
PÅL BERGSTRÖM
MATZ DAHLBERG
EVA JOHANSSON

Statsbidragens och lönernas effekter på den kommunala arbetskraftsefterfrågan*

I samband med de sk "Perssonpengarna" till kommunerna och den kommunala avtalsrörelsen 1998 har frågor rörande den kommunala sysselsättningen kommit att uppta en allt större del av den allmänna debatten i Sverige. I denna artikel studerar författarna hur förändringar i statsbidragen och i de kommunalanställdas löner påverkar den primärkommunala sysselsättningen. De finner bl a att riktade statsbidrag har större sysselsättningseffekter än generella statsbidrag och att en enprocentig ökning i lönerna kommer att minska den primärkommunala sysselsättningen med en halv procent på kort sikt och nästan en procent på lång sikt.

1. Bakgrund och syfte

Den kommunala sektorn i Sverige är landets enskilt största arbetsgivare och sva-

rar för cirka 30 procent av alla sysselsatta.¹ Sysselsättningen i denna sektor uppvisar dessutom ett annat mönster över tiden än den i andra sektorer, speciellt under 1990-talet, då nedgången i sysselsätt-

Fil dr PÅL BERGSTRÖM disputerade hösten 1998 på avhandlingen "Essays in Labour Economics and Econometrics" vid nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet. Han är nu biträdande chefekonom vid Riksgäldskontoret. Fil dr MATZ DAHLBERG disputerade våren 1997 på avhandlingen "Essays on Estimation Methods and Local Public Economics". Han är nu verksam vid nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet och vid Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU). Fil dr EVA JOHANSSON disputerade våren 1999 på avhandlingen "Essays on Local Public Finance and Intergovernmental Grants" vid nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.

* Artikeln bygger på Bergström, Dahlberg & Johansson [1998]. Vi är tacksamma för kommentarer från Susanne Ackum Agell, Seung Ahn, Sören Blomquist, Anders Forslund, Peter Fredriksson, Bertil Holmlund, Åsa Lindberg, Henry Ohlsson, Clas Olsson, redaktörerna för Ekonomisk Debatt och seminariedeltagare vid Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU). Vi vill också rikta ett tack till Peter Fredriksson, Gunnar Forsling och Per Pettersson för att de tillhandahållit variabler till datasetet. Matz Dahlberg är tacksam för finansiellt stöd från Humanistisk-Samhällsvetenskapliga forskningsrådet (HSFR). Författarna kan nås på följande adress: Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet, Box 513, 751 20 Uppsala.

¹ Av dessa utgörs 2/3 av sysselsatta i den primärkommunala sektorn. De primärkommunala ansvarsområden som sysselsätter flest män-

ningen inte har varit lika omfattande i den kommunala sektorn som i den övriga ekonomin. De kommunala frågorna har dessutom kommit att uppta en allt större del av den allmänna debatten, med den kommunala avtalsrörelsen 1998 och de sk "Perssonpengarna" till kommunerna som de viktigaste vad beträffar den kommunala sysselsättningen. Trots att den kommunala sektorn spelar en sådan betydande roll i den svenska ekonomin, finns det inga studier som rigoröst undersöker vad som styr den kommunala arbetskraftsefterfrågan i Sverige.

Det är denna lucka vi nu vill börja fylla med denna studie i vilken vi undersöker bestämningsfaktorerna till den primärkommunala arbetskraftsefterfrågan i Sverige. Framför allt kommer vi att koncentrera oss på tre frågeställningar: (I) Hur påverkas arbetskraftsefterfrågan av en ökning (minskning) av statsbidragen? (II) Hur påverkar olika typer av statsbidrag arbetskraftsefterfrågan? (III) Hur påverkar en ökning av de kommunalanställdas löner den kommunala arbetskraftsefterfrågan? För att besvara dessa frågor använder vi moderna statistiska metoder på ett dataset bestående av svenska kommuner under åren 1988–95.

För att undersöka vilken effekt riktade respektive generella bidrag har på arbetskraftsefterfrågan (fråga (II) ovan) kommer vi att utnyttja statsbidragsreformen som ägde rum 1993. Fram till reformen var nämligen bidragen huvudsakligen riktade, men efter reformen har bidragen huvudsakligen varit generella (se *Figur 1*). Genom att skatta vilka effekter statsbidragen hade på den kommunala arbetskraftsefterfrågan före respektive efter reformen, kan vi undersöka huruvida de två typerna av statsbidrag har samma effekt på den kommunala arbetskraftsefterfrågan eller ej. Detta är en intressant fråga inte minst med tanke på den debatt och diskussion som har uppstått i samband med "Perssonpengarna".

