ett mått

Figur 2. Undanträngningseffekter av arbetsmarknadspolitik.



på efterfrågeläget i ekonomin. Variablerna P_t och P_{t-1} mäter arbetsmarknadspolitikens omfattning. "Samtida" arbetsmarknadspolitiska insatser, P_t , definieras under perioden som föregår den tidpunkt när sysselsättningen mäts. Detta gör Forslund för att undvika simultanitet mellan sysselsättning och arbetsmarknadspolitik.¹ Den kortsiktiga effekten av arbetsmarknadspolitik på den reguljära sysselsättningen mäts av koefficienten β_1 , medan den långsiktiga effekten på företagets arbetskraftsefterfrågan erhålls genom att sätta $n_t = n_{t-1} = n$ och $P_t = P_{t-1} = P$ osv, samt lösa ekvation (3) för n . Man får:

$$n = \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \lambda} P + \frac{\theta}{1 - \lambda} d + \frac{\alpha}{1 - \lambda} w \quad (4)$$

där koefficienten framför P anger den långsiktiga effekten på reguljär sysselsättning av en marginell ökning av andelen personer i arbetsmarknadspolitiska åtgärder.

Vi känner oss inte helt säkra på att det är prissättningskurvan som Forslund esti-

1. Mer exakt mäts sysselsättningen i november varje år (ÅRSYS) och P_t är det genomsnittliga antalet personer i arbetsmarknadspolitiska åtgärder under de tolv månader som föregår november.

merat. Vi föredrar att se det estimerade sambandet som en ”reducerad form”, vilken är betingad på sysselsättningen föregående år. När vi estimerar modellen visar det sig inte heller spela någon roll för sysselsättningen om lönen utesluts från ekvationen, varför sysselsättningsekvationen också kan ges tolkningen av en reducerad form. Med denna tolkning erhåller vi också en klar hypotes om hur arbetsmarknadspolitiken påverkar sysselsättningen på kort och lång sikt (se figur 2). Sysselsättningseffekten (undanträngningen eller inträngningen) bör vara minst lika stor (i absolut värde) på kort sikt som på lång sikt.² Den reservation som måste tillfogas är att om ekvation (4) är en prissättningskurva, och inte en reducerad form, ger såväl den kortsiktiga som långsiktiga effekten en ofullständig bild av de totala undanträngningseffekternas storlek av skäl som angivits i samband med diskussionen av figur 2.

Datamaterialet

Datamaterialet som Forslund och Sjöstrand använder sig av är en panel bestående av Sveriges kommuner åren 1990–1994. Statistik från SCBs ÅRSYS har kombinerats med data från AMS. De senare uppgifterna rör antalet personer i kommunerna som befunnit sig i arbetsmarknadspolitiska åtgärder samt nyanmälda och kvarvarande lediga platser under och vid månadsens slut. De förra uppgifterna omfattar sysselsättning (fördelad på SNI tvåsiffernivå), befolkning samt genomsnittsinkomster för de sysselsatta.³

Data har lagts upp på detta sätt av två skäl. För det första är det önskvärt att ha data från en period under vilken den ”nya” högre nivån på arbetslösheten hunnit etableras. För att kunna identifiera några effek-

ter i en så kort tidsserie som det är fråga om är det därutöver nödvändigt att disaggregera. En disaggregering ner till kommunal nivå är ett naturligt val. För det andra har uppsättningen av arbetsmarknadspolitiska medel ändrats över tiden både genom att nya medel tillkommit, och genom att gamla medel använts i en helt annan skala och i andra proportioner än tidigare. Av den anledningen kan data från 1980-talet innehålla information som är missvisande i det aktuella sammanhanget.

Det finns emellertid en nackdel med den korta tidshorizonten. Varje försök att skatta den underliggande dynamiken på arbetsmarknaden med hjälp av en tidsseriedimension som bara omfattar fyra år⁴ är tvivelaktigt. Det hjälper inte att tvärsnittsdimensionen och den starka disaggregeringen tillhandahåller många observationer.

Ett annat grundläggande metodproblem är att man riskerar att fånga upp en omvänd kausalitet. En dålig sysselsättningsutveckling framlockar arbetsmarknadspolitiska insatser, och denna korrelation kan i den ekonometriska analysen uppfattas som att kausaliteten går från ökade beredskapsarbeten till minskad reguljär sysselsättning. Detta problem hanterar Forslund på ett tillfredsställande sätt. För det första inkluderar han en predeterminerad efterfrågevariabel som är byggd på s k ”shift and share” analys. Måttet mäter sysselsättningsutvecklingen i kommunen, givet att sysselsätt-

