



IFAU – INSTITUTET FÖR
ARBETSMARKNADSPOLITISK
UTVÄRDERING

En utvärdering av personalförstärkningar i grundskolan

**Christian Andersson
Iida Häkkinen**

RAPPORT 2005:6

Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU) är ett forskningsinstitut under Näringsdepartementet med säte i Uppsala. IFAU ska främja, stödja och genomföra: utvärdering av arbetsmarknadspolitiskt motiverade åtgärder, studier av arbetsmarknadens funktionssätt och utvärdering av effekterna på arbetsmarknaden av åtgärder inom utbildningsväsendet. Förutom forskning arbetar IFAU med att: sprida kunskap om institutets verksamhet genom publikationer, seminarier, kurser, workshops och konferenser; bygga upp ett bibliotek av svenska utvärderingsstudier; påverka datainsamling och göra data lättillgängliga för forskare runt om i landet.

IFAU delar även ut anslag till projekt som rör forskning inom dess verksamhetsområden. Det finns två fasta ansökningstillfällen per år: den 1 april och den 1 november. Eftersom forskarna vid IFAU till övervägande del är nationalekonomer, ser vi gärna att forskare från andra discipliner ansöker om anslag.

IFAU leds av en generaldirektör. Vid myndigheten finns en traditionell styrelse bestående av en ordförande, institutets chef och åtta andra ledamöter. Styrelsen har bl a som uppgift att besluta över beviljandet av externa anslag samt ge synpunkter på verksamheten. Till institutet är även en referensgrupp knuten där arbetsgivar- och arbetstagsarsidan samt berörda departement och myndigheter finns representerade.

Postadress: Box 513, 751 20 Uppsala
Besöksadress: Kyrkogårdsgatan 6, Uppsala
Telefon: 018-471 70 70
Fax: 018-471 70 71
ifau@ifau.uu.se
www.ifau.se

IFAU har som policy att en uppsats, innan den publiceras i rapportserien, ska seminariebehandlas vid IFAU och minst ett annat akademiskt forum samt granskas av en extern och en intern disputerad forskare. Uppsatsen behöver dock inte ha genomgått sedvanlig granskning inför publicering i vetenskaplig tidskrift. Syftet med rapportserien är att ge den ekonomiska politiken och den ekonomisk-politiska diskussionen ett kunskapsunderlag.

En utvärdering av personalförstärkningar i grundskolan*

av

Christian Andersson* och Iida Häkkinen♦

2005-06-01

Sammanfattning

Denna rapport utgör ett första steg i en utvärdering av hur elevernas studieresultat påverkades av personalförstärkningarna i grundskolan till följd av ett särskilt statsbidrag som inrättades läsåret 2001/02. Vår analys är baserad på registerdata som omfattar samtliga elever som avslutade grundskolan mellan 1998 och 2003. Vi finner att socioekonomisk bakgrund förklarar en mycket stor del av variationen i studieprestationer. Resultaten visar att under perioden 1998–2003 har resursförändringar inte haft någon statistiskt signifikant effekt på den genomsnittliga elevens studieresultat, men ökade resurser har förbättrat studieresultaten för elever med lågutbildade föräldrar.

* Vi är tacksamma för värdefulla synpunkter ifrån Andreas Hermansson, Skolverket, Maria Hemström, Per Johansson och Erik Mellander vid IFAU, Gunnar Isacson på Statens Väg- och Transportforskningsinstitut, samt från seminariedeltagare vid Uppsala universitet.

* Uppsala universitet, Nationalekonomiska institutionen, Box 513, 75120 Uppsala. E-post: christian.andersson@nek.uu.se

♦ Uppsala universitet, Nationalekonomiska institutionen, Box 513, 75120 Uppsala. E-post: iida.hakkinen@nek.uu.se

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
2	Tidigare forskning	4
3	Det särskilda statsbidragets konstruktion	6
4	Data och variabelspecifikationer	8
5	Utveckling av resurser och elevernas prestationer	11
6	Möjligheterna att utvärdera effekterna av resursförändringar på elevernas studieresultat.....	16
7	Resultat	18
7.1	Kontrollvariablernas betydelse och skillnader i effekter mellan olika grupper av elever	23
8	Slutsatser.....	25
	Referenser	27
	Appendix.....	29

1 Inledning

Under den ekonomiska krisen i Sverige på 1990-talet drabbades även skolan av nedskärningar. Inom grundskolan minskade resursinsatsen per elev, som andel av BNP per capita, från 34 till 24 procent mellan 1991 och 2000 (OECD 1995, 2003). Antalet elever i grundskolan har ökat på 1990-talet vilket har bidragit till att antalet lärare per hundra elever i grundskolan har sjunkit från 8,7 till 7,8 under perioden 1992-2001. Kommunaliseringen av skolan, som i praktiken var genomförd 1993, har påverkat skolans totala resurstilldelning och ökat spridningen i resurser mellan kommuner. Framförallt ökade skillnaderna mellan kommuner med en låg lärartäthet och kommuner med en genomsnittlig lärartäthet efter decentraliseringen 1993 (Björklund m fl 2003). För att motverka denna utveckling beslutade Riksdagen att införa ett särskilt statsbidrag riktat till skola och fritidshem. Mellan 2001 och 2006 ska totalt 17,5 miljarder kronor avsättas för att öka personaltätheten i skolan. Medlen tillförs stegvis, ungefär en miljard kronor betalades ut för läsåret 2001/02 och nästan två miljarder kronor för läsåret 2002/03 (Skolverket 2003). Läsåret 2003/04 fördelades tre miljarder kronor. Från år 2005 lyfts en del av bidraget över till det generella statsbidraget.

Avsikten med det särskilda bidraget är att förbättra elevernas förutsättningar att nå målen för sina utbildningar. Att kvantifiera effekten av resursförändringar på elevresultat är mycket svårt, vilket gör att det finns en viss oenighet i litteraturen om den sanna effekten av små resursförändringar. Svårigheten har framför allt att göra med att man i alla utbildningssystem satsar mer resurser på studiesvaga elever. För att komma runt detta problem måste man ha någon variation i resursförändringarna som är exogent bestämd, och därmed oberoende av elevunderlaget. En sådan förändring betecknas ibland som ett s k kvasi-experiment. Förändringen i resursfördelningssystemet kan fungera som ett kvasiexperiment om förändringen ger upphov till en oberoende variation i resurser som kan utnyttjas för att skatta effekten av resursförändringar på elevprestationerna.

Denna rapport undersöker om förändringar i elevernas studieresultat i skolan samvarierar med förändrade resurser i skolan. Syftet är att uppskatta storleken på effekten av det särskilda statsbidraget på lärartätheten och effekten av resurser på elevernas studieresultat. Vår analys är baserad på registerdata som omfattar samtliga elever som avslutade grundskolan mellan 1998 och 2003, och deras betyg i årskurs nio.