För att undersöka lönernas effekter på

sysselsättningen (fråga (III)) skattar vi löneelasticiteten. Denna visar hur stor förändringen i den kommunala sysselsättningen blir vid t ex ett enprocentigt lönepåslag. Att denna fråga är högaktuell tydliggjordes av 1998 års avtalsrörelse som dominerades av en diskussion om hur många kommunalt anställda som skulle "få gå" givet en viss ökning av de kommunalanställdas löner.²

2. Modell och data³

Vi utgår från en teoretisk modell där det antas att invånarna i en kommun erhåller nytta både från privat konsumtion och från de tjänster som kommunen tillhandahåller. Varje individ har en uppfattning om hur stor del av inkomsten som, via skattsedeln, ska gå till kommunal konsumtion. På något sätt ska de heterogena individerna i kommunen nå ett kollektivt beslut. Hur går detta till? Det är en fråga som länge har diskuterats inom nationalekonomin och statskunskapen och det har visat sig att svaret är långt ifrån självklart. Här följer vi gängse praxis, och anammar en sk medianväljarmodell för att beskriva den kommunala beslutsprocessen. Enligt medianväljarmodellen så kommer, under vissa förutsättningar, medianväljarens röst att fälla det avgörande utslaget i en omröstning. D v s, det vinnande förslaget i omröstningen är det förslag som den individ som har preferenser så att hälften av alla väljare vill ha lägre offentlig kon-

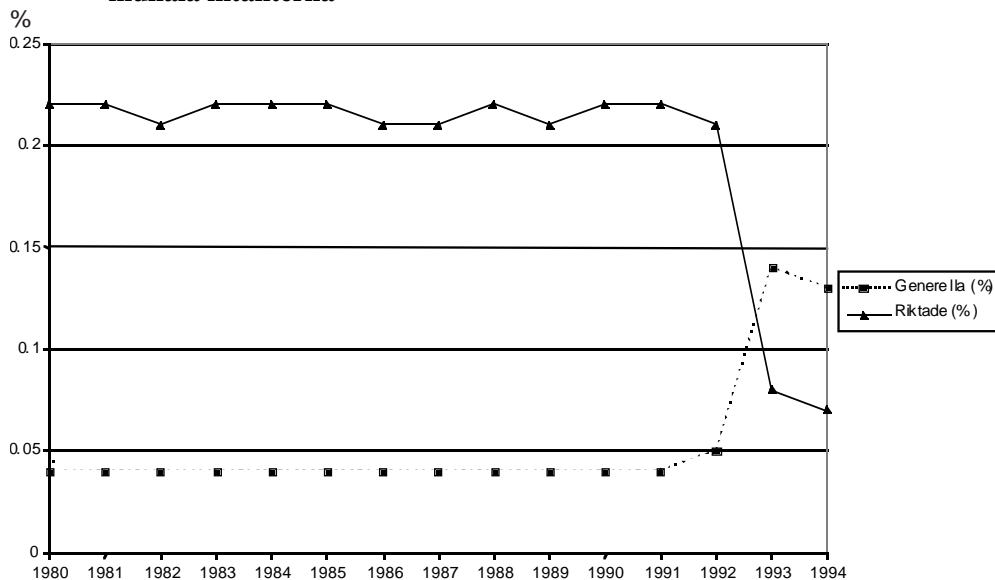
forts fotnot 1

niskor är barnomsorg, äldreomsorg samt skola och fritid. Övriga anvarsområden är teknik, administration samt övrig vård och omsorg.

² Se t ex inlägget av Åke Hillman, Henrik Westman, Sören Gunnarsson och Inge Pettersson på DN Debatt 1998-01-27. (Artikeln kan laddas ned från <http://www.svekom.se/nytt/dn8.htm>)

³ Se Bergström, Dahlberg & Johansson [1998] för en utförlig beskrivning av den teoretiska modellen.

Figur 1 Generella och riktade bidrag från stat till kommun som andel av de kommunala intäkterna



sumtion och hälften högre, röstade på.⁴

I varje kommun finns alltså en medianväljare⁵ som maximerar sin nytta under två budgetrestriktioner: sin egen och kommunens. Som utgångspunkt för den empiriska analysen härleder vi en optimal efterfrågefunktion på primärkommunal arbetskraft där efterfrågad mängd arbetskraft i en kommun vid en viss tidpunkt kommer att vara en funktion av medianväljarens inkomst, det pris medianväljaren får betala för arbetskraft, samt en mängd socioekonomiska variabler (vilka beskrivs utförligare nedan). Medianväljarens inkomst består av två komponenter; dels medianväljarens privata inkomst, dels hans eller hennes andel av statsbidragen till kommunen. Det pris medianväljaren möter är den andel av de kommunanställdas lön som medianväljaren får betala. Storleken på denna andel beror på det skattepriset, som är den marginalkostnad, i termer av ökad skattebetalning, som individerna möter för en enhets ökning av den kommunalt tillhandahållna varan.

Det är dock troligt att kommunerna inte kan anpassa den kommunala sysselsätt-

ningen omedelbart, bl a p g a arbetsrättsliga hänsyn och de kostnader och den tidsåtgång som hänger samman med nyrekryteringar. Detta innebär att vi bör förvänta oss att faktisk sysselsättning i kommunen kommer att avvika från den optimala. Även i tidigare studier rörande kommunala utgifter (se t ex Holtz-Eakin & Rosen [1991] på amerikanska data, Dahlberg & Johansson [1997, 1998] på svenska data samt Borge & Rattsø [1993, 1996] och Borge, Rattsø & Sørensen [1996] på norska data) finns indikationer på att dynamik är viktigt i kommunalt beslutsfattandet. Vi kommer därför att anta att kommunen endast kan anpassa sysselsättningen med en andel av den önskade förändringen och skiljer alltså på det önskade antalet kom-

⁴Se Hotelling [1929], Bowen [1943] och Black [1958] för vidare diskussion och analys av denna modell.