2. Detta gäller så länge lönesättningsrelationen inte har negativ lutning.

3. För ytterligare detaljer hänvisas läsaren till Forslund (1996).

4. Ett år försvinner på grund av tidseftersläpningen i de oberoende variablerna.

ningsutvecklingen i de lokala branscherna följer riksgenomsnittet. Han utnyttjar också att sysselsättningen mäts i november genom att ställa sysselsättningsvariabeln mot den genomsnittliga åtgärdsvolymen ett respektive två år före november. För det tredje renas skattningarna från konjunkturreffekter som är gemensamma för alla kommunerna, genom att han inkluderar s k tidsdummies för de förklarande variablerna. Till sist skattas modellerna också med instrumentvariabelmetoder. Sjöstrand går i en av sina skattningar längre, genom att inkludera ytterligare efterfrågevariabler i form av nyanmälda lediga platser.

Sjöstrand underkänner att Forslund normerar variablerna med hjälp av arbetskraften, och han föreslår befolkningen i kommunen som alternativ norm. Det är inte självklart vilket alternativ som är bäst. Helst skulle man vilja undvika att normera variablerna överhuvudtaget, men om residualerna är proportionella mot kommunens ”storlek”⁵ blir skattningen effektivare om samtliga variabler divideras med den variabel som mäter storlek.⁶ Sjöstrand kritiserar Forslunds val av skalvariabel därför att skalningar med utgångspunkt från arbetskraften inte kontrollerar för att arbetsmarknadspolitik kan påverka arbetskraftens storlek, vilket tenderar att snedvrider resultat om undanträngningseffekternas storlek.

Grundmodellen under olika normeringar: resultat m m

Låt oss närmare titta på de resultat Forslund och Sjöstrand erhållit. Vi har, med hjälp av det tidigare använda datamaterialet, reproducerat resultaten i deras studier. Resultaten överensstämmer väl med de resultat som Forslund och Sjöstrand presenterat. *Tabell 1* sammanfattar de resultat som erhålls när

Forslunds grundmodell estimeras med två alternativa skalvariabler; arbetskraften respektive befolkningen. I tabellen presenteras dels de kortsiktiga (första års) effekterna av de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna, dels de resultat när åtgärdernas ”långsiktiga” effekter beräknats. Det är viktigt att återigen poängtera att åtgärdernas långsiktiga verkningar är beräknade med utgångspunkt från ett fåtal tidsserieobservationer, varför slutsatser om de långsiktiga effekterna är osäkra.

Som framgår av tabellen ger de två förfaringssätten upphov till vissa skillnader vad gäller resultaten. När *arbetskraften* används som skalvariabel är samtliga kortsiktseffekter, med undantag för utbildningsvikariat, signifikanta på 95% nivån. På lång sikt har endast ungdomspraktik och i viss mån beredskapsarbete signifikanta (och negativa) effekter på reguljär sysselsättning. Undanträngningen (på kort sikt) förefaller vara betydande för de sysselsättningsskapande åtgärderna. Exempelvis innebär 100 nya beredskapsarbeten att 84 reguljära arbeten trängs undan. De utbildningsinriktade åtgärderna däremot har små eller inga undanträngningseffekter. Om *befolkningen* i stället används som skalvariabel är endast effekterna av ALU och ungdomspraktik signifikant skattade på kort sikt, medan de övriga åtgärderna knappast bidrar till att förklara variationen i data. På lång sikt är det endast ungdomspraktik som har betydelse. Den uppmätta undanträngningen, vad be-

5. Detta innebär att variansen kan dekomponeras som $\sigma^2 S^2$, där S mäter storleksdimensionen och σ^2 är en gemensam underliggande komponent.

6. Rent tekniskt använder vi oss av den viktade minsta-kvadrat-metoden.

Tabell 1. Sysselsättningseffekter av arbetsmarknadspolitik.

	Arbetskraften bas		Befolkningen bas	
	kort sikt	lång sikt	kort sikt	lång sikt
Arbetsmarknadsutbildning	-0.23**	0.01	-0.06	0.24
Utbildningsvikariat	-0.42	-0.43	-0.22	0.27
Beredskapsarbete	-0.84**	-0.83*	-0.09	0.51
ALU	-0.78**	-0.24	-0.94**	-0.32
Ungdomspraktik	-0.95**	-0.77**	-0.72**	-0.94**

Anm: ** respektive * anger att effekten är signifikant skild från noll på 95% nivån respektive 90% nivån. För att testa huruvida resultaten är signifikant bestämda används modellens parametrar. Låt sysselsättnings-ekvationen ges av $n_t = \beta_1 P_t + \beta_2 P_{t-1} + \lambda n_{t-1}$, där P är en åtgärd. Den kortsiktiga effekten ges av β_1 och effekten på lång sikt är $(\beta_1 + \beta_2)/(1 - \lambda)$. Nollhypoteserna att arbetsmarknadspolitik inte har någon effekt på kort sikt och lång sikt är därför $\beta_1 = 0$ samt $\beta_1 + \beta_2 = 0$.

träffar ALU och ungdomspraktik, är i samma storleksordning eller till och med större än motsvarande beräkningar med utgångspunkt från arbetskraften.

