

Kommunal arbetskraftsefterfrågan

Sverige 1988 - 1995[‡]

Pål Bergström*

Matz Dahlberg⁺

Eva Johansson*

[‡] Vi är tacksamma för kommentarer från Susanne Ackum Agell, Seung Ahn, Sören Blomquist, Anders Forslund, Peter Fredriksson, Bertil Holmlund, Åsa Lindberg 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).

* Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet, Box 513, 751 20 Uppsala, Sweden
E-mail: pal.bergstrom@nek.uu.se, eva.johansson@nek.uu.se

⁺ Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet och IFAU
E-mail: matz.dahlberg@nek.uu.se

1. Bakgrund och syfte

Den kommunala sektorn i Sverige är landets enskilt största arbetsgivare och svarar för cirka 30 procent av alla sysselsatta, varav 2/3 utgörs av sysselsatta i den primärkommunala sektorn¹. Sysselsättningen i den kommunala sektorn uppvisar dessutom ett annat mönster över tiden än den i andra sektorer, speciellt under 1990-talet. Trots detta finns det inga studier som rigoröst undersöker vad som egentligen styr den kommunala arbetskraftsefterfrågan i Sverige.

Syftet med föreliggande studie är att börja fylla denna lucka genom att undersöka bestämningsfaktorerna till den primärkommunala arbetskraftsefterfrågan i Sverige under åren 1988-1995. För detta ändamål utnyttjar vi moderna statistiska metoder på ett paneldataset av svenska kommuner. De frågor vi söker svar på beskrivs kortfattat nedan.

För det första ägde en omfattande reform av statsbidragssystemet rum 1993. Fram till reformen var bidragen huvudsakligen riktade, men efter reformen har bidragen huvudsakligen blivit 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 allmänna debatt och diskussion som uppstått i samband med de så kallade "Perssonpengarna" till kommunerna.

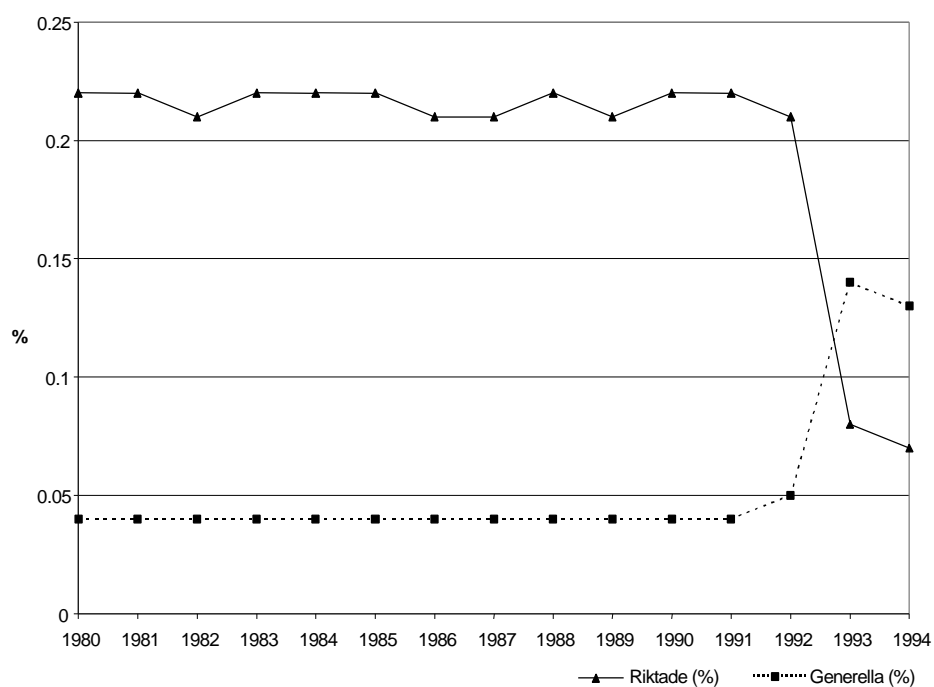
¹ De primärkommunala ansvarsområden som sysselsätter flest människor är barnomsorg, äldreomsorg samt skola och fritid. Övriga ansvarsområden är teknik, administrationspersonal samt övrig vård och omsorg.

För det andra präglades 1998 års avtalsrörelse av en diskussion om hur många kommunalt anställda som skulle "få gå" givet en viss ökning av de kommunalanställdas löner (se, t ex, inlägget på DN. debatt 1998-01-27). Genom att skatta löneelasticiteten, som säger hur stor förändringen i kommunal sysselsättning blir vid ett visst lönepåslag, får vi ett direkt svar på denna fråga.