⁵När vi konfronterar modellen med data följer vi tidigare studier och identifierar medianväljaren som väljaren med medianinkomsten (se Theorem 1 i Bergstrom & Goodman [1973]).

munalt sysselsatta och det faktiska antalet. Detta ger oss en dynamisk efterfrågefunktion där mängden efterfrågad arbetskraft beror på samma faktorer som ovan plus sysselsättningen i föregående period.⁶

Det finns en omfattande litteratur som visar att statsbidrag ofta inte har samma effekt på kommunalt betedande som medianinkomst.⁷ Till följd av detta kommer vi, i den empiriska specifikationen, att dela upp inkomstvariabeln i privat och kommunal inkomst och tillåta koefficienten för medianinkomst att skilja sig från koefficienten för statsbidrag. I den empiriska specifikationen modellerar vi dessutom kommunspezifika fixa effekter för att ta hänsyn till icke observerbara skillnader mellan kommunerna och tidsdummyvariabler för att ta hänsyn till makroekonomiska chocker som drabbar alla kommuner på ett liknande sätt.⁸

De variabler som vi använder i den empiriska analysen, och som sammanfattas i *Tabell 1*, är dels de som ges direkt av den teoretiska modellen, dels ett antal socioekonomiska variabler som har visat sig viktiga i tidigare studier av kommunalt beslutsfattande och som vi tror kan vara viktiga även i denna studie.⁹ De variabler som ges direkt av den teoretiska modellen är den beroende variabeln, d v s antalet kommunalt sysselsatta (fulltidsekvivalenter) per kommuninvånare (SYSS), och de förklarande variablerna medianinkomst (INK), statsbidrag till kommunen per invånare (BIDRAG) vilken vi delar upp i före (BIDRAG-92) och efter (BIDRAG-93) statsbidragsreformen, den del av de kommunala lönekostnaderna som medianväljaren får betala (PRIS) samt kommunalt sysselsatta (fulltidsekvivalenter) per kommuninvånare föregående år (SYSS(-1)). I linje med traditionell efterfrågeanalys (d v s om vår inkomst ökar kommer vi att efterfråga fler varor och om priset på en vara ökar efterfrågar vi mindre av den varan) förväntar vi oss att inkomsterna (INK och BIDRAG) ska ha en positiv effekt på efterfrågad kommunal

sysselsättning och att kostnaderna (PRIS) ska ha en negativ effekt.

Med tanke på att primärkommunernas huvudsakliga ansvarsområden är barnomsorg, utbildning och äldreomsorg är det viktigt att ta hänsyn till den demografiska strukturen i kommunerna. Vi använder därför andelen personer i åldern 0–15 år (UNG) och andelen personer som är 80 år och äldre (GAMMAL) som förklarande variabler. Med tanke på ÄDEL-reformen 1992¹⁰, tillåter vi koefficienten framför andelen gamla att anta olika värden före (GAMMAL-91) och efter (GAMMAL 92-) reformen. Skälet till att vi använder oss av andelen unga i föregående period som förklarande variabel (UNG (-1)) är huvudsakligen att vi fann den vara av betydelse i den empiriska analysen. *Ex ante* förväntar vi oss att ju större andelen unga respektive gamla är, desto mer kommunal service efterfrågas det och därmed fler kommunalt sysselsatta.

Det är också möjligt att även medianväljarens politiska preferenser påverkar den önskade nivån på den kommunala servicen. Vi använder därför en dummyvariabel (SOC) som indikerar om kommunen är socialistiskt eller borgerligt styrd, som en s k "proxy" för medianväljarens politiska pre-

⁶ Vi skattade även en statisk modell, men det visade sig att den dynamiska modellen fungerade bättre. Resultaten från den statiska modellen presenteras i Bergström, Dahlberg & Johansson [1998].

⁷ För en översikt över tidigare studier på detta område, se Bailey & Connolly [1998].

⁸ Det exakta utseendet på den ekvation vi slutligen skattar återges i Bergström, Dahlberg & Johansson [1998].

⁹ För en utförligare beskrivning av datamaterialet, se Bergström, Dahlberg & Johansson [1998].

¹⁰ ÄDEL-reformen innebar att primärkommunerna övertog en stor del av det ansvar för äldreomsorgen som landstingen tidigare haft.