Sjöstrand kritiserar som nämnts Forslunds val av arbetskraften som skalvariabel. Om arbetsmarknadspolitik ökar deltagandet i arbetskraften är sysselsättningseffekterna (som de mäts av Forslund) av arbetsmarknadspolitik underskattade. I fall de i stället minskar deltagandet i arbetskraften gäller motsatsen. Om den enda skillnaden mellan förfaringsätten är att Sjöstrands val kontrollerar för politikens effekt på arbetskraftens storlek, förefaller det som om framför allt beredskapsarbeten har stora positiva effekter på arbetskraftsdeltagandet. När befolkningen används som bas kan vi tolka effekten av beredskapsarbeten på den reguljära sysselsättningen som noll, medan de ger upphov till en undanträngning på ungefär 80 procent – både på lång och kort sikt – när arbetskraften utgör skalvariabel.⁷

Vi finner att Sjöstrands kritik på denna punkt är berättigad. Det förefaller mindre riskabelt att utgå från beräkningar baserade

på befolkningen i stället för arbetskraften på grund av den bias som kan uppstå.

Funktionsformens betydelse för resultaten

En potentiellt viktig invändning mot Forslunds studie är, som tidigare nämnts, svårigheten att särskilja arbetsmarknadspolitikens effekter på sysselsättningen från konjunkturens inverkan på arbetsmarknadspolitiken. I syfte att på ett bättre sätt kontrollera för arbetsmarknadsläget introducerar Sjöstrand ytterligare två oberoende variabler; en variabel kallad *arbetsmarknadsläge* och en som mäter *antalet nyanmälda vakanser*. Sjöstrand presenterar (se Sjöstrand 1997, tabell 2 och 3) sedan skattningar där de kvantitativa (och kvalitativa) effekterna av arbetsmarknadspolitik skiljer sig från de

7. Med motsvarande argumentation, samt med utgångspunkt från de erhållna resultaten, kan man hävda att ALU bidrar till att minska arbetskraftsdeltagandet, något som vi finner tvivelaktigt.

resultat som presenterats tidigare. Vad gäller variabeln arbetsmarknadsläge är det klart att denna variabel är mindre intressant vid en analys av undanträngningseffekter,⁸ och vi koncentrerar oss i stället på effekterna av variabeln nyanmälda vakanser.

När nyanmälda vakanser introduceras i skattningarna förefaller det vid en första anblick som om det är denna variabel som skapar skillnaderna i resultat. Det skulle således vara fallet att Forslund inte lyckats kontrollera för arbetsmarknadsläget på ett adekvat sätt. Det finns emellertid andra förklaringar till varför Sjöstrands resultat skiljer sig från Forslunds. En viktig anledning som vi vill framhålla är att *Sjöstrand logarimerar samtliga variabler, vilket Forslund inte gör.*

För att belysa hur transformationer av datamaterialet påverkar resultaten presenteras i *tabell 2* skattningar med två olika funktionsformer. Den första kolumnen avser icke logarimerade variabler (Forslunds alternativ) och den andra kolumnen presenterar resultat när samtliga variabler är logarimerade (Sjöstrands alternativ). Vi väljer här att estimeras sysselsättningsekvationer där befolkningen är skalvariabel. De variabler som ingår i övrigt är konstruerade på samma principiella sätt som i de tidigare studierna.

Den första kolumnen i *tabell 2* svarar mot skattningar presenterade i Sjöstrand (1997, *tabell 1*, kolumn 2). Den enda skillnaden mellan kolumn ett och Sjöstrands motsvarighet är att vi också inkluderar nyanmälda vakanser. Skillnaderna i resultat är här mycket små, och de är hela tiden inom ramen för parametrarnas standardfel. *Slutsatsen är därför att variabeln nyanmälda vakanser inte har någon effekt på de andra variabelernas inflytande på reguljär sysselsättning.*

Tabell 2. De arbetsmarknadspolitiska åtgärdernas effekter på reguljär sysselsättning.