Avsnitt 2 ger en kort överblick av tidigare forskning. Avsnitt 3 beskriver hur det särskilda statsbidraget fungerar och vilka krav som ställs på kommunerna för att de ska kunna erhålla bidraget. Avsnitt 4 behandlar data och variabelspecifikationer. Avsnitt 5 beskriver utvecklingen av resurser och studieresultat. Avsnitt 6 ger en mer detaljerad beskrivning av möjligheterna att utvärdera effekter av resurser på elevernas studieresultat. I avsnitt 7 presenteras resultaten och rapporten avslutas med en sammanfattande diskussion i avsnitt 8.

2 Tidigare forskning

Forskning kring skolresursernas effekter på studieresultaten går tillbaka till 1960-talet och sedan dess har hundratals studier publicerats inom området. En stor del av denna forskning avser klasstorleken betydelse för studieresultatet. Det råder inget tvivel om att stora resursförändringar ger effekt, men resultaten är inte entydiga ifråga om effekten av marginella resursförändringar på studieresultaten. Inte ens sammanfattande översikter ger en samstämmig bild av relationen mellan resursförändringar och studieresultat. Vissa översikter finner att mindre klasser har en positiv effekt på studieresultaten (t ex Hedges m fl 1994 och Krueger 2003) medan andra (t ex Hanushek 1997) inte finner någon sådan effekt. Den främsta orsaken till denna oenighet är att det är mycket svårt att bestämma effekten av endast minskningar i klasstorlek eftersom studiesvaga elever i allmänhet placeras i mindre klasser.

Om man lägger extra stor vikt vid studier av experimentkaraktär är en rimlig tolkning av forskningen att mindre klasser har en positiv inverkan på studieresultat och då framförallt för unga elever och elever med låg socioekonomisk status. Studier av denna typ utnyttjar regelrätta experiment eller data av kvasi-experimentell karaktär.

Den mest ambitiösa och mest omfattande studien av detta slag är antagligen Tennessee STAR-experimentet. Detta projekt var ett storskaligt experiment som inleddes 1985 och berörde 11 600 elever i ett 80-tal skolor i USA. Syftet var att studera effekten av mindre klasser på elevernas studieresultat. Elever och lärare inom varje skola lottades in i en av tre olika grupper: liten klass, normalstor klass eller en normalstor klass med en lärarassistent.¹ Försöket med

¹ En liten klass innehöll 13-17 elever medan en normalstor klass bestod av 22-25 elever.

olika klasstorlekar pågick från första till tredje klass, därefter återvände eleverna till normalstora klasser. Elevernas kunskaper testades i slutet av varje läsår. I princip finns inte problemet med endogent bestämda resurser i det här experimentet eftersom elever och lärare lottades i olika grupper. Studier baserade på data från STAR-projektet finner genomgående att elever i små klasser presterade bättre på standardiserade kunskapstest och också i större utsträckning skrev den amerikanska motsvarigheten till högskoleprovet (se t ex Krueger 1999 och Krueger & Whitmore 2001). Krueger (1999) finner att en minskning i klasstorlek med en elev ökade elevernas percentilrangmed nästan en enhet.² Effekten var ännu större för minoritetselever och elever med lägre socioekonomisk status.

En studie av Angrist och Lavy (1999) analyserar effekten av klasstorlek på studieresultat med hjälp av ett kvasiexperiment. Klassindelningen i den israeliska skolan styrs av den så kallade "Maimonides regel". Enligt denna regel ska antalet elever per klass vara högst 40 elever. Om det totala antalet elever överstiger detta, skapas två klasser. Blir det totala antalet elever över 80 så skapas tre klasser och så vidare. Regeln skapar ett sågtandat samband mellan klasstorlek och det totala antalet elever i en årskurs. Författarna finner att klasstorlek har en signifikant effekt på resultaten i läsförståelse och matematik. Genomsnittseffekten är ungefär lika stor som i STAR-projektet och den positiva effekten är större för elever med en svagare familjebakgrund.

Det finns inga riktiga experiment som studerar effekten av klasstorlek eller resurser på elevernas studieresultat i Sverige. Lindahl (2001) använder en longitudinell ansats för att undersöka effekten av naturlig variation i klasstorlek. Det unika datasetet i studien kommer från ett prov i matematik administrerat av Lindahl. Totalt 556 studenter i 16 skolor i Stockholm fick göra ett standardiserat prov vid tre olika tillfällen. Provet genomfördes under våren i femte klass samt på hösten och våren i sjätte klass. Studien utnyttjar det faktum att det är ett sommarlov mellan två av provtillfällena. Klasstorleken har sannolikt ingen effekt under sommarlovet och då kan man separera effekten av klasstorlek från effekten av hemmiljö. Resultaten visar att mindre klasser ger signifikant bättre resultat än stora klasser. En minskning av klasstorleken med

² Rangordning är ett sätt att normalisera effektskattningen. Elever rangordnas från 0 till 100, värdet 0 ges till den eleven med sämst resultat och värdet 100 till den med bäst resultat. Skattningen uttrycks sedan i termer av effekten på elevens rangordning bland dessa hundra, elevens percentilrangordning.

en elev ökade den genomsnittliga elevens percentilrang med mellan 0,37 och 0,98 enheter (beroende på modellspecifikation). Studien visar dessutom att invandrade elever har större nytta av mindre klasser än svenska elever.

Björklund m fl (2003) utnyttjar förändringen i det svenska resursfördelningssystemet på 1990-talet och analyserar effekten av resurser på avgångsbetygen från årskurs nio. Regressionsanalysen visar att studieresultaten i kommuner vars lärartäthet har ökat relativt sett, har utvecklats bättre än studieresultaten i andra kommuner. Mellan 1990/91 och 2002/03 minskade lärartätheten med ungefär 15 procent. Resultaten visar att om lärartätheten minskar i denna omfattning försämras den genomsnittliga elevens position i fördelningen med 1,1 percentilenheter. Vidare visas att elever med lågutbildade föräldrar och de elever som nyligen har invandrat är de som har störst nytta av fler lärare. Resultaten är genomgående signifikanta och storleksmässigt i linje med de estimerade effekterna i Lindahl (2001).