Tabell 1 Sammanfattning av använda variabler och förväntat tecken

Variabelnamn	Definition	Tecken
Beroende variabel		
SYSS	Antal kommunalt sysselsatta (fulltidsekvivalenter) per kommuninvånare	
Förklarande var.		
INK	Real ¹ medianinkomst	+
BIDRAG-92	Reala statsbidrag till kommunen/invånare * skattepriset före reformen 1993	+
BIDRAG -93	Reala statsbidrag till kommunen/invånare * skattepriset efter reformen 1993	+
PRIS	Real lön för de kommunalt anställda * skattepriset	-
SYSS(-1)	SYSS i föregående period	+
UNG	Andel invånare under 16 år	+
UNG(-1)	UNG i föregående period	+
GAMMAL-91	Andel invånare över 79 år före ÄDEL-reformen 1992	+
GAMMAL92-	Andel invånare över 79 år efter ÄDEL-reformen 1992	+
SOC	Dummy som tar värdet 1 ifall kommunen är styrd av en socialistisk fullmäktige	+

¹ De variabler som är uttryckta i reala termer är deflaterade med konsumentprisindex.

ferenser.¹¹ Vår hypotes är att "socialistiska" medianväljare efterfrågar mer kommunal konsumtion, och därmed en högre kommunal sysselsättning, än vad "borgerliga" medianväljare gör. En annan möjlig orsak till att den kommunala sysselsättningen skiljer sig åt mellan socialistiska och borgerliga kommuner kan vara att de förra är mer restriktiva än de senare vad gäller privatiseringen av tjänster som tillhandahålls av kommunen.

Med hjälp av moderna statistiska metoder skattar vi sedan parametrarna till variablerna i *Tabell 1*.¹² De data vi använder är inhämtade från officiell statistik som publiceras av SCB.¹³ Data täcker 245 av de svenska kommunerna under perioden 1988-1995. 1995 existerade det 288 kommuner i Sverige. Varför vi slutligen valt att enbart inkludera 245 av dessa har följande orsaker: för det första var det enbart 284 av de 288 primärkommunerna som också existerade 1988, för det andra så försvann 36 kommuner för att det saknades information om vissa variabler som var viktiga för vår analys, och slutligen exkluderades tre kommuner (Gotland, Malmö och Göteborg) för att dessa handlägger ärenden som i andra kommuner

¹¹ Eftersom vi dessutom skattar modellen separat för olika undergrupper, som till exempel "socialistiska kommuner" och "borgerliga kommuner", tillåter vi dem att vara heterogena även i lutningskoefficienterna.

¹² För den ekonometriskt intresserade kan vi nämna att vi använt oss av den GMM-estimator som utvecklats av och beskrivits i artiklar av Holtz-Eakin, Newey & Rosen [1988] och av Arellano & Bond [1991]. Estimeringen genomförs i två steg, där residualer från det första steget (GMM1) används för att skapa en viktmatris som i det andra steget (GMM2) används för att ta hänsyn till heteroskedasticitet. Den enda skillnaden mellan de estimatorer som föreslagits i dessa uppsatser är vilken viktmatris som skall användas i första stegets estimering. I denna uppsats använder vi den viktmatris som föreslagits av Arellano & Bond [1991]. Vi har dessutom estimerat ett antal varianter av den modell som presenteras i denna artikel och dessutom testat ett par andra estimatorer. För de tester vi genomfört och de övriga resultaten som vi erhållit hänvisar vi till Bergström, Dahlberg & Johansson [1998].

¹³ Mer specifikt så har vi hämtat uppgifterna från "Årsbok för Sveriges kommuner", "Kommunernas finanser" och "LINDA". LINDA är en Longitudinell INdividuell DATabas som sammanställs av SCB och som handhas vid

handläggs av landstingen. Detta gav oss data för 245 kommuner över 8 år.

3. Resultat

Resultaten av skattningen presenteras i *Tabell 2*.¹⁴ Under rubriken "Koeff." anges parameterestimaten för variablerna, under rubriken "St. fel" anges de skattade standardfelen.

Vi kan först notera att koefficienterna för inkomst- (INK), statsbidrags- (BIDRAG-92 och BIDRAG93-) och prisvariablerna (PRIS) har de tecken vi förväntar oss från den teoretiska modellen (jämför med *Tabell 1*) och är signifikanta (d v s statistiskt skilda från noll). Vi kan också se att effekten från andelen invånare över 79 år är positiv och signifikant efter ÄDEL-reformen 1992 (GAMMAL92-), då primärkommunerna övertog en stor del av det ansvar för äldreomsorgen som landstingen tidigare haft. Före 1992 är sambandet mellan kommunal sysselsättning och andelen över 80 år svagare. Något förvånande, åtminstone vid första anblicken, påverkar andelen invånare under 16 år i innevarande period (UNG) sysselsättningen negativt; detta är dock inte ett statistiskt säkerställt resultat. Däremot är effekten av andelen unga i föregående period (UNG(-1)) signifikant positiv. Detta skulle kunna vara en följd av att de flesta barn tillbringar sitt första levnadsår hemma hos föräldrarna, och att något behov av ökad barnomsorg inte uppstår förrän efter ett år efter en positiv "chock" i nativiteten. Den politiska variabelns (SOC) effekt är som förväntat positiv, men ej statistiskt säkerställd. Slutligen kan vi notera att sysselsättningen i föregående period (SYSS(-1)) har en påfallande stor och statistiskt säkerställd betydelse, vilket tyder på att det finns betydande anpassningströgheter i den kommunala sysselsättningen och att statistiska modellspecifikationer därför inte är lämpliga för att modellera den kommunala beslutsprocessen. Från skattningen av den tidsförskjutna beroende variabelns effekt i

Tabell 2 (SYSS(-1)) ser vi också att tröghetsgraden i sysselsättningen är avsevärd: endast 59 procent av den önskade förändringen i den kommunala sysselsättningsnivån implementeras under innevarande år (tröghetsgraden = $1 - 0.4051 = 0.5949$).