Variabel	Linjär	Log-linjär
Sysselsättning (-1)	0.300 (9.28)	0.382 (13.02)
Arbetsmarknadsutbildning	-0.095 (-0.83)	1.3·10 ⁻³ (0.64)
Arbetsmarknadsutbildning (-1)	0.161 (1.33)	3.8·10 ⁻³ (1.83)
Utbildningsvikariat	-0.270 (-0.81)	-3.0·10 ⁻⁴ (-1.09)
Utbildningsvikariat (-1)	0.523 (1.46)	1.2·10 ⁻⁴ (0.45)
Beredskapsarbete	-0.042 (-0.14)	1.9·10 ⁻³ (1.57)
Beredskapsarbete (-1)	0.441 (1.26)	7.0·10 ⁻⁴ (1.11)
ALU	-0.962 (-5.43)	-7.5·10 ⁻³ (-6.32)
ALU (-1)	0.635 (3.08)	5.7·10 ⁻⁴ (0.40)
Ungdomspraktik	-0.620 (-3.18)	2.2·10 ⁻³ (3.09)
Ungdomspraktik (-1)	0.061 (0.27)	5.6·10 ⁻⁴ (1.54)
Nyanmälda vakanser	1.191 (4.85)	0.011 (5.40)
Nyanmälda vakanser (-1)	0.479 (2.45)	3.0·10 ⁻³ (1.55)
Efterfrågan	0.272 (8.32)	0.254 (7.75)
Log (Inkomst) (-1)	-0.024 (-0.65)	-6.1·10 ⁻³ (-0.12)
R ²	0.982	0.981

Anm: Ekvationerna är skattade med 1 135 observationer. Inom parentes anges t-värden. Ekvationerna inkluderar såväl kommundspecifika som periodspecifika effekter. Samtliga variabler utom inkomst är uttryckta som andel av befolkningen i åldern 16–64 år.

8. Forslund har i en kommentar till Sjöstrand (se Forslund 1997) diskuterat problem förenade med att betinga skattningarna på variabeln arbetsmarknadsläge. Vi instämmer i denna kritik.

Om vi i stället jämför kolumnerna i tabell 2 framgår att valet av funktionsform har stor betydelse för resultaten. Särskilt tydligt är detta för ungdomspraktikens effekter. Den "samtida" effekten av ungdomspraktik är negativ (-0.62) och signifikant bestämd (t-värde lika med -3.18) i den första kolumnen. När variablerna logaritmerats är den i stället positiv ($2.2 \cdot 10^{-3}$) och signifikant bestämd (t-värde lika med 3.09). Den log-linjära ekvationen förefaller för flertalet åtgärder ge mindre undanträngning än vad den linjära ekvationen ger.

På samma sätt som i tabell 1 kan signifikansnivåer beräknas för de kort- och långsiktiga effekterna. Skillnaderna är slående. I den log-linjära ekvationen har arbetsmarknadsutbildning och beredskapsarbeten båda långsiktiga effekter som är positiva och signifikanta på 90% nivån. Effekten av ungdomspraktik på reguljär sysselsättning är positiv och signifikant på 95% nivån både på kort och lång sikt, medan ALU har signifikanta men negativa effekter. *I jämförelse med de resultat Forslund erhållit, påverkas slutsatserna därför kraftigt av om datamaterialet transformeras på det sätt som Sjöstrand gjort.* Det är därför också möjligt att i viss mån "välja" resultat genom lämplig transformation.

Det är ovanligt att val av funktionsform ger upphov till så stora resultatskillnader. En naturlig följdfråga är varför transformationer har så stor betydelse i detta fall. Variablerna som ingår i skattningarna är kvoter som relaterar åtgärd (eller sysselsättning) till befolkningen. Skalningen innebär således att kvoterna alltid är mindre än ett. Flera av åtgärderna är dessutom volymmässigt små, t ex för att de introducerats under perioden. När små positiva värden transformeras genom att beräkna dess naturliga logaritmer kommer de att anta stora nega-

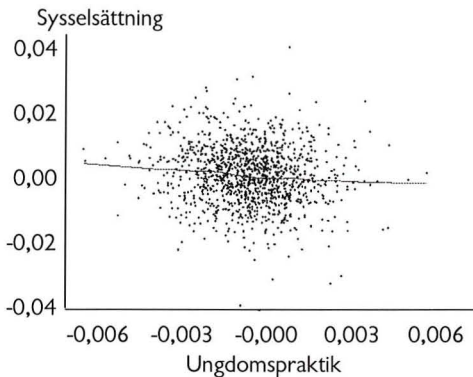
tiva värden. Genom att transformera data ändrar man variabelernas räckvidd, något som kan påverka resultaten. I det följande avser vi att belysa hur resultaten påverkas av transformationer.