För det tredje är det troligt att kommunerna inte kan anpassa den kommunala sysselsättningen omedelbart, bl a p g a arbetsrättsliga hänsyn och de kostnader och den tidsåtgång som hänger samman med nyrekryteringar. Frågan är då hur pass snabbt anpassningen av sysselsättningen sker, exempelvis hur stor del av en önskad förändring i kommunal arbetskraftsefterfrågan som slår igenom under det första året. Om anpassningen sker långsamt är det viktigt att ta hänsyn till detta i undersökningen eftersom resultaten annars riskerar att bli missvisande.

För det fjärde är det viktigt att ta hänsyn till den demografiska strukturen i kommunerna eftersom primärkommunernas huvudsakliga ansvarsområden är barnomsorg, utbildning och äldreomsorg. En intressant fråga är hur den kommunala arbetskraftsefterfrågan påverkas om andelen unga respektive andelen gamla i en kommun förändras.

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



Källa: Kommunernas Finanser

Vi undersöker slutligen om det har någon betydelse för den kommunala arbetskraftsefterfrågan om kommunen i fråga är "stor", "liten", "socialistisk" eller "borgerlig". 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.

2. Modell och data²

Hur beskriver man bäst den kommunala beslutsprocessen? Hur går det egentligen till när ett stort antal heterogena individer når ett kollektivt beslut? Denna fråga har länge diskuterats inom nationalekonomin och statskunskapen och det har visat sig att svaret är långt ifrån självklart. Här följer vi gängse praxis, och anammar en så kallad medianväljarmodell som teoriram för att beskriva den kommunala beslutsprocessen. Medianväljarmodellen säger att under vissa förutsättningar, så kommer medianväljarens röst att fälla utslaget. Denna modell säger att omröstning är det förslag som medianväljaren röstade på. (Se Hotelling (1929), Bowen (1943) och Black (1958) för vidare diskussion och analys av denna modell.) Även om det kan ifrågasättas om förutsättningarna bakom medianväljarmodellen är uppfyllda, så har den vunnit starkt gehör i litteraturen och är den beteendemodell som använts mest för att beskriva beslutsprocessen i lokalt beslutande organ.

I varje kommun finns alltså en medianväljare som antas erhålla nytta från både privat konsumtion och från de tjänster kommunen tillhandahåller. Medianväljaren fattar beslut om hur stor del av inkomsten som, via skattsedeln, ska gå till kommunal konsumtion. Medianväljaren försöker uppnå största möjliga nytta under två budgetrestriktioner: sin egen och kommunens. Som utgångspunkt för den empiriska analysen härleder vi en optimal efterfrågefunktionen som antar följande form³

² Detta avsnitt är delvis tekniskt till sin natur, man kan, utan att för den skull tappa väsentlig information för fortsatt förståelse, påbörja läsningen vid ekvation (5).

³ I Bergström *m fl.* (1998) visar vi vilka funktionsformer som krävs på nytto- respektive produktionsfunktionen för att vi ska erhålla denna efterfrågefunktion. Där diskuteras också den teoretiska modellen mer utförligt.

$$n_{it}^{d*} = z_{it} + \mathbf{b}(y_{it}^m + g_{it} \mathbf{t}_{it}) + \mathbf{a} w_{it} \mathbf{t}_{it}, \quad (1)$$

där, för vår modell, $i = 1, \dots, M$ betecknar antalet kommuner i Sverige och $t = 1, \dots, T$ betecknar antalet år som vår undersökning avser. n_{it}^{d*} är nivån (per kommuninvånare) på den kommunala sysselsättningen som medianväljaren efterfrågar, $z = \mathbf{d}_0 + \mathbf{d}_1 z_1 + \mathbf{d}_2 z_2 + \mathbf{d}_3 z_3 + \dots$ betecknar effekterna av ett antal socioekonomiska karaktäristika (vilka beskrivs utförligare nedan), y_{it}^m är medianväljarens bruttolöns, g_{it} är de statsbidrag som kommunen erhåller per kommuninvånare, w_{it} är de kommunanställdas lön och $\mathbf{t}_{it} = \frac{y_{it}^m}{\bar{y}_{it}}$ (där \bar{y}_{it} är genomsnittlig individuell bruttolöns) är det så kallade skattepriset som medianväljaren får betala. Skattepriset är den marginalkostnad, i termer av ökade skattebetalningar, som individerna möter för en enhets ökning av den kommunalt tillhandahållna varan. \mathbf{b} , \mathbf{a} och \mathbf{d} är okända parametrar som ska skattas.

Som nämndes ovan är det, bl a p g a arbetsrättsliga hänsyn och de kostnader som hänger samman med nyrekryteringar, inte troligt att kommunerna kan anpassa sin arbetskraftsefterfrågan omedelbart. Detta innebär att vi bör förvänta oss att faktisk sysselsättning i kommunen kommer att avvika från den optimala nivån sådan som den bestäms i ekvation (1). Indikationer på att dynamik är viktigt i kommunalt beslutsfattande finns dessutom i tidigare studier rörande kommunala utgifter (se t ex Holtz-Eakin och Rosen (1991) på amerikanska data, Dahlberg och Johansson (1996, 1997) på svenska data samt Borge och Rattsø (1993, 1996) och Borge *m fl.* (1996) på norska data). Vi inför därför dynamik genom att kombinera den statiska medianväljarmodellen med en partiell anpassningsprocess. Den dynamiska formuleringen separerar det önskade antalet kommunalt sysselsatta (n_{it}^{d*}) från det faktiska antalet (n_{it}^d). Den önskade nivån ges av ekvation (1), medan relationen mellan faktisk och önskad nivå är formulerad som en partiell anpassningsprocess. Den faktiska

förändringen mellan två år (t och $t - 1$) är en andel, I , av den önskade förändringen

$$n_{it}^d - n_{it-1}^d = I(n_{it}^{d*} - n_{it-1}^d). \quad (2)$$

Anpassningskoefficienten I mäter alltså graden av tröghet i kommunernas anpassning till önskade efterfrågeförändringar av den kommunala sysselsättningen: ju lägre värdet på I är, desto större är anpassnings-trögheten.

Slutligen, genom att substituera in (1) i (2) erhåller vi följande dynamiska efterfrågefunktion

$$n_{it}^d = z_{it} + \mathbf{f}(y_{it}^m + g_{it} \mathbf{t}_{it}) + \mathbf{j} w_{it} \mathbf{t}_{it} + (1 - I)n_{it-1}^d, \quad (3)$$

där $\mathbf{f} = I\mathbf{b}$ och $\mathbf{j} = I\mathbf{a}$. Ekvation (3) utgör grunden för den empiriska analysen.⁴ Till följd av den omfattande litteratur som visar att statsbidrag ofta inte har samma effekt på kommunalt beteende som medianinkomst (den så kallade “flugpapperseffekten”) kommer vi i den empiriska specifikationen av (3) att tillåta koefficienten för medianinkomst att skilja sig åt från koefficienten för statsbidrag.⁵

⁴ När vi konfronterar modellen med data, så följer vi tidigare studier och identifierar medianväljaren som väljaren med medianinkomsten (se Theorem 2 i Bergstrom och Goodman (1973)).

⁵ För en utförlig diskussion om “flugpapperseffekten” och för en översikt över tidigare studier, se Bailey och Connolly (1998).

Den statistiska specifikationen av ekvation (3), är⁶

$$n_{it}^d = \mathbf{i}_t + z_{it} + \mathbf{f}_1 y_{it}^m + \mathbf{f}_2 g_{it} \mathbf{t}_{it} + \mathbf{j} w_{it} \mathbf{t}_{it} + (1 - \mathbf{I}) n_{it-1}^d + f_i + \mathbf{e}_{it}, \quad (4)$$

och den ekvation vi till sist skattar ser ut på följande vis

$$\begin{aligned} SYSS_{it}^d = & \mathbf{i}_t + \mathbf{d}_0 + \mathbf{f}_1 INK_{it} + \mathbf{f}_2 BIDRAG_92_{it} + \mathbf{f}_3 BIDRAG93_{-it} \\ & + \mathbf{j} PRIS_{it} + (1 - \mathbf{I}) SYSS_{it-1}^d + \mathbf{d}_1 * UNG_{it} + \mathbf{d}_2 * UNG_{it-1} + \\ & \mathbf{d}_3 * GAMMAL_91_{it} + \mathbf{d}_4 * GAMMAL92_{-it} + \mathbf{d}_5 * SOC_{it} + f_i + \mathbf{e}_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

där \mathbf{i}_t är en tidsindikator, \mathbf{d}_0 är en konstant, f_i är en kommunspecifik effekt som antas vara konstant över tiden och \mathbf{e}_{it} är en felterm med väntevärdet noll och som är okorrelerad med feltermerna i andra tidsperioder. De kommunspecifika fixa effekterna inkluderas för att ta hänsyn till icke observerbara skillnader mellan kommunerna och tidsdummyvariablerna för att ta hänsyn till makroekonomiska chocker som drabbar alla kommuner på ett liknande sätt.

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 och 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.⁷ De variabler som ges direkt av den teoretiska

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 *m fl.* (1998).

⁷ För en utförligare beskrivning av datamaterialet, se Bergström *m fl.* (1998).

modellen är den beroende variabeln, dvs antalet kommunalt sysselsatta (heltidsekvivalenter) per kommuninvånare (SYSS), och de förklarande variablerna medianinkomst (INK), statsbidrag till kommunen per invånare (BIDRAG), den del av de kommunala lönekostnaderna som medianväljaren får betala (PRIS) samt kommunalt sysselsatta (fulltidsekvivalenter) per kommuninvånare föregående år (SYSS(-1)). Som nämnts tidigare, och som framgår av ekvation (5), så tillåter vi dessutom koefficienten framför statsbidrag att anta olika värden före (BIDRAG_92) och efter (BIDRAG93_) statsbidragsreformen. I linje med traditionell efterfrågeanalys (dvs om inkomsten ökar kan vi efterfråga fler varor och om priset på en vara ökar efterfrågar vi mindre av den varan) förväntar vi oss att inkomster (INK och BIDRAG) ska ha en positiv effekt på efterfrågad kommunal sysselsättning och att kostnaderna (PRIS) ska ha en negativ effekt.

Om vi sedan övergår till de inkluderade socioekonomiska variablerna är det, som nämnts ovan, viktigt att ta hänsyn till den demografiska strukturen i kommunerna eftersom primärkommunernas huvudsakliga ansvarsområden är barnomsorg, utbildning och äldreomsorg. Med tanke på dessa tre ansvarsområden, använder vi andelen personer i åldern 0-15 år (UNG) och andelen personer över 80 år (GAMMAL) i kommunerna som förklarande variabler. Med tanke på ÄDEL-reformen 1992⁸, så tillåter vi koefficienten framför andelen gamla att anta olika värden före (GAMMAL_91) och efter (GAMMAL92_) reformen. Skälet till att vi även 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. Vi förväntar oss att ju större andel unga respektive gamla, desto mer kommunal service efterfrågas och därmed desto fler kommunalt sysselsatta.

⁸ ÄDEL-reformen innebär att primärkommunerna övertog en stor del av det ansvar för äldreomsorgen som landstingen tidigare haft.

Det är också möjligt att, förutom medianväljarens inkomst, dennes politiska preferenser påverkar den önskade nivån på de kommunala utgifterna. Vi använder därför en variabel (SOC) som indikerar om kommunen är socialistiskt eller borgerligt styrd utgör denna en så kallad "proxy" för medianväljarens politiska preferenser.⁹ Vår hypotes är att "socialistiska" medianväljare efterfrågar mer kommunala tjänster, 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.

⁹ Eftersom vi dessutom estimerar separat för olika undergrupper, som till exempel "socialistiska kommuner" och "borgerliga kommuner", så tillåter vi dem att vara heterogena i lutningskoefficienterna också.

Tabell 1. Sammanfattning av använda variabler och förväntat tecken

Variabelnamn	Definition	Tecken
<i>Beroende variabel</i>		
SYSS	Antal kommunalt sysselsatta (fulltidsekvivalenter) per kommuninvånare	
<i>Förklarande var.</i>		
INK	Real ¹⁰ medianinkomst	+
BIDRAG_92	Reala statsbidrag till kommunen/invånare × skattepriset före reformen 1993	+
BIDRAG93_	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 80 år före ÅDEL-reformen 1992	+
GAMMAL92_	Andel invånare över 80 år efter ÅDEL-reformen 1992	+
SOC	Dummy som tar värdet 1 ifall kommunen är styrd av en socialistisk fullmäktige	+

Med hjälp av moderna statistiska metoder skattar vi sedan parametrarna i ekvation (5) (d v s $f_1, f_2, f_3, j, l, d_0, d_1, d_2, d_3, d_4, d_5$ och i_t).¹¹ De

¹⁰ De variabler som är uttryckta i reala termer är deflaterade med konsumentprisindex.

¹¹ 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 *m fl.* (1988) och av Arellano och Bond (1991). Skattningen 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 skattning. I denna uppsats använder vi den viktmatris som föreslagits av Arellano och Bond (1991). Vi har dessutom

data vi använder är inhämtade från statistik som publiceras av SCB.¹² Data täcker 245 av de svenska kommunerna under perioden 1988-1995. 1995 existerade det 288 kommuner i Sverige. Att vi slutligen valt att enbart inkludera 245 av dessa beror på 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 handläggs av landstingen. Detta gav oss data för 245 kommuner över 8 år.

3. Resultat

Resultaten av skattningen av ekvation (5) presenteras i Tabell 2.¹³ Under rubriken "Koeff." anges parameterestimaten för variablerna, under rubri-

skattat ett antal varianter av ekvation (5) och dessutom testat ett par andra estimatorer, men fann att de resultat som vi presenterar i denna svenska sammanfattning var de som fungerade bäst. För de tester vi genomfört och de övriga resultaten som vi erhållit hänvisar vi till Bergström *m fl.* (1998).

¹² 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 national-ekonomiska institutionen vid Uppsala universitet. För mer information angående LINDA, se Edin och Fredriksson (1997).

¹³ De fullständiga resultaten återfinns i Tabell A1 i Appendix. Vi har genomfört en rad specifikationstester av modellen. Dessa indikerar att det är resultaten som presenteras under rubriken "GMM2" i Tabell A1 som är de mest tillförlitliga, och det är dessa som vi återger i Tabell 2. De specifikationstester som är gängse 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 teststatistikorna, se t ex Arellano och Bond (1991).

ken ”St. fel” anges de skattade standardfelen för parameterestimaten och under rubriken ”t-kvot” anges t-värdena för parameterestimaten.¹⁴

Vi kan först notera att koefficienterna för inkomst- (INK), statsbidrags- (BIDRAG_92 och BIDRAG93_) och prisvariablerna (PRIS) är signifikanta (d v s statistiskt skilda från noll) och har det tecken vi förväntar oss från den teoretiska modellen (jämför Tabell 1). Vi kan också se att effekten från andelen invånare över 80 år är positiv och signifikant efter ÅDEL 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 påverkar andelen invånare under 16 år i innevarande period (UNG) sysselsättningen negativt; från en t-kvot på -1.55 ser vi dock att denna effekt inte är ett statistiskt säkerställt resultat. Däremot är effekten av andelen unga i föregående period (UNG(-1)) signifikant positiv, vilket 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 effekt 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 dels tyder på att det finns betydande anpassningströgheter i den kommunala sysselsättningen. Från skattningen av den tidsförskjutna beroende variabelns effekt i Tabell 2 (SYSS(-1)) ser vi också att tröghetsgraden i sysselsättningen är avsevärd ($I = 1 - 0.4051 = 0.5949$). Detta implicerar att endast 59 procent av den önskade förändringen i den kommunala sysselsättningsnivån genomförs under innevarande år.

¹⁴ Om absolutvärdet av en t-kvot är större än 1.64 innebär det att motsvarande parameterestimat är skilt från noll med 90% säkerhet. Om t-kvoten är större (i absoluta termer) än 1.96 innebär det att parameterestimatet är skilt från noll med 95% säkerhet.

Tabell 2. Dynamisk sysselsättningsekvation (ekvation 5) där koefficienten för statsbidrag tillåts variera före respektive efter statsbidragsreformen 1993.

Variabel	Koeff.	St. fel	t-kvot
SYSS(-1)	0.4051	0.0575	7.0472
INK	0.1690	0.0305	5.5327
BIDRAG_92	0.6261	0.1190	5.2620
BIDRAG_93_	0.3297	0.1265	2.6068
PRIS	-0.2709	0.0397	-6.8155
UNG	-0.1594	0.1024	-1.5559
UNG(-1)	0.2059	0.0940	2.1907
GAMMAL_91	1.2134	0.6370	1.9048
GAMMAL_92_	2.7874	0.6570	4.2429
SOC	0.3759	0.2885	1.3029

Notera att:

- i) GMM-estimeringarna har gjorts i DPD för Ox 1.20. För en beskrivning av programmen, se Doornik (1996) och Arellano *m fl.* (1997).
- ii) En konstant och tidsdummyvariabler är inkluderade i regressionerna, men resultaten för dessa presenteras, av utrymmesskäl, ej i tabellen.
- iii) För att förbättra läsbarheten, så har skattningarna för INK och PRIS multiplicerats med en faktor av 10^6 medan skattningarna för UNG, GAMMAL och SOC har skalats med en faktor av 10^3 .
- iv) För resultaten från båda stegens estimeringar, teststatistikor och för övriga noter, se Tabell A1.

Hur påverkade då statsbidragsreformen 1993 kommunernas arbetskrafts-
 efterfrågan? Denna fråga undersöker vi genom att låta koefficienten
 framför statsbidragsvariabeln anta olika värden före (BIDRAG_92) och
 efter (BIDRAG93_) statsbidragsreformen. Genomför vi ett hypotestest
 kan vi förkasta hypotesen att de olika formerna av statsbidrag haft sam-
 ma effekt på den kommunala sysselsättningen med 90% säkerhet. Kort-

och långsiktselasticiteterna presenteras i Tabell 3.¹⁵ Elasticiteten för statsbidrag 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.

Från Tabell 3 ser vi dessutom att den kortsiktiga löneelasticiteten är -0.53 och att den långsiktiga motsvarigheten är -0.90. 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 förlorar jobben på lång sikt. 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.

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)

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

För den ekonometriskt intresserade kan noteras att:

Elasticiteter och standardfel har tagits fram genom att använda delta-metoden på andrastegsskattningarna.

För att undersöka hur pass robusta våra resultat är, har vi dessutom skattat ekvation (5) på fyra olika undergrupper; små, stora, socialistiska och borgerliga kommuner, för att undersöka huruvida dessa grupper uppvisar olika mönster. Att detta kan vara fallet för "stora" och "små" kommuner har bland annat visats i studier av Holtz-Eakin och Rosen (1991) och Borge och Rattsø (1993).

Vi finner inga större skillnader mellan "stora" och "små" kommuner. Dessa resultat finns presenterade i Tabell A2 i Appendix. Däremot finner vi att "socialistiska" kommuner (se tabell A3 i Appendix) uppvisar ett något annorlunda beteendemönster än övriga kommuner: de har lägre löneelasticitet och de uppvisar den tydligaste skillnaden mellan statsbidragselasticiteten före och efter reformen (Se tabell A4 i Appendix).

4. Sammanfattning och ekonomisk-politiska slutsatser

För att sammanfatta de viktigaste resultaten, så har vi funnit:

(i) att riktade statsbidrag ökar den kommunala arbetskraftsefterfrågan signifikant mer än generella statsbidrag. Vi skattar den kortsiktiga (långsiktiga) statsbidragselasticiteten till 0.06 (0.1) före reformen och till 0.025 (0.042) efter reformen. Utnyttjar man dessa elasticiteter och räknar på de uppgifter som finns presenterade i vårbudgeten och i senare promemorior från finansdepartementet angående statsbidrag till kommunerna t o m 1998, så finner man att om dessa delas ut som generella statsbidrag kommer 2 275 kommunala heltidsekvivalenta tjänster att tillkomma på kort sikt och 3 822 på lång sikt. Om de däremot delas ut som riktade statsbidrag är motsvarande antal 5 459 (kort sikt) och 9 099 (lång sikt).¹⁶ Resultaten indikerar alltså att ju mer frihet kommunerna får att själva disponera statsbidragen, desto mindre del av dessa används till att öka den kommunala sysselsättningen.

(ii) 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). Tittar man på de avtal som slöts under vårens avtalsrörelse, så finner man att de skattade löneelasticiteterna implicerar att 4 480 kommunala heltidsekvivalenta tjänster kommer att

¹⁶ 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). 9 099 heltidsekvivalenta tjänster skulle då motsvara 12 329 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.

försvinna på kort sikt och 7 530 dito på lång sikt. Omräknat i individer blir detta 6 070 respektive 10 204 personer.¹⁷

(iii) att anpassningen av den kommunala arbetskraftsefterfrågan är relativt trög: endast 60% av den önskade förändringen i den kommunala arbetskraftsefterfrågan genomförs under det första året.

(iv) att den demografiska strukturen är en viktig förklaringsfaktor för den kommunala arbetskraftsefterfrågan.

(v) att "socialistiska" kommuner uppvisar ett något annorlunda beteende 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. Däremot finner vi inga större skillnader mellan "stora" och "små" kommuner.

Om man ska dra någon ekonomisk-politiska slutsatser 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.

¹⁷ 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.

Referenser

Arellano, M. och S. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies* 58, 277-297.

Arellano, M., S. Bond och J. Doornik (1997) "Dynamic panel data estimation using DPD for Ox", Nuffield College, Oxford, tillgänglig via <http://hicks.nuff.ox.ac.uk/Users/Doornik/>.

Bailey, S.J. och S. Connolly (1998), "The Flypaper Effect: Identifying Areas for Further Research", *Public Choice* 95, 335-361.

Bergstrom, T.C. och R.P. Goodman (1973), "Private Demands for Public Goods", *American Economic Review* 63, 280-296.

Bergström, P., M. Dahlberg och E. Johansson (1998), "Municipal Labour Demand: Sweden 1988-1995", Working Paper No. 1, IFAU.

Black, D. (1958), *The Theory of Committees and Elections*, Cambridge.

Borge, L.-E. och J. Rattsø (1993), "Dynamic Responses to Changing Demand: A Model of the Reallocation Process in Small and Large Municipalities in Norway", *Applied Economics* 25, 589-598.

Borge, L.-E. och J. Rattsø (1996), "Demographic Shift, Relative Costs and the Allocation of Local Public Consumption in Norway", *Regional Science and Urban Economics*; 25(6) 705-726.

Borge, L.-E., J. Rattsø och R. Sørensen (1996), "Local Government Service Production: The Politics of Allocative Sluggishness", *Public Choice* 82, 135-157.

Bowen, H.R. (1943), "The Interpretation of Voting in the Allocation of Economic Resource", *Quarterly Journal of Economics* 58, 27-48.

Dahlberg, M. och E. Johansson (1996), "The Revenues-Expenditures Nexus: Panel Data Evidence from Swedish Municipalities", Under publicering i *Applied Economics*.

Dahlberg, M. och E. Johansson (1997), "An Examination of the Dynamic Behavior of Local Governments using GMM Bootstrapping Methods", Essay III i M. Dahlberg "Essays on Estimation Methods and Local Public Economics", Doktorsavhandling, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.

Doornik, J. (1996) "Object-oriented Matrix Programming using Ox", Thomson Business Press, London.

Edin, P.-A. och P. Fredriksson (1997), "LINDA: Longitudinal Individual DAtabase", Stencil, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.

Holtz-Eakin, D., W. Newey och H.S. Rosen (1988), "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data", *Econometrica* 56, 1371-1395.

Holtz-Eakin, D. och H.S. Rosen (1991), "Municipal Labor Demand in the Presence of Uncertainty: An Econometric Approach" *Journal of Labor Economics*, 9, 276-293.

Hotelling, H. (1929), "Stability in Competition", *Economic Journal* 39, 41-57.

Appendix

Tabell A1. Dynamisk sysselsättningsekvation (ekvation 5) där koefficienten för statsbidrag tillåts variera före respektive 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_	0.3633	0.1732	2.0973	0.3297	0.1265	2.6068
PRIS	-0.2557	0.0642	-3.9850	-0.2709	0.0397	-6.8155
UNG	-0.2153	0.1241	-1.7348	-0.1594	0.1024	-1.5559
UNG(-1)	0.2781	0.1165	2.3877	0.2059	0.0940	2.1907
GAMMAL_91	1.2750	0.9388	1.3581	1.2134	0.6370	1.9048
GAMMAL_92_	2.7453	0.9456	2.9033	2.7874	0.6570	4.2429
SOC	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 *m fl.* (1997).

ii) AR(1)-AR(4) testerna visar test statistikor för första till fjärde ordningens seriella korrelation i residualerna från GMM2-skattningarna. Dessa statistikor antas vara asymptotiskt standard normal fördelade under noll hypotesen att ingen seriell korrelation föreligger.

iii) En konstant och tidsdummyvariabler är inkluderade i alla regressioner.

iv) Sargan(1) (Sargan(2)) ger p-värdet för Sargan-testet för överidentifierande restriktioner (instrument validitet) i GMM1 (GMM2) estimeringen. Under noll hypotesen 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 förstadiffenser, 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 skattningarna för INK och PRIS multiplicerats med en faktor av 10^6 medan skattningarna för UNG, GAMMAL och SOC har skalats med en faktor av 10^3 .

vii) För övriga noter, se Bergström *m fl.* (1998).

Tabell A2. Samma estimeringar som i Tabell A1, men nu på undergrupperna "stora" respektive "små" kommuner.

Variabel	Små kommuner				Stora kommuner			
	GMM1		GMM2		GMM1		GMM2	
	Koeff.	T-kvot	Koeff.	T-kvot	Koeff.	T-kvot	Koeff.	T-kvot
SYSS(-1)	0.5608	5.1102	0.4735	7.6871	0.5310	5.9879	0.5541	20.7300
INK	0.1340	2.2187	0.1390	5.0231	0.0953	1.7783	0.0905	4.3619
BIDRAG_92	0.3610	1.9372	0.4648	4.6696	0.1340	0.5685	0.1987	1.7780
BIDRAG93_	-0.0278	-0.1921	0.1207	1.3189	0.1320	0.5870	0.1673	2.0725
PRIS	-0.0918	-1.4472	-0.1390	-4.9781	-0.2390	-3.0088	-0.2140	-8.1630
UNG	-0.3800	-1.9912	-0.2620	-2.3387	-0.7470	-0.4299	-0.3550	-0.3642
UNG(-1)	0.2640	1.2451	0.4794	4.3205	0.5480	0.3572	0.4009	0.4831
GAMMAL_91	0.3800	0.0396	0.8917	1.8007	-0.2180	-0.0220	0.5473	1.4260
GAMMAL92_	1.2000	1.2073	1.9376	3.6735	1.2900	1.2683	1.8244	4.8457
SOC	0.1140	0.1929	-0.1760	-0.4798	-0.2200	-0.5491	-0.1210	-0.0696
	Test	p-värde				Test	p-värde	
Sargan (1)		0.321			Sargan (1)		0.000	
Sargan (2)		0.074			Sargan (2)		0.556	
AR(1)	-4.8207	0.000			AR(1)	-4.5907	0.000	
AR(2)	-0.8815	0.189			AR(2)	0.6211	0.268	
AR(3)	-1.1027	0.135			AR(3)	-1.6814	0.046	
AR(4)	1.1764	0.120			AR(4)	-0.8541	0.200	

För den ekonometriskt intresserade kan noteras att:

i) Som instrument använder vi INK, UNG, UNG(-1) och SOC i förstaddifferenser, PRIS och GAMMAL i nivåer laggade minst två år, SYSS i nivåer laggade minst tre år, samt konstanten och tidsdummyvariabler.

ii) För övriga noter, se Tabell A1.

Tabell A3. Samma estimeringar som i Tabell A1, men nu på undergrupperna "socialistiska" respektive "borgerliga" kommuner.

Variabel	Socialistiska kommuner				Borgerliga kommuner			
	GMM1		GMM2		GMM1		GMM2	
	Koeff.	T-kvot	Koeff.	T-kvot	Koeff.	T-kvot	Koeff.	T-kvot
SYSS(-1)	0.5813	5.6603	0.5797	18.1280	0.4329	4.7033	0.4276	12.7840
INK	0.0324	0.4653	0.0239	1.5687	0.0968	2.3180	0.0884	6.0556
BIDRAG_92	0.5144	2.8745	0.4948	10.406	0.4109	1.4482	0.3498	3.6236
BIDRAG93_	0.0584	0.3353	0.0439	1.0614	0.2778	1.6126	0.2349	3.6073
PRIS	-0.0594	-0.7536	-0.0642	-3.4635	-0.1630	-2.4488	-0.1570	-7.7971
UNG	0.2282	0.9100	0.1686	1.5914	-0.4010	-1.7757	-0.3400	-3.3258
UNG(-1)	0.2305	0.9520	0.1588	1.6116	0.5605	2.5280	0.4659	4.7586
GAMMAL_91	0.0890	0.1196	-0.1130	-0.4565	0.1923	0.1725	0.2127	0.0504
GAMMAL92_	1.7350	2.1546	1.3963	5.9622	1.9355	1.7207	1.7195	3.8876
	Test	p-värde				Test	p-värde	
Sargan (1)		0.042			Sargan (1)		0.000	
Sargan (2)		0.405			Sargan (2)		0.335	
AR(1)	-4.9344	0.000			AR(1)	-4.5962	0.000	
AR(2)	-2.0061	0.023			AR(2)	0.4013	0.345	
AR(3)	0.3906	0.348			AR(3)	-0.3119	0.378	
AR(4)	0.1366	0.446			AR(4)	-0.4589	0.323	

För den ekonometriskt intresserade kan noteras att:

i) Som instrument använder vi INK, UNG, UNG(-1) och SOC i förstadifferenser, PRIS och GAMMAL i nivåer laggade minst två år, SYSS i nivåer laggade minst tre år, samt konstanten och tidsdummyvariabler.

ii) För övriga noter, se Tabell A1.

Tabell A4. Samma elasticiteter (standardfel) som i Tabell 3, men nu för de fyra undergrupperna ("Stora", "Små", "Socialistiska" och "borgerliga").

	"Stora"	"Små"	"Socialistiska"	"Borgerliga"
	Kortsiktselasticiteter			
Löneelasticitet	-0.422 (0.0517)	-0.273 (0.0548)	-0.126 (0.0365)	-0.309 (0.0397)
Bidragseelasticitet, före reformen	0.019 (0.0107)	0.044 (0.0095)	0.047 (0.0045)	0.033 (0.0092)
Bidragseelasticitet, 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)
Bidragseelasticitet, före reformen	0.042 (0.0235)	0.084 (0.0195)	0.112 (0.0106)	0.058 (0.0148)
Bidragseelasticitet, 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)

För den ekonometriskt intresserade kan noteras att:

Elasticiteter och standardfel har tagits fram genom att använda delta-metoden på andrastegsskattningarna.