Låt oss nu koncentrera oss på våra tre huvudfrågor: (I) Hur påverkas arbetskraftsefterfrågan av en ökning (minskning) av statsbidragen? (II) Hur påverkar olika typer av statsbidrag arbetskraftsefterfrågan? (III) Hur påverkar en ökning av de kommunalanställdas löner den kommunala arbetskraftsefterfrågan? Svaren på dessa tre frågor kan alla erhållas från *Tabell 3* där kort- och långsiktelasticiteterna presenteras.¹⁵ Angående den första frågan, ser vi att en ökning av statsbidragen verkar ha en relativt liten effekt på den primärkommunala sysselsättningen. Om statsbidragen ökar med en procent och ges ut som riktade bidrag, ökar den kommunala sysselsättningen med 0.06 procent på kort sikt och med 0.1 procent på lång sikt. Om statsbidragen istället ges

forts fotnot 13

nationalekonomiska institutionen vid Uppsala universitet. För mer information angående LINDA, se Edin & Fredriksson [1997].

¹⁴ De fullständiga resultaten återfinns i *Tabell A1* i Appendix. Vi har genomfört en rad specifikations tester 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 2*. De specifikations tester som är gångse för denna estimator (Sargan och AR(1)-AR(4) 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].

¹⁵ En elasticitet anger med hur många procent som den beroende variabeln förändras då en oberoende variabel förändras med en procent.

Tabell 2 Dynamisk sysselsättningsekvation där koefficienten för statsbidrag tillåts variera före resp efter statsbidragsreformen 1993.

Variabel	Koeff.	St. fel
SYSS(-1)	0.4051**	0.0575
INK	0.1690**	0.0305
BIDRAG-92	0.6261**	0.1190
BIDRAG 93-PRIS	0.3297**	0.1265
UNG	-0.2709**	0.0397
UNG(-1)	-0.1594	0.1024
GAMMAL -91	0.2059**	0.0940
GAMMAL 92-SOC	1.2134*	0.6370
	2.7874**	0.6570
	0.3759	0.2885

Notera att:

- I) ** indikerar att resultatet är statistiskt säkerställt på 5 procentsnivån och * indikerar att resultat är statistiskt säkerställt på 10 procentsnivån.
 II) GMM-estimeringarna har gjorts i DPD för Ox 1.20. För en beskrivning av programmen, se Doornik [1996] och Arellano, Bond & Doornik [1997].
 III) En konstant och tidsdummyvariabler är inkluderade i regressionerna, men resultaten för dessa presenteras, av utrymmesskäl, ej i tabellen.
 IV) För att förbättra läsbarheten, så har estimaten för INK och PRIS multiplicerats med en faktor om 10^6 medan estimaten för UNG, GAMMAL och SOC har skalats med en faktor om 10^3 .
 v) För resultaten från båda stegens estimeringar, teststatistikor och för övriga noter, se *Tabell A1*.

ut i "påsför" (d v s som generella bidrag), ser vi att en enprocentig ökning leder till en ökning av sysselsättningen med 0.025 procent (kort sikt) respektive 0.042 procent (lång sikt).

Hur påverkade då statsbidragsreformen 1993 kommunernas arbetskraftsefterfrågan? Svaret på denna fråga får vi genom att jämföra elasticiteterna för statsbidrag före respektive efter statsbidragsreformen. Genomför vi ett hypotestest kan vi med 90 procents säkerhet förkasta hypotesen att de olika formerna av statsbidrag haft samma effekt på den kommunala sysselsättningen. Statsbidragselasticiteten är lägre i den senare delen av perioden (0.025 jämfört med 0.060 för kortsiktselasticiteten), en period i vilken det alltså nästan uteslutande funnits generella statsbidrag. Slutsatsen blir alltså att det förefaller som om riktade bidrag får en större effekt på sysselsättningen än vad mer generella bidrag får.¹⁶

Vad gäller effekten av löner på arbets-

kraftsefterfrågan, ser vi från *Tabell 3* att den kortsiktiga löneelasticiteten är -0.53 och att den långsiktiga motsvarigheten är -0.896 . Tolkningen av dessa resultat är att en enprocentig ökning av reallönerna för de kommunalt sysselsatta leder till att en halv procent av de kommunanställda (i termer av heltidsekvivalenter) förlorar jobben på kort sikt och att 0.9 procent

¹⁶ Perioderna före och efter bidragsreformen skiljer sig åt på även andra sätt, t ex vad gäller den ekonomiska krisen och en allmän sänkning av nivån på statsbidragen. Spelar detta större roll än själva bidragsreformen? För att undersöka detta har vi även estimerat modellen då vi även låtit parameterestimaten på de andra variablerna vara olika före och efter bidragsreformen. Vi fann dock att det endast var statsbidragsvariablerna som var signifikant skilda från varandra före och efter 1993, vilket stärkte oss i vår tro att det är statsbidragsreformen som förklarar de skilda parameterskattningarna.