Ett särskilt problem är att det förekommer nollobserverationer. Den naturliga logaritmen är inte definierad när en variabel antar värdet noll, och det är därför inte möjligt att använda nollobserverationer. Eftersom ett stort antal observationer innehåller minst en variabel som antar värdet noll, väljer Sjöstrand att imputera "godtyckligt" små positiva värden för dessa. En potentiell förklaring till resultatskillnaderna är just att värden imputerats. För att undersöka vilken effekt detta kan ha på resultaten har vi estimerat båda varianterna av sysselsättnings-ekvationerna i tabell 2 när nollobserverationer har selekterats bort. Från de ursprungliga 1 135 observationerna försvinner ungefär hälften när "nollorna" rensas bort. Detta har naturligtvis en viss betydelse för resultaten, men vi är framför allt intresserade av att jämföra den icke logaritmerade ekvationen med den logaritmerade. Skillnaderna i resultat (ej presenterade) mellan varianterna blir mindre när nollobserverationer rensas bort. De kvalitativa skillnader som tidigare förelåg försvinner när vi behandlar data på detta sätt.⁹ Det är emellertid inte säkert att nollobserverationer är den enda förklaringen

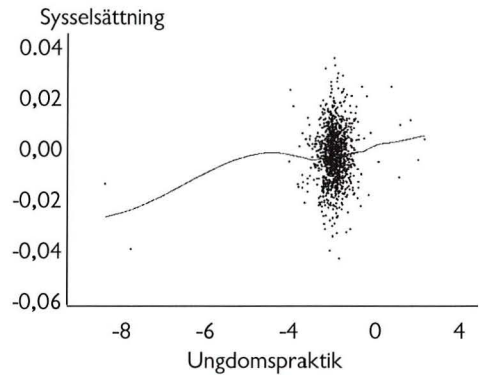
9. Detta gäller samtliga skillnader i tabell 2 så när som på ALU. För ALU är parametern negativ i båda fallen, medan den för ALU (-1) nu blir negativ vid logaritmering och positiv när data ej transformeras. En ytterligare skillnad jämfört med tabell 2 är att beredskapsarbeten nu alltid har positiva (men ej signifikanta) parameterskattningar, vilket indikerar att parameterestimatet inte nödvändigtvis är stabila över tiden.

Figur 3a b. Partiell korrelation mellan sysselsättning och (samtida) ungdomspraktik.

a. linjär.



b. log-linjär.



eftersom vår jämförelse innebär att halva datamängden – i princip samtliga observationer för perioden 1991–92 – försvinner. En del av resultatskillnaderna kan t ex också bero på att parameterskattningarna inte är stabila över tiden. Vi har med enkla medel testat en hypotes att de kan ha olika effekt vid olika tidpunkter, men inte funnit att så är fallet.¹⁰ Vi vill ändå poängtera att de arbetsmarknadspolitiska åtgärderna kan ha olika effekter under olika delar av konjunkturcykeln.¹¹

Skillnaderna i ungdomspraktikens effekter mellan ekvationerna i tabell 2 är stora, och det är därför särskilt intressant att analysera dem vidare. *Figur 3* plottar den partiella korrelationen mellan sysselsättning och (samtida) ungdomspraktik. Plotten konstrueras genom att vi låter sysselsättningen förklaras av alla oberoende variabler utom den man vill specialstudera, här ungdomspraktik. Därefter låter man ungdomspraktik förklaras av alla variabler utom sysselsättningen. Residualerna från de två regressionslikvationerna plottas därefter i en figur. Detta innebär att figurerna visar samvariationen mellan variablerna när vi kontrollerat för alla andra variabler som antas

10. För att undersöka om parametrarna är stabila över tiden har vi estimerat den linjära modellen i tabell 2 när de arbetsmarknadspolitiska variablerna (förutom ALU som introducerades 1993) tilläts ha olika effekt under åren 1991–92 samt 1993–94. Vi testar därefter om de kort- och långsiktiga effekterna av arbetsmarknadspolitik är desamma i de olika tidsperioderna. Resultaten visar för det första att parameterskattningarna för två av åtgärderna är mycket lika i de olika tidsperioderna. Detta gäller utbildningsvikariat och ungdomspraktik. För de andra två undersökta åtgärderna finns det vissa skillnader, men de är aldrig estimerade med den precision som krävs för att vi skall kunna förkasta parameterstabilitet på kort och lång sikt.

11. Ett exempel på detta är en situation när varje enskild individ har en specifik produktivitet oberoende av konjunkturläget, samt när arbetskraften ges arbetsmarknadsstatus efter den produktivitet de besitter. Det senare reflekterar ett antagande att arbetskraften sorteras (åtminstone delvis) efter produktivitet. Sysselsatta är i sådana fall i genomsnitt mer produktiva än arbetslösa och den genomsnittliga produktiviteten bland de arbetslösa är högre under lågkonjunktur än under högkonjunktur. Om arbetsmarknadspolitik införs under lågkonjunktur bör den ha en större undanträngningseffekt jämfört med en högkonjunktur därför att stocken av arbetslösa innehåller (i genomsnitt) mer produktiva individer under lågkonjunktur. Mer produktiva individer tränger undan produktion i högre utsträckning och därmed indirekt också mer sysselsättning.