3 Det särskilda statsbidragets konstruktion

Sedan läsåret 2001/02 kan en kommun få statsbidrag till kostnader för personalförstärkningar inom förskoleklassen, grundskolan, särskolan, fritidshemmen och gymnasieskolan. Kommunerna får själva bestämma vilka personalkategorier och vilken del av skolan som de avser att använda de utökade resurserna till. Kommuner som vill ta del av det särskilda statsbidraget måste årligen ansöka om detta hos Skolverket. Alla kommuner utom två (Umeå och Österåker) sökte och fick statsbidraget under det första bidragsåret, dvs läsåret 2001/02. Under det andra bidragsåret uppbar samtliga kommuner statsbidraget. Friskolor är inte berättigade att söka statsbidraget och får därmed ingen del i de extra resurserna. Inför varje ansökningsomgång beräknar Skolverket en bidragsram, dvs hur mycket pengar som betalas ut under förutsättning att personaltätheten ökas. Bidragsramen bestäms av kommunens invånarantal i åldersgruppen 6–18 år kalenderåret före bidragsåret.

Lsåret 2001/02 delades en miljard kronor ut till kommunerna och läsåret 2002/03 fick kommunerna nästan två miljarder kronor att använda till personalförstärkningar. Genom att dividera utbetalat belopp med antal elever i kommunen får vi utbetalt bidrag per elev och kommun. I genomsnitt uppgick bidraget till 628 kronor per elev läsåret 2001/02 och 1 258 kronor per elev

läsåret 2002/03. Om kommunerna hade använt hela bidraget till att anställa nya lärare till grundskolan, skulle summan ha räckt till i genomsnitt 9,2 extra heltidstjänster per kommun under läsåret 2001/02 och till 18,4 extra heltidstjänster under läsåret 2002/03. Detta innebär att den genomsnittliga lärartätheten skulle ha ökat med ungefär 12 procent mellan läsåren 2000/01 och 2002/03, om hela det extra bidraget hade använts till att anställa nya lärare till grundskolan och hänsyn tas till förändringen i antalet elever. I verkligheten ökade lärartätheten i grundskolan med bara drygt 4 procent mellan 2000/01 och 2002/03.

Grundkravet för att kommunerna ska få bidrag är att de har ökat personaltätheten jämfört med läsåret 2000/01. Kommuner med stigande elevantal måste därför satsa egna medel för att ha rätt till hela bidragsramen. För kommuner med sjunkande elevantal räcker det med att inte minska personalantalet för att möta kravet på ökad personaltäthet. Om en kommun inte genomför de åtgärder, för vilka statsbidraget lämnats, kan Skolverket besluta att hålla inne kommande bidragsutbetalningar.

Totalt har 57 kommuner undantag från kravet om ökad personaltäthet.³ Dessa kommuner har en svår ekonomisk situation på grund av till exempel svag ekonomisk tillväxt i regionen, negativ befolkningsutveckling, obalanserad åldersstruktur eller stora behov av infrastrukturinvesteringar. Dessutom är skattenivån i dessa kommuner generellt sett hög.⁴

³ Dessa kommuner är Arvidsjaur, Askersund, Bengtsfors, Bjurholm, Bjuv, Boden, Borgholm, Bromölla, Bräcke, Degerfors, Dorotea, Filipstad, Grums, Gällivare, Hagfors, Haparanda, Hedemora, Hofors, Hultsfred, Hällefors, Härnösand, Håbo, Jokkmokk, Karlsborg, Karlskoga, Kil, Kiruna, Klippan, Kramfors, Kristinehamn, Krokomb, Laxå, Ljusnarsberg, Lysekil, Mellerud, Munkedal, Munkfors, Nora, Nordstig, Nordmaling, Olofström, Ragunda, Rättvik, Smedjebacken, Sollefteå, Storfors, Strömsund, Surahammar, Tidaholm, Timrå, Vindeln, Vingåker, Älvdalen, Älvsbyn, Ånge, Åtvidaberg.

⁴ Undantagen baseras på avtal med Kommundelelegationen, Bostadsdelegationen eller Statens bostadsnämnd.

4 Data och variabelspecifikationer

Analysen är baserad på registerdata och omfattar samtliga elever som avslutade grundskolan mellan år 1998 och år 2003 (totalt 561 392 individer).⁵ Information om dessa individer hämtas via Statistiska Centralbyrån (SCB) från årskurs9-registret. Detta register innehåller information om samtliga elevers födelseår, födelsemånad, slutbetyg (i samtliga ämnen), meritvärde, skola och avgångsår.

I syfte att analysera huruvida resursförändringen påverkade elevernas studieresultat använder vi *meritvärdet* som utfallsvariabel. 1998 gick skolorna över från ett relativt betygsystem till ett mål- och kunskapsrelaterat system. Meritvärdet är summan av de 16 bästa betygen och varierar mellan 0 och 320. Som alternativa utfallsvariabler använder vi dels *slutbetyget i kärnämnen* (matematik, svenska och engelska), dels *resultaten på de nationella proven* (i svenska, matematik och engelska). Information om sammanvägt betyg i det nationella provet i matematik finns för ett urval elever (från cirka 150 skolor och 10 000 elever årligen) för åren 1998–2002 och för alla elever (ca 100 000 elever) för år 2003. Sammanvägda betyg i engelska och svenska finns för ett urval elever för åren 1998–2001 (från cirka 150 skolor och 10 000 elever årligen). För att kunna jämföra de olika mått på studieresultat som vi använder (d v s meritvärde, slutbetyg i kärnämnen och resultatet på de nationella proven) har dessa percentilrangordnats. Detta innebär att för varje år får elever med lägst meritvärde i Sverige värdet 0 och elever med högst meritvärde får värdet 100. Förutom att detta gör de olika måtten jämförbara innebär denna förändring att effektskattningarna normaliseras, och kan jämföras med tidigare forskningsresultat.

Med hjälp av elevernas personnummer har SCB matchat årskurs9-registret med IFAU-databasen, som innehåller detaljerad information om alla individer i Sverige som är mellan 16 och 65 år. Vi utnyttjar information om *föräldrarnas utbildning, löneinkomst och disponibla inkomst* samt *elevernas och föräldrarnas etniska bakgrund*. Vi skapar en indikatorvariabel⁶ om *elevens båda föräldrar är födda utomlands* och en indikatorvariabel om *eleven har*

⁵ Data inkluderar inte särskoleelever eller elever som gick i specialskolor, t ex sjukhuskolor.

⁶ En indikatorvariabel definierar ett logiskt villkor. Variabeln får värdet 1 om påståendet stämmer och 0 annars.