Tabell 3 Elasticiteter (standardfel inom parentes)

	Kort sikt	Lång sikt
Bidragselasticitet, före reformen	0.060 (0.0113)	0.100 (0.0201)
Bidragselasticitet, efter reformen	0.025 (0.0096)	0.042 (0.0185)
Löneelasticitet	-0.533 (0.0782)	-0.896 (0.1789)
Inkomstelasticitet	0.369 (0.0667)	0.620 (0.1501)

förlorar jobben på lång sikt. Slutligen kan det noteras att inkomstelasticiteten är 0.37 på kort sikt och 0.62 på lång sikt, vilket innebär att en enprocentig ökning av medianinkomsten leder till 0.37 procents ökning av de kommunanställda (i termer av heltidsekvivalenter) på kort sikt och till 0.62 procents ökning på lång sikt.

För att undersöka hur pass robusta våra resultat är har vi dessutom genomfört skattningar på fyra olika undergrupper; "små", "stora", "socialistiska" och "borgerliga" kommuner, för att undersöka huruvida dessa grupper uppvisar olika beteendemönster. Att detta kan vara fallet för "stora" och "små" kommuner har bland annat visats i studier av Holtz-Eakin & Rosen [1991] och Borge & Rattsø [1993]. Vi definierar en kommun som "stor" om den har över 20 000 invånare under hela den studerade perioden, som "liten" om den har färre än 15 000 invånare under hela den studerade perioden, som "socialistisk" om partierna S och V utgjorde en majoritet efter vart och ett av de tre kommunalval som hölls 1988–1995 och som "borgerlig" om partierna C, KDS, Fp och M utgjorde en majoritet efter minst två av de tre kommunalval som ägde rum under perioden 1988–1995.

De skattade elasticiteterna för undergrupperna återfinns i Tabell 4. Vi finner inga större skillnader mellan "stora" och "små" kommuner. Däremot finner vi att "socialistiska" kommuner uppvisar ett något annorlunda beteendemönster än övriga kommuner: de har lägre löneelasticitet (-0.13 på kort sikt och -0.3 på lång sikt) och de uppvisar den tydligaste skillnaden

mellan statsbidragselasticiteten före och efter reformen. Vi kan dock konstatera att våra huvudslutsatser från ovan verkar kvarstå.¹⁷

4. Sammanfattning och ekonomisk-politisk slutsats

I denna studie har vi undersökt bestämningsfaktorer för den kommunala arbetskraftsefterfrågan under åren 1988–95 och funnit:

(I) att oavsett om statsbidragen kommer som riktade eller generella bidrag verkar effekterna från dem på den primärkommunala sysselsättningen vara tämligen små, åtminstone för den studerade perioden. En enprocentig ökning av statsbidragen ger, på lång sikt, endast en ökning på 0.1 procent av antalet sysselsatta (om bidragen ges i riktad form). Detta var dock en period då den svenska ekonomin befann sig i en konjunktursvacka och där flera kommuner brottades med finansiella problem. Det skulle därför vara av intresse att undersöka vilka effekter statsbidragen har då såväl kommunerna som den svenska ekonomin befinner sig i ett mer gynnsamt läge. Är det så att statsbidragen har olika effekter på den kommunala sysselsättningen i olika konjunkturlägen? Det kan också vara värt att poängtera att denna studie inte säger något om var de statsbidrag som inte går till den kommunala sysselsättningen tar vä-

¹⁷ De fullständiga resultaten för undergrupperna återfinns i Bergström, Dahlberg & Johansson [1998].

Tabell 4 Samma elasticiteter (standardfel) som i Tabell 3, men nu för de fyra undergrupperna.

	”Stora”	”Små”	”Socialistiska”	”Borgerliga”
Kortsiktselasticiteter				
Löneelasticitet	-0.422 (0.0517)	-0.273 (0.0548)	-0.126 (0.0365)	-0.309 (0.0397)
Bidragselasticitet, före reformen	0.019 (0.0107)	0.044 (0.0095)	0.047 (0.0045)	0.033 (0.0092)
Bidragselasticitet, efter reformen	0.013 (0.0061)	0.009 (0.0070)	0.003 (0.0031)	0.018 (0.0050)
Inkomstelasticitet	0.198 (0.0453)	0.303 (0.0602)	0.052 (0.0333)	0.193 (0.0319)
Långsiktselasticiteter				
Löneelasticitet	-0.946 (0.1338)	-0.518 (0.1318)	-0.300 (0.0987)	-0.540 (0.0837)
Bidragselasticitet, före reformen	0.042 (0.0235)	0.084 (0.0195)	0.112 (0.0106)	0.058 (0.0148)
Bidragselasticitet, efter reformen	0.029 (0.0145)	0.017 (0.0142)	0.008 (0.0075)	0.031 (0.0093)
Inkomstelasticitet	0.443 (0.1101)	0.575 (0.1393)	0.124 (0.0803)	0.337 (0.0675)

gen. En studie som adresserar denna fråga skulle därför vara av stort intresse. Inte förrän vi har hela bilden klar för oss kan vi avgöra om statsbidragen används ”optimalt” av kommunerna.