påverka sysselsättningen.¹² Figur 3a visar den partiella korrelationen för den linjära modellen, och figur 3b för den log-linjära. I figurerna har vi också anpassat regressionslinjer baserade på ”viktade” minsta-kvadrat-skattningar för att undersöka stabiliteten i de partiella sambanden.¹³

För den linjära modellen är det partiella sambandet stabilt och negativt. I den log-linjära modellen är sambandet mindre stabilt och positivt. Vad som framför allt tydliggörs i figurerna är hur logaritmering påverkar variablernas räckvidd. Vid logaritmering kommer de värden som ligger nära noll att anta stora negativa tal och kan därför komma att splittra upp datamängden i delar. I figur 3b finns exempelvis några observationer långt till vänster, en stor massa i mitten, samt några till höger.

Extrema värden kan ha stor betydelse för resultaten. För att undersöka vilken effekt de kan ha, har vi skattat modellerna när *tre* extrema observationer plockats bort. Dessa är de tre observationer med de lägsta värdena för ungdomspraktik. I den log-linjära modellen påverkas resultaten kraftigt. Den samtida effekten sjunker till hälften och t-värdet sjunker från 3.09 till 0.73. Parametern förknippad med den laggade variabeln blir något mindre i absoluta tal och t-värdet sjunker från 1.54 till 0.87. Att, som vi gjort, eliminera mindre än tre promille av datamaterialet och erhålla helt annorlunda resultat är förstas otillfredsställande. I den linjära modellen har dessa tre observationer ingen betydelse för resultaten.

För att ytterligare bekräfta vår misstanke att det är logaritmiska transformationer nära noll som skapar resultatskillnaderna har vi estimerat ekvationer där åtgärderna grupperats i utbildningsinriktade åtgärder (arbetsmarknadsutbildning och utbildningsvikariat) samt sysselsättningskapande åtgärder

(beredskapsarbeten, ALU och ungdomspraktik). När åtgärderna aggregeras på detta sätt försvinner problemet med nullobservationer, eftersom aggregaten av åtgärder för samtliga observationer antar positiva värden.¹⁴ Vår hypotes kan nu belysas genom att jämföra skattningar för hela datamaterialet med skattningar där värden nära noll har uteslutits. Framför allt är det de sysselsättningskapande åtgärderna som har en liten omfattning och då i första hand för den tidiga delen av datamaterialet (åren 1991–92). Vi väljer därför att som jämförelse utesluta de observationer där de sysselsättningskapande åtgärdernas andel av befolkningen är mindre än 0.5 procent. I en kommun med 10 000 personer i arbetsför ålder innebär detta att vi utesluter observationer med mindre än 50 personer i sysselsättningskapande åtgärder. Resultaten presenteras i *tabell 3* där de två första kolumnerna presenterar resultat för hela datamaterialet och de två sista de resultat som framkommer när datamaterialet trunckerats. För var och en av dessa möjligheter presenterar vi skattningar baserade på den linjära och den log-linjära funktionsformen.

12. För en beskrivning av proceduren, se Green 1993, s 180.

13. Regressionslinjerna i figur 1 erhålls genom att beräkna ett antal ”lokala” predikterade y-värden där endast en del av materialet inkluderas i varje lokal beräkning, och sedan sammanbinda de predikterade värdena. I vart och ett av fallen har vi valt att beräkna 100 lokala prediktioner där 50 procent av det totala antalet observationer ingår i varje lokal beräkning.

14. Läsaren bör notera att det inte nödvändigtvis är korrekt att gruppera åtgärderna på detta sätt eftersom de kan ha olika effekt på sysselsättningen.

Tabell 3. Linjära och log-linjära ekvationer under olika sampelstorlek.

Variabel	hela materialet		sysselsättningsskapande åtgärder > 0.005	
	linjär	log-linjär	linjär	log-linjär
Sysselsättning (-1)	0.290 (7.50)	0.402 (11.53)	0.153 (3.54)	0.190 (4.14)
Utbildningsåtgärder	-0.019 (-0.19)	$1.5 \cdot 10^{-3}$ (0.70)	-0.085 (-0.76)	$-3.1 \cdot 10^{-4}$ (-0.11)
Utbildningsåtgärder (-1)	-0.090 (-0.79)	$2.8 \cdot 10^{-3}$ (0.64)	0.131 (1.07)	$4.6 \cdot 10^{-3}$ (1.67)
Sysselsättningsåtgärder	-0.726 (-5.29)	$3.4 \cdot 10^{-3}$ (1.72)	-0.704 (-4.58)	$-1.2 \cdot 10^{-2}$ (-2.93)
Sysselsättningsåtgärder (-1)	0.279 (1.83)	$2.6 \cdot 10^{-3}$ (1.72)	0.389 (2.38)	$5.06 \cdot 10^{-3}$ (2.55)
Nya vakanser	1.206 (4.41)	$1.1 \cdot 10^{-2}$ (5.38)	1.543 (4.61)	$1.2 \cdot 10^{-2}$ (4.89)
Nya vakanser (-1)	0.427 (2.18)	$5.5 \cdot 10^{-3}$ (2.90)	0.678 (1.97)	$6.8 \cdot 10^{-3}$ (2.91)
Efterfrågan	0.268 (6.82)	0.237 (6.22)	0.320 (6.00)	0.279 (5.31)
Log (Inkomst) (-1)	-0.028 (-0.71)	$1.3 \cdot 10^{-3}$ (0.02)	$-4.2 \cdot 10^{-3}$ (-0.08)	$-8.7 \cdot 10^{-3}$ (-0.12)
R ²	0.981	0.979	0.978	0.975
Antal observationer	1 135	1 135	869	869

Anm: t-värden angivna inom parentes.

När hela datamaterialet ingår är effekterna av arbetsmarknadspolitik olika för de två funktionsformerna. Om vi reducerar antalet observationer påverkas inte slutsatserna i den linjära modellen (jämför kolumn ett och kolumn tre). I båda fall har utbildningsinriktade åtgärder ingen effekt och de sysselsättningsskapande har en negativ effekt på kort sikt men ingen effekt på lång sikt. I de log-linjära skattningarna finns det skillnader. När hela materialet används har de sysselsättningsskapande åtgärderna kort- och långsiktseffekter som är positiva och signifikanta på 90% nivån. När data trunke- ras är den kortsiktiga effekten negativ och signifikant på 95% nivån, medan det inte finns någon signifikant långsiktseffekt. Resultatskillnaderna mellan den linjära och den log-linjära modellen blir således mindre om ”nära-noll” observationer utesluts. Det underliggande problemet är därför att logaritmiska transformationer nära noll påverkar resultaten kraftigt. *Eftersom det enda rimliga alternativet, om data skall transformeras, är att utelämna observationer som*

*antar värdet noll, förefaller det lämpligare att inte transformera data alls.*¹⁵

En grafisk presentation av resultaten

Vi har ovan konstaterat att skillnader mellan Forslunds och Sjöstrands resultat kan förklaras med att Sjöstrand transformerat data på ett olyckligt sätt. Vi har därför större förtroende för Forslunds val av funktionsform. Givet att Forslund gjort en korrekt bedömning på denna punkt, kan vi konstatera att de mätbara effekterna av arbetsmarknadspolitik förefaller hänföra sig till det första året efter det att åtgärden påbörjats. På längre sikt är det endast ungdomspraktik som har någon mätbar effekt på den reguljära sysselsättningen.

15. Läsaren bör observera att det inte finns några teoretiska skäl som talar för eller emot transformering. Val av funktionsform är här en renodlat empirisk frågeställning.

För att ytterligare belysa hur arbetsmarknadspolitik påverkar sysselsättningen (på kort sikt) visar figur 4a-d partiella korrelationsplottar för åtgärderna arbetsmarknadsutbildning, utbildningsvikariat, beredskapsarbete samt ALU. En likadan plot för ungdomspraktik finns återgiven i figur 3a.

Av figureerna framgår att spridningen runt de skattade regressionslinjerna är mycket stor. Detta gäller samtliga åtgärder. Det finns inte något kvalitativt entydigt samband vad avser arbetsmarknadsutbildning, utbildningsvikariat och beredskapsarbete. Vad gäller ALU är lutningen på regressionslinjen nega-

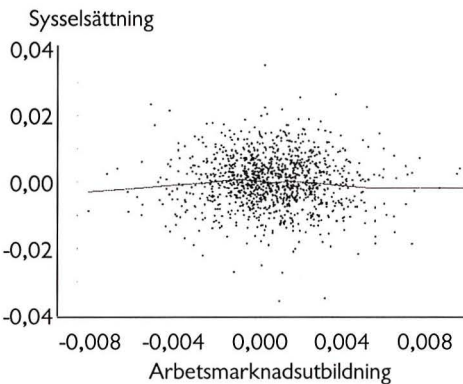
tiv, men det är inte säkert att sambandet kan uppfattas som linjärt. När det gäller ungdomspraktik har vi tidigare konstaterat att det finns ett negativt och stabilt samband med sysselsättningen.