*invandrat inom fem år innan han eller hon gick ut årskurs nio.*⁷ Föräldrarnas utbildning och inkomst mäts separat för modern respektive fadern; utbildningen delas upp i följande kategorier: högst 9 års utbildning, gymnasial utbildning, högst 2 års eftergymnasial utbildning samt mer än 2 års eftergymnasial utbildning. I de fall information om föräldrarnas utbildning eller inkomst saknas, anges detta av en indikatorvariabel. I syfte att kunna analysera om effekterna är olika för elever med olika bakgrund skapar vi också indikatorvariabler för tre olika grupper: (i) båda föräldrarna har högst 9 års utbildning, (ii) minst en förälder har gymnasieutbildning och (iii) minst en förälder har universitetsutbildning.⁸ Föräldrarnas utbildning kan ses som en approximation av socioekonomisk status, eftersom utbildning är starkt korrelerad med t ex inkomst och invandrarstatus. För närvarande innehåller IFAU-databasen information t o m år 2002, vilket innebär att vi saknar bakgrundsinformation för de elever som gick ut årskurs nio år 2003.

Som mått på tillgängliga resurser, och förändringar i dessa, använder vi *lärartäthet* och *undervisningskostnader*. Lärartäthet definieras som antal lärare per hundra elever.⁹ Vi använder lärarregistret för att räkna antal lärare och skolregistret för att räkna antal elever i varje grundskola. Båda dessa register förvaltas av SCB. Vi exkluderar extremvärden i lärartäthet vilka sannolikt beror på felregistreringar.¹⁰ Detta reducerar vårt datamaterial med närmare 10 000 elever. Vi exkluderar också fristående skolor eftersom dessa dels inte har möjlighet att söka det särskilda bidraget, dels för att vissa fristående skolor har ett eget betygssystem. Detta reducerar dataunderlaget med ytterligare nästan 19 500 individer.

Information om resurser på kommunnivå kommer från SCB:s och Skolverkets databaser. Vi har samlat in information om lärartäthet, undervisningskostnader per elev och totala kostnader per elev exklusive lokalkostnader. Alla priser är uttryckta i 2003 priser.¹¹ Närmare hälften av skolans totala kostnader är kostnader för arbetskraft, alltså direkta utgifter för att bedriva undervisning.

⁷ Vi har också provat andra definitioner på invandrare, men resultaten är kvalitativt desamma oavsett vilken definition vi använder.

⁸ Grupperna är uteslutande, d v s varje elev hör till en grupp.

⁹ Detta är den enda resursvariabeln som finns på skolnivå och inkluderar behöriga såväl som obehöriga lärare.

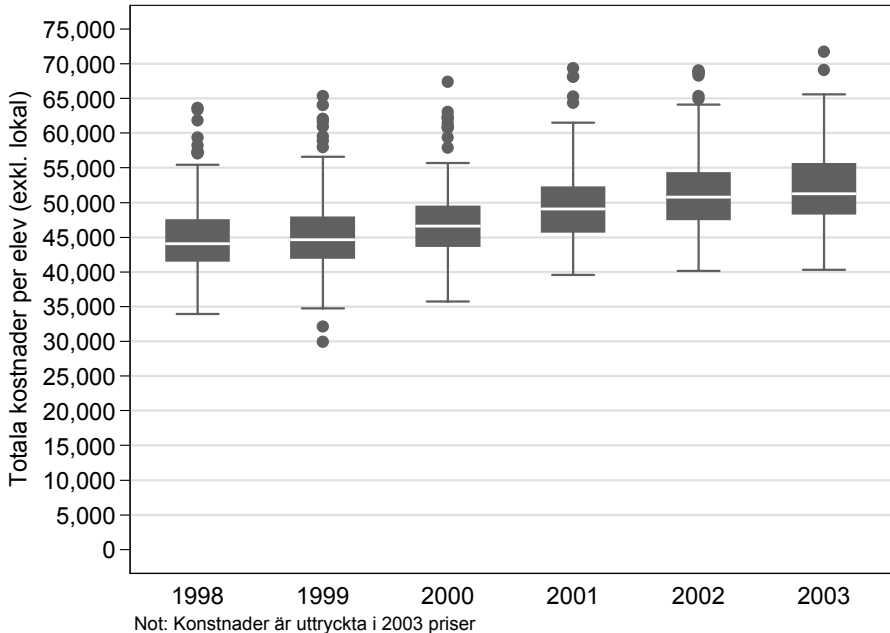
¹⁰ Vi exkluderar skolor som ligger inom de två högsta respektive lägsta percentilerna av lärartäthetsfördelningen.

¹¹ Vi har använt KPI som deflator.

Det slutgiltiga datamaterialet för läsåren 1997/98–2002/03 omfattar 530 396 elever. Vi saknar bakgrundsinformation för de elever som gick ut grundskolan 2003 och utelämnar vi dessa elever omfattar materialet 424 845 elever för läsåren 1997/98-2001/02. Som en känslighetsanalys exkluderar vi i vissa modeller alla individer för vilka vi saknar information om föräldrarnas utbildning. Detta reducerar antalet observationer till 305 991. Deskriptiv statistik återfinns i Appendix.

5 Utveckling av resurser och elevernas prestationer

I detta avsnitt gör vi en deskriptiv analys av hur resurstillgången har utvecklats på skol- och kommunnivå under läsåren 1997/98–2002/03. Vi studerar också hur elevernas meritvärden förändras över tiden och mellan olika skolor.

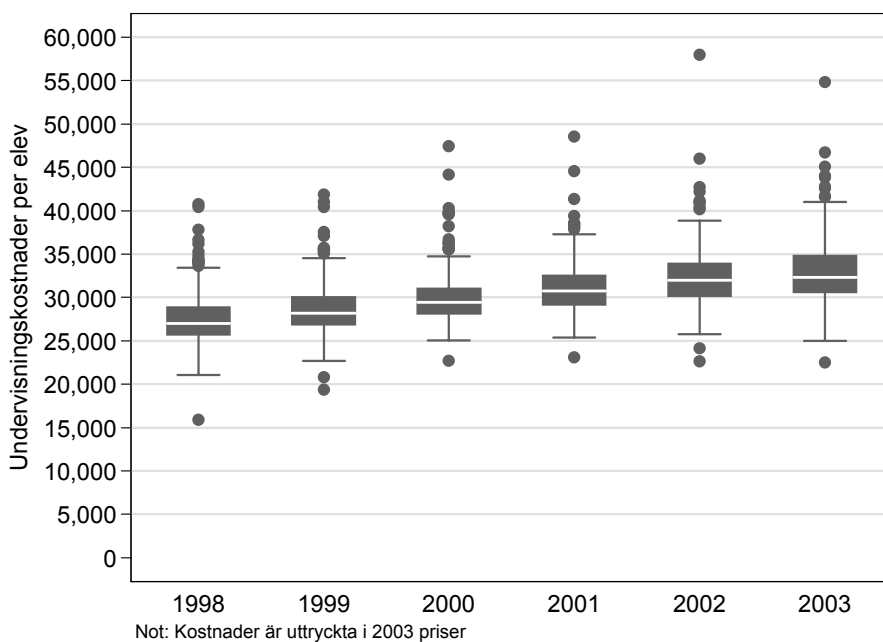


Figur 1 Totala kostnader per elev (exkl. lokalkostnader) i grundskolan, på kommunnivå.