(II) att statsbidrag ökade den kommunala arbetskraftsefterfrågan signifikant mer före statsbidragsreformen 1993 än efter. Detta indikerar att riktade statsbidrag har större sysselsättningseffekter än generella statsbidrag. Vi skattar den kortsiktiga (långsiktiga) statsbidragselasticiteten till 0.06 (0.1) före reformen och till 0.025 (0.042) efter reformen. Låt oss exemplifiera detta med ett räkneexempel. Utnyttjar man dessa elasticiteter och räknar på de uppgifter som finns presenterade i vår budgeten och i senare promemorior från finansdepartementet angående statsbidrag till kommunerna t o m 1998¹⁸, finner man att om dessa delas ut som generella statsbidrag tillkommer, enligt våra resultat, knappt 2 300 kommunala heltidsekvivalenta tjänster på kort sikt och drygt 3 800 på lång sikt. Om de däremot delas ut som

riktade statsbidrag är motsvarande antal ca 5 500 (kort sikt) och ca 9 100 (lång sikt).¹⁹ Resultaten indikerar alltså att ju mer frihet kommunerna får att själva förvalta statsbidragen, desto mindre del av dessa används

¹⁸ Den summa vi har använt i beräkningarna är 8 410 miljoner kronor.

¹⁹ I de räkneexempel som vi redovisar har vi räknat med 1.5 procents inflation och vi har använt oss av statistik över kommunanställda för 1996. Önskar man få en uppfattning om hur många individer som berörs, har vi uppskattat att i genomsnitt så jobbar en kommunanställd 0.738 tidsenheter (där 1 tidsenhet är lika med heltidstjänst). 9 100 heltidsekvivalenta tjänster skulle då motsvara 12 330 personer. Även om det säger sig självt, kan det vara värt att poängtera att de beräkningar vi presenterar här endast är grova uppskattningar och att de är en följd av den studerade perioden. Om perioden 1988–1995 av något skäl var speciell för de svenska primärkommunerna, bör våra skattningar snarare ses som en beskrivning av den studerade perioden än som lämpliga att använda för att prognostisera framtida effekter.

till att öka den kommunala sysselsättningen.

(III) att den kortsiktiga löneelasticiteten ligger runt -0.5 och att den långsiktiga motsvarigheten ligger runt -0.9 (den långsiktiga löneelasticiteten är inte signifikant skild från -1). En enprocentig ökning i lönerna kommer alltså att minska sysselsättningen med en halv procent på kort sikt och nästan en procent på lång sikt. Tittar man på de löneavtal som slöts under våren 1998, implicerar de skattade löneelasticiteterna att knappt 4 500 kommunala heltidsekvivalenta tjänster kommer att försvinna på kort sikt och drygt 7 500 på lång sikt. Omräknat i individer blir detta ca 6 100 respektive 10 200 personer.²⁰ Som en jämförelse kan nämnas att Hillman, Westman, Gunnarsson & Pettersson [1998] i sin debattartikel uppskattade att varje procents löneökning skulle kosta ca 8 000 anställda jobbet.

Vi har dessutom funnit att den demografiska strukturen är en viktig förklaringsfaktor för den primärkommunala arbetskraftsefterfrågan och att anpassningen av den primärkommunala arbetskraftsefterfrågan är relativt trög: endast 60 procent av den önskade förändringen i den kommunala arbetskraftsefterfrågan genomförs under det första året.

Om man ska dra någon ekonomisk-politisk slutsats från denna studie så är det följande: om en uttalad önskan är att statsbidragen till primärkommunerna skall leda till en så stor ökning av den primärkommunala arbetskraften som möjligt, så bör statsbidragen ges i riktad snarare än i generell form.

Referenser

- Arellano, M & Bond, S, [1991], "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, vol 58, s 277–297.
- Arellano, M, Bond, S & Doornik, J, [1997], "Dynamic panel data estimation using DPD for Ox", Nuffield College, Oxford, till-

gänglig via <http://hicks.nuff.ox.ac.uk/Users/Doornik/>.