Slutsatser

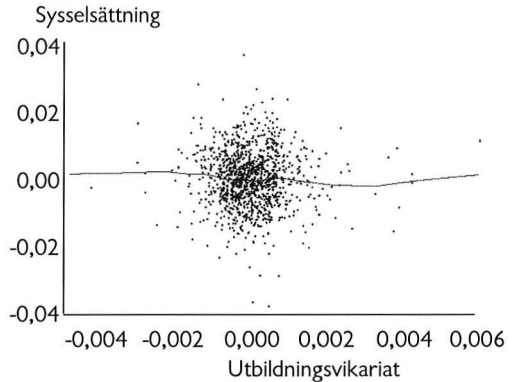
Vi anser att de regressionsekvationer hos Sjöstrand (1997) som innehåller logarimerade beroende och oberoende variabler inte ger trovärdiga resultat. Det stora antalet observationer nära noll gör att data deformerar på ett godtyckligt sätt. Forslunds

Figur 4a d. Partiell korrelation mellan sysselsättning och (samtida) arbetsmarknadspolitik.

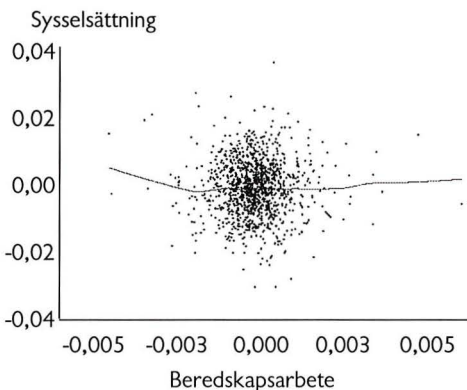
a. arbetsmarknadsutbildning



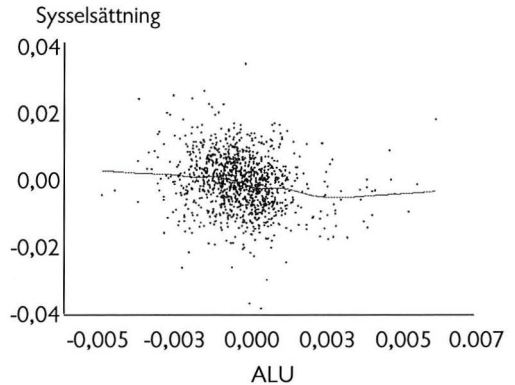
b. utbildningsvikariat



c. beredskapsarbete



d. ALU



(1996) resultat är inte heller helt robusta under olika modellval. Om data normeras med befolkningen i stället för arbetskraften blir den negativa effekten av beredskapsarbeten och arbetsmarknadsutbildning på reguljär sysselsättning insignifikant både på kort och lång sikt (se tabell 1). Resultatet kvarstår om de oberoende variablerna utökas med variabeln nyanmälda lediga platser (se tabell 2).

De enda robust dokumenterade undanträngningseffekterna i datamaterialet uppkommer via ungdomspraktik och ALU. På lång sikt finner vi dock inga effekter av ALU. Beredskapsarbetenas små eller obefintliga undanträngningseffekter är inte orimliga med tanke på att åtgärden använts i liten omfattning under perioden. Det går inte heller att säkerställa undanträngningseffekter av utbildningsåtgärder såsom utbildningsvikariat och arbetsmarknadsutbildning. Det förefaller också a priori mycket rimligt att tro att undanträngningen av dessa åtgärder är liten eller obefintlig.

Ur policy-synpunkt kan man möjligen säga att undanträngningseffekterna av ungdomspraktik är, om inte önskvärda, så oundvikliga. Man vill ju gynna en väldefinierad målgrupp på andra grupperns bekostnad. ALU har (oväntat) starka undanträngningseffekter och till skillnad från vad som gäller

vid ungdomspraktik finns inga förmildrande omständigheter. Dess relevans som arbetsmarknadspolitiskt medel kan därför ifrågasättas.

Datamaterialet är i jämförelse med tidigare studier av undanträngning (se Forslund 1996 för en översikt) mycket bra, antagligen det bästa som använts för ändamålet. För att skatta modellens dynamik är det, i det aktuella fallet, emellertid önskvärt med observationer från ytterligare kalenderår.

Referenser

- Forslund, A (1996) Direkta undanträngningseffekter av arbetsmarknadspolitiska åtgärder, bilaga till *Undanträngningseffekter på arbetsmarknaden, rapport 1996/97:2*, Riksdagens revisorer.
- Forslund, A (1997) "Kommentarer till Sjöstrand", stencil, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Green, W H (1993) *Econometric Analysis*, 2:a uppl, New York, Macmillan.
- Layard, R & Nickell, S (1986) "Unemployment in Britain", *Economica* 53, 121-169.
- Layard, R, Nickell, S & Jackman, R (1991) *Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labor Market*. Oxford, Oxford University Press.
- Sjöstrand, K-M (1997) "Några kommentarer till Anders Forslunds rapport 'Direkta undanträngningseffekter av arbetsmarknadspolitiska åtgärder'", bilaga till riksdagsrevisorernas rapport, stencil, AMS Utredningsavdelningen.