Figur 1 illustrerar kommunernas totala kostnader (exklusive lokalkostnader) per elev i grundskolan. Av utrymmesskäl anges läsåret 1997/98 i figuren med året 1998 och på motsvarande sätt för de följande åren.¹² Figuren beskriver hela fördelningen av kostnader mellan olika kommuner. Den vita linjen i rektangeln utgör medianvärdet. Toppen av rektangeln ger den 75:e percentilen

¹² Samma beteckningssätt används även i de efterföljande figurerna.

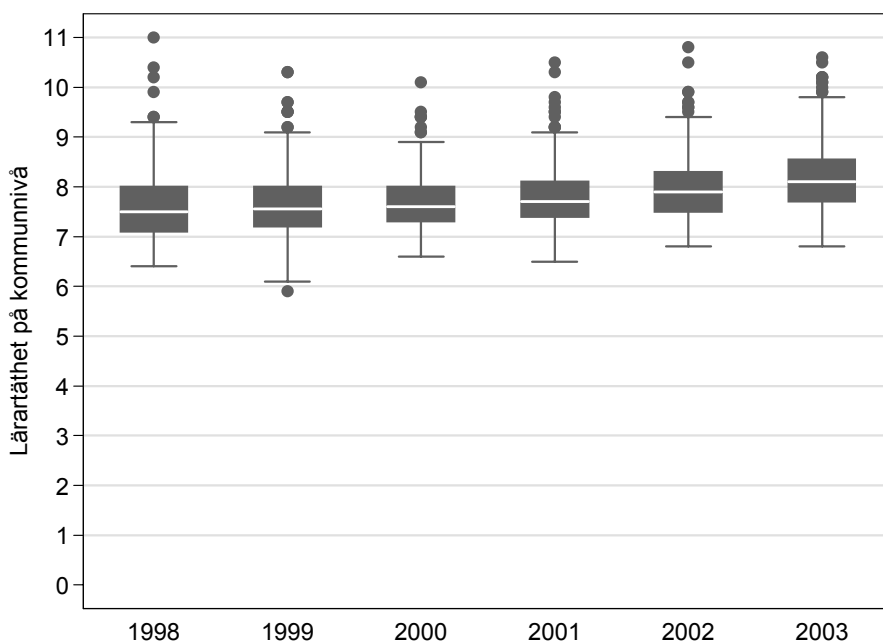
och nederdelen av rektangeln är den 25:e percentilen; inom rektangeln ligger alltså 50 procent av observationerna. Förutom detta kan vi utläsa var den 95:e respektive 5:e percentilen ligger; detta ges av de horisontella linjerna. De extremvärden som hamnar utanför dessa gränser redovisas som punkter. De totala kostnaderna för att driva grundskolan har ökat i alla percentiler sedan år 2000. Detta framgår av att hela fördelningen har skjutits uppåt i diagrammet, över tiden. Mediankostnaden per elev har ökat med över 7 500 kronor från år 1998 till 2003.



Figur 2 Undervisningskostnader per elev i grundskolan, på kommunnivå.

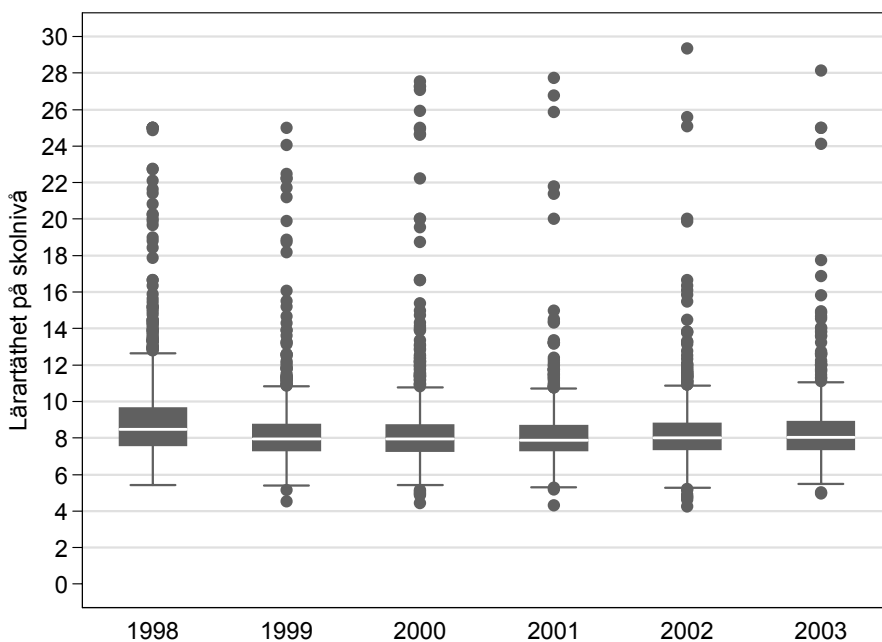
Över 60 procent av de totala kostnaderna (exklusive lokalkostnader) per elev utgörs av undervisningskostnader. Dessa kostnader illustreras i Figur 2. Kostnaderna varierar relativt mycket och spridningen har ökat något över tiden. En del av variationen förklaras av att vissa kommuner har få elever och att kostnaderna per elev då blir hög. Även om man tar hänsyn till detta kvarstår dock stora skillnader mellan kommuner som satsar mycket pengar och kommuner som satsar förhållandevis lite pengar på undervisningen i grund-

skolan. Kostnadsökningen över tiden kan delvis förklaras av ett ökat antal lärare, men också av en stegrad löneökningstakt för lärare (Skolverket 2003). Björklund m fl (2003) finner att antalet behöriga lärare har minskat under hela 1990-talet och början av 2000-talet vilket indikerar att den formella lärarkvaliteten har försämrats. Det kan naturligtvis inte uteslutas att kostnaderna skulle ha ökat ännu mera om andelen behöriga lärare förblivit oförändrad.



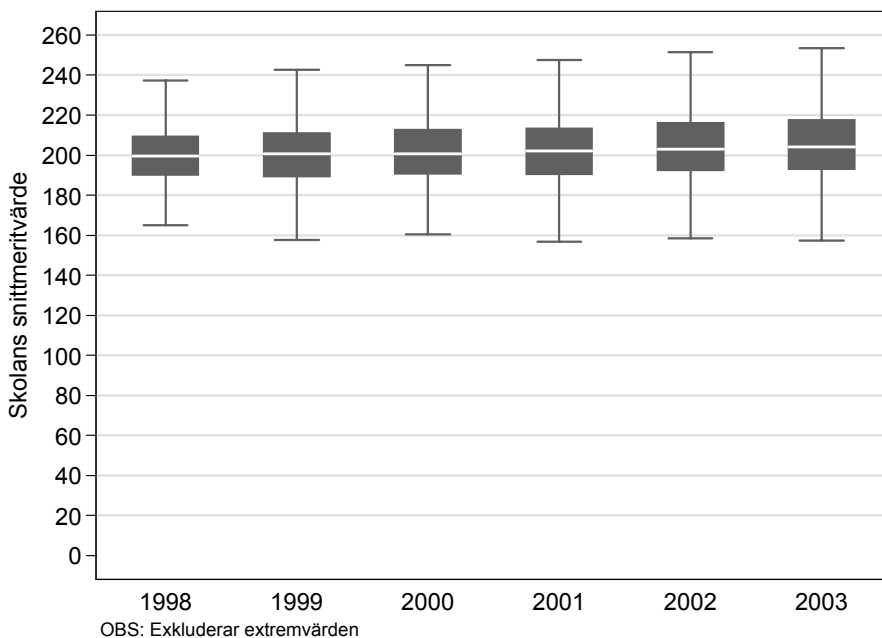
Figur 3. Fördelning av lärartäthet i grundskolan, på kommunnivå.

Undervisningskostnaderna ökade alltså mellan 1998 och 2003, men lärartätheten har inte ökat i samma takt. Detta beror på att antalet elever och lärarnas löner ökade under samma period. Figur 3 illustrerar fördelningen av lärartäthet mellan kommunerna från 1997/98 till 2002/03. Lärartäthet är definierad som antalet lärare per hundra elever och återges, i figuren, på kommunnivå. Medianlärartätheten har ökat från 7,6 till 8,2 och figuren visar att den största ökningen ägde rum mellan 2000/01 och 2001/02 samt mellan 2001/02 och 2002/03; åren 2001/02 och 2002/03 är de två första åren som kommunerna fick extra resurser för att öka personaltätheten i skolan.



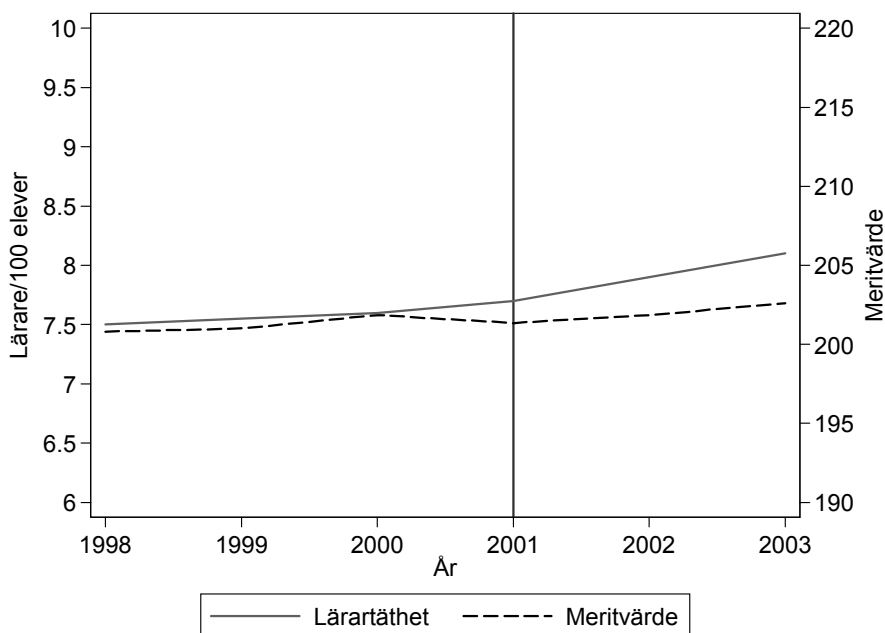
Figur 4. Fördelning av lärartäthet i grundskolan, på skolnivå.

Kommunerna får självständigt bestämma hur de delar upp resurserna mellan skolor i kommunen. Till exempel kan kommuner ge mera resurser till skolor som har många invandrare eller till skolor med studiesvaga elever. Därför är det intressant att titta på lärartäthet på skolnivå istället för kommunnivå. Figur 4 visar att spridningen är mycket större på skolnivå än på kommunnivå. Det finns relativt många skolor som har extremt hög lärartäthet trots att särskolor och fristående skolor är exkluderade i vår analys. Fördelningen och framför allt medianen är relativt stabil mellan olika år och medianlärartätheten på skolnivå varierar mellan 7,9 och 8,5.



Figur 5. Fördelning av skolornas genomsnittliga meritvärden, i grundskolan

Hittills har vi beskrivit hur kostnader och lärartäthet utvecklades under åren 1998–2003. Resursutvecklingen är dock mest intressant om vi kan jämföra den med utvecklingen i elevprestationer. Figur 5 visar fördelningen av skolornas genomsnittliga meritvärden från 1997/98 till 2002/03. Spridningen har ökat över tiden; det finns fler skolor som har sämre genomsnittligt meritvärde och fler skolor som har betydligt bättre genomsnittligt meritvärde senare än tidigare år. Medianskolans genomsnittliga meritvärden ökade över åren. Medianskolans genomsnittliga meritvärde ökade från 199,7 till 204,0.



Figur 6. Medianlärartäthet och elevernas meritvärde i grundskolan, på kommunnivå.

Hur förändringar i lärartäthet och meritvärde samvarierar är lättare att se då båda illustreras i samma figur. Figur 6 illustrerar hur medianlärartätheten och medianmeritvärde utvecklades mellan 1998 och 2003. Båda variablerna mäts på kommunnivå. Under denna period ökade elevernas meritvärden marginellt och lärartätheten uppvisade en positiv trend som förstärktes efter läsåret 2000/01, då extra pengar betalades ut till personalförstärkningar.

6 Möjligheterna att utvärdera effekterna av resursförändringar på elevernas studieresultat

Vi vill mäta effekten av (ökade) resurser till utbildning på elevernas studieresultat. Det finns metodologiska problem som beror på hur resurserna fördelas

både mellan elever och skolor inom en kommun, men också mellan olika kommuner. Ett första problem är att utgifterna är endogent bestämda, d v s de verksamheter som studeras (skolor respektive kommuner) kan själva påverka storleken på de resurser de har till sitt förfogande.

På individnivå består det metodologiska problemet i att studiesvaga individer oftast får mer resurser än studiebegåvade individer. Om vi inte konstanthåller för elevernas färdigheter kan vi således få ett negativt samband mellan resurser och resultat även om orsakssambandet är det motsatta. Detta problem kan delvis lösas genom att man kontrollerar för elevernas familjebakgrund. Om vi hade haft information om elevernas tidigare studieresultat skulle vi ha kunnat minska problemet ytterligare genom att jämföra *förändringen* i individernas studieresultat och *förändringen* i tillgängliga resurser. I våra data observeras individer emellertid bara i årskurs nio och det finns ingen information om elevernas tidigare prestationer.¹³

För att komma runt detta problem väljer vi istället att studera hur förändringen i resursinsatsen samvarierar med förändringen i studieresultatet i olika *skolor*. Det särskilda bidraget skapar variation i resurser mellan kommuner som inte beror på kommunernas beslutsprocess eftersom bidraget är baserat på antalet 6–18-åringar i kommunen kalenderåret före bidragsåret. Tyvärr kan vi bara observera de två första bidragsåren då resursökningen inte var speciellt stor. Vi saknar dessutom data avseende bakgrundsvariabler för elever som gick ut grundskolan år 2003, vilket betyder att vi bara kan studera det första bidragsåret om vi vill kontrollera för dessa variabler.

Vi undersöker effekten (i termer av förändrade studieprestationer) av de resursförändringar som inträffade under perioden 1997/98–2001/02 med hjälp av regressionsmodeller. Vi använder data från 1997/98–2000/01 (d v s perioden innan det extra bidraget delades ut för första gången) i syfte att öka variationen i resurser, och därmed precisionen i skattningarna. Med hjälp av s k fixa effekter eliminerar vi skillnader mellan skolor som kan påverka resurser och/eller resultat och som är konstanta över tiden. Förutsatt att det inte finns några icke-observerbara skillnader mellan skolor som varierar över tiden och

¹³ Om man utnyttjar den s k Göteborgspanelen (för databeskrivning se Härnqvist (1998)) kan man kontrollera för elevernas tidigare studieresultat men inte för fixa skoleffekter. Göteborgspanelen omfattar dock endast en kohort av elever. Resultat baserade på Göteborgspanelen är kvalitativt desamma som de skattningar utan fixa skoleffekter som redovisas i avsnitt 7. Dessa skattningar är skeva om t ex skolor med svaga elever regelmässigt får mera pengar än andra skolor.

som påverkar resurser och betyg, medför detta att vi får skattningar av resursförändringarnas effekter på resultaten som inte innehåller några systematiska fel.

Med utgångspunkt från tidigare internationella och några få svenska studier avseende effekten av lärar- och personaltäthet samt klasstorlek på elevers studieresultat finns det anledning att tro att om det finns effekter av ökad lärartäthet på studieresultatet så finns den primärt bland yngre elever och individer med särskilda behov (se exempelvis Heckman & Krueger 2003). Följaktligen är det viktigt att man vid utvärderingar av hur resurstillskott påverkar elevprestationer beaktar att effekterna kan skilja sig åt mellan olika grupper (s k heterogena effekter). Vi delar därför upp elever i olika grupper beroende på föräldrarnas utbildningsnivå.¹⁴

Vi estimerar modeller med minsta kvadratmetoden, OLS, med fixa effekter på skolnivå samt utan dessa. Konkret innebär metoden med fixa skoleffekter att vi i regressionen relaterar förändringen i elevernas studieresultat i skolan till förändringen i resursinsatsen i skolan. Inledningsvis skattar vi en modell i vilken elevernas rangordnade meritvärde utgör den beroende variabeln. För att även se hur de ökade resurserna påverkar elevernas resultat inom olika ämnen genomför vi också skattningar i vilka resultaten på de nationella proven i matematik, engelska och svenska utgör beroende variabler. Slutligen skattar vi en linjär sannolikhetsmodell, vilken estimerar sannolikheten att nå gymnasiebehörighet samt bli godkänd i kärnämnen. Regressionerna skattas på individnivå.

7 Resultat

För att kunna inkludera elever som gick ut grundskolan under 2003 presenterar vi i Tabell 1 skattningar baserade på modeller som inte kontrollerar för familjebakgrund. Dessa skattningar har genomförts utan (kolumn 1) respektive

¹⁴ Det vore också intressant att undersöka om effekten av resursförändringar för invandrade elever skiljer sig åt i förhållande till icke invandrade elever. Detta är dock svårt med de data som vi har. För att uppdelningen i kategorier ska fånga upp endast heterogena effekter måste de olika kategoriernas andel av den totala populationen vara konstanta över den studerade perioden. Detta kan förmodas gälla för uppdelningen i föräldrars utbildning. Däremot kan vi lätt tänka oss stora förändringar i populationen av invandrare på skolnivå över den undersökta tidsperioden, vilket kan ge upphov till felaktiga effektestimat.

med (kolumn 2) fixa effekter. Vi inkluderar kontroller för kön, ålder, födelsemånad, antal elever i skolan och en indikatorvariabel för observations-tidpunkt (en ”tidseffekt”). Tidseffekten innebär att vi kontrollerar för förändringar som är gemensamma över skolor. Vår beroende variabel är elevernas percentilrangordnade meritvärde. Resultaten från modellen utan fixa effekter visar att lärartätheten har en liten men statistiskt signifikant negativ effekt på elevens placering i fördelningen av meritvärdet. Effekten innebär att om lärartätheten ökar med 10 procent försämras den genomsnittlige elevens position i fördelningen med drygt 1 percentilenhet.¹⁵ Vi har dock anledning att tro att denna skattning är missvisande, eftersom estimatet inte tar hänsyn till de skolspecifika skillnader som sannolikt påverkar både storleken på resurserna som tilldelas skolan och elevernas studieresultat. Om det är så att skolor med elever som behöver mer stöd i undervisningen får den största resurstilldelningen från kommunen så kommer estimatet att innehålla ett systematiskt fel eftersom skattningen utan fixa effekter inte tar hänsyn till detta. Om vi istället (kolumn 2) inkluderar fixa effekter på skolnivå, blir effekten av förändringen i lärartäthet mycket liten och inte statistiskt signifikant. Denna skattning kan också vara skev eftersom den inte tar hänsyn till de skillnaderna i familjebakgrund som varierar mellan de olika kohorterna inom en skola.

Tabell 1. Percentilrang av meritvärde utan familjebakgrundsvariabler.

Beroende variabel: Percentilrang av meritvärde	(1)	(2)
	Utan FE	Skola FE
Ln(lärare/100 elever) skolnivå	-10,813** (0,282)	-0,047 (0,587)
Observationer	530 396	530 396
R ²	0,070	0,113

Notera: Tidsperiod 1997/98 – 2002/03. FE = Fixa effekter. Standardfel inom parentes. Standardfel i kolumn (2) är klusterkorrigerade (kluster = skola × avgångsår). * signifikant på 5 %; ** signifikant på 1 %. Modellerna inkluderar kontroller för kön, ålder, födelsemånad, antal elever i skolan och indikatorvariabler för läsår.

I Tabell 2 presenteras resultaten från en modell som även kontrollerar för familjebakgrunden för de elever som gick ut årskurs nio mellan 1998 och 2002.

¹⁵ Totaleffekten beräknas som: effekten av en liten förändring i ln(lärare/100 elever) på percentilrangen × effekten av en liten förändring i lärare/100 elever på ln(lärare/100 elever) × förändringen i lärare/100 elever, vilket här blir lika med $-10,8 \times 1 / (\text{lärare}/100 \text{ elever}) \times [0,1 \times (\text{lärare}/100 \text{ elever})] = 1,08$.

Beroende variabel är elevernas percentilrangordnade meritvärde definierat på samma sätt som i Tabell 1. Vi mäter familjebakgrund med tre indikatorvariabler för moderns respektive faderns utbildning, en indikator om båda föräldrar är födda utomlands och om eleven har invandrat inom fem år innan han eller hon har gått ut årskurs nio. Modellen utan fixa effekter visar att lärartätheten har en statistiskt signifikant negativ effekt på elevernas percentilrangordnade meritvärden, men estimatet är mindre när vi kontrollerar för elevernas familjebakgrund, jämför Tabell 1, kolumn 1. Kolumn (2) och (3) i Tabell 2 visar resultaten från en modell med fixa effekter på skolnivå. I kolumn (2) inkluderas de observationer som saknar uppgifter för moderns och faderns utbildning och i kolumn (3) utlämnas dessa observationer. Lärartäthetsestimatet är positivt i båda fallen, men det är inte signifikant. Vi kan alltså inte konstatera några statistiskt säkerställda positiva effekter på elevernas placering i meritvärdesrang från de utökade resurserna till skolan när vi mäter resurserna som lärartäthet.

Tabell 2. Percentilrang av meritvärde.

Beroende variabel: percentilrang av meritvärde	(1)	(2)	(3)
	Utan FE	Skola FE	Skola FE
Ln(lärare/100 elever) skolnivå	-3,2199** (0,2877)	0,5505 (0,6025)	0,4647 (0,6612)
Observationer	424 845	424 845	305 991
R ²	0,2246	0,2479	0,2377

Notera: Tidsperiod 1997/98 – 2001/02. FE = Fixa effekter. Standardfel inom parentes. Standardfel i kolumn (2) är klusterkorrigerade (kluster = skola × avgångsår). * signifikant på 5 %; ** signifikant på 1 %. Samtliga modeller inkluderar kontroller för kön, ålder, födelsemånad, antal elever i skolan, indikatorvariabler för läsårs, 3 indikatorvariabler för moderns utbildning, 3 indikatorvariabler för faderns utbildning, indikatorer för om båda föräldrar är födda utomlands och om eleven har invandrat inom 5 år innan han/hon har slutat 9:e klass. Modell (1) och modell (2) inkluderar en indikator som anger om uppgifter om moderns respektive faderns utbildning saknas. Modell (3) exkluderar observationer där föräldrarnas utbildningsuppgifter saknas.

För att kontrollera om förändringen i lärartäthet haft någon effekt på elevernas prestationer i enskilda ämnen estimeras modeller med percentilrang i nationella prov i svenska, matematik och engelska som beroende variabel. Provresultaten från de nationella proven samlades endast in för 10 000 individer årligen. Analysen för åren 1997/98–2001/02 är baserad på ungefär 23 000 observationer för svenska och engelska och på 30 000 observationer för matematik. Resultaten från de skattade modellerna återges i Tabell 3.

Skattningarna avseende effekten av en ökad lärartäthet är negativa i samtliga fall, men statistiskt signifikant enbart för engelska. Någon *positiv* effekt av den förändrade lärartätheten kan alltså inte konstateras då resultaten på de nationella proven i svenska, matematik och engelska används som beroende variabel.

Tabell 3. Nationella prov.

Beroende variabel: percentilrang av sammanvägt betyg	(1) NP Svenska	(2) NP Matematik	(3) NP Engelska
Ln(lärare/100 elever)	-1,1914 (5,8301)	-2,4606 (4,8718)	-17,9504** (6,8382)
Observationer	23 109	29 929	23 867
R ²	0,2333	0,1723	0,1632

Notera: Tidsperiod 1997/98 – 2001/02. FE = Fixa effekter. Klusterkorrigerade standardfel inom parentes (kluster = skola × avgångsår). * signifikant på 5 %; ** signifikant på 1 %. Samtliga modeller inkluderar kontroller för kön, ålder, födelsemånad, antal elever i skolan, indikatorvariabler för läsår, tre indikatorvariabler för moderns utbildning, tre indikatorvariabler för faderns utbildning, indikatorer för om båda föräldrarna är födda utomlands och om eleven har invandrat inom 5 år innan han/hon slutat 9:e klass och en indikator som anger om uppgifter om moderns respektive faderns utbildning saknas.

Vi estimerar också en linjär modell för att analysera om den ökade lärartätheten har haft någon påverkan på sannolikheten att nå gymnasiebehörighet samt sannolikheten att få godkänt betyg i kärnämnen. Resultaten presenteras i Tabell 4. Enligt denna modell har lärartätheten inte någon statistiskt signifikant effekt på elevernas sannolikhet att nå gymnasiebehörighet eller sannolikheten att nå godkänt i kärnämnen.

Tabell 4. Linjär sannolikhet att nå gymnasiebehörighet och bli godkänd i kärnämnen.

	(1) Gymnasiebehörighet	(2) Godkänd i kärnämnen
Ln(lärare/100 elever) skolnivå	0,0039 (0,0078)	0,0015 (0,0076)
Observationer	424 845	420 366
R ²	0,1215	0,1073

Notera: Tidsperiod 1997/98 – 2001/02. Klusterkorrigerade standardfel inom parentes (kluster = skola × avgångsår). * signifikant på 5 %; ** signifikant på 1 %. Samtliga modeller inkluderar kontroller för kön, ålder, födelsemånad, antal elever i skolan, indikatorvariabler för läsår, tre indikatorvariabler för moderns utbildning, tre indikatorvariabler för faderns utbildning, indikatorer för om båda föräldrarna är födda utomlands, om eleven har invandrat inom 5 år innan han/hon slutat 9:e klass och en indikator som anger om uppgifter om moderns respektive faderns utbildning saknas.

I syfte att ytterligare analysera resursförändringens eventuella effekter på elevernas studieresultat väljer vi att dela upp undervisningskostnader i antalet lärare per 100 elever (lärartäthet) och en restpost, vilken till största delen utgörs av lönekostnader. Restposten, $\ln(\text{undervisningskostnader}) - \ln(\text{lärare}/100 \text{ elever})$, mäter