- Bailey, S J & Connolly, S, [1998], "The Flypaper Effect: Identifying Areas for Further Research", *Public Choice*, vol 95, s 335–361.
- Bergstrom, T C & Goodman, R P, [1973], "Private Demands for Public Goods", *American Economic Review*, vol 63, s 280–296.
- Bergström, P, Dahlberg, M & Johansson, E, [1998], "Municipal Labour Demand: Sweden 1988-1995", Working Paper No 1, Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU), tillgängligt via <http://www.ifau.se/>.
- Black, D, [1958], *The Theory of Committees and Elections*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Borge, L-E & Rattsø, J, [1993], "Dynamic Responses to Changing Demand: A Model of the Reallocation Process in Small and Large Municipalities in Norway", *Applied Economics*, vol 25, s 589–598.
- Borge, L-E & Rattsø, J, [1996], "Demographic Shift, Relative Costs and the Allocation of Local Public Consumption in Norway", *Regional Science and Urban Economics*, vol 25, s 705–726.
- Borge, L-E, Rattsø, J & Sørensen, R, [1996], "Local Government Service Production: The Politics of Allocative Sluggishness", *Public Choice*, vol 82, s 135–157.
- Bowen, H R, [1943], "The Interpretation of Voting in the Allocation of Economic Resource", *Quarterly Journal of Economics*, vol 58, s 27–48.
- Dahlberg, M & Johansson, E, [1998], "The Revenues-Expenditures Nexus: Panel Data Evidence from Swedish Municipalities", *Applied Economics*, vol 30, s 1379–1386.
- Dahlberg, M & Johansson, E, [1997], "An Examination of the Dynamic Behavior of Local Governments using GMM Bootstrapping Methods", Essay III i Dahlberg, M, *Essays on Estimation Methods and Local Public Economics*, doktorsavhand-

²⁰ Vi har använt oss av avtalet för personal inom vård, omsorg och tillsyn. Avtalet var treårigt, men de siffror som vi beräknat gäller t o m 1998.

- ling, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Doornik, J, [1996], *Object-oriented Matrix Programming using Ox*, Thomson Business Press, London.
- Edin, P-A & Fredriksson, P, [1997], "LINDA: Longitudinal INdividual DAtabase", Stencil, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Hillman, Å, Westman, H, Gunnarsson, S & Pettersson, I, [1998], "Varje procent kostar 8000 jobb", DN Debatt, *Dagens Nyheter*, 27 januari 1998.
- Holtz-Eakin, D, Newey, W & Rosen, H S, [1988], "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data", *Econometrica*, vol 56, s 1371-1395.
- Holtz-Eakin, D & Rosen, H S, [1991], "Municipal Labor Demand in the Presence of Uncertainty: An Econometric Approach", *Journal of Labor Economics*, vol 9, s 276-293.
- Hotelling, H, [1929], "Stability in Competition", *Economic Journal*, vol 39, s 41-57.

Appendix

Tabell A1 Dynamisk sysselsättningsekvation där koefficienten för statsbidrag tillåts variera före resp. efter statsbidragsreformen 1993.

Variabel	GMM1			GMM2		
	Koeff.	St. fel	t-kvot	Koeff.	St. fel	t-kvot
SYSS(-1)	0.5134	0.0762	6.7393	0.4051	0.0575	7.0472
INK	0.1427	0.0444	3.2121	0.1690	0.0305	5.5327
BIDRAG-92	0.7538	0.1736	4.3412	0.6261	0.1190	5.2620
BIDRAG 93-PRIS	0.3633	0.1732	2.0973	0.3297	0.1265	2.6068
UNG	-0.2557	0.0642	-3.9850	-0.2709	0.0397	-6.8155
UNG(-1)	-0.2153	0.1241	-1.7348	-0.1594	0.1024	-1.5559
GAMMAL -91	0.2781	0.1165	2.3877	0.2059	0.0940	2.1907
GAMMAL 92-	1.2750	0.9388	1.3581	1.2134	0.6370	1.9048
SOC	2.7453	0.9456	2.9033	2.7874	0.6570	4.2429
	0.3298	0.3963	0.8322	0.3759	0.2885	1.3029
	Sargan(1)	Sargan(2)	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)
Test			-5.2141	-0.9201	-1.1478	-0.2231
p-värde	0.000	0.227	0.000	0.179	0.126	0.412

För den ekonometriskt intresserade kan noteras att:

- I) GMM-estimeringarna har gjorts i DPD för Ox 1.20. För en beskrivning av programmen, se Doornik [1996] och Arellano, Bond & Doornik [1997].
- II) AR(1)-AR(4) testerna visar teststatistikor för första till fjärde ordningens seriella korrelation i residualerna från GMM2-skattningarna. Dessa statistikor antas vara asymptotiskt standard normal fördelade under nollhypotesen 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 (instrument validitet) i GMM1 (GMM2) estimeringen. Under nollhypotesen om valida instrument, är Sargan statistikan asymptotiskt chi-två fördelad med (p-k) frihetsgrader, där p är antalet momentvillkor och k är antalet estimerade koefficienter.
- V) Som instrument använder vi BIDRAG-92, BIDRAG 93-, UNG, UNG(-1) och SOC i första-differenser, PRIS, INK och GAMMAL i nivåer laggade minst två år, SYSS i nivåer laggade minst tre år, samt konstanten och tidsdummyvariabler.
- VI) För att förbättra läsbarheten, så har estimaten för INK och PRIS multiplicerats med en faktor om 10^6 medan estimaten för UNG, GAMMAL och SOC har skalats med en faktor om 10^3 .
- VII) För övriga noter, se Bergström, Dahlberg & Johansson [1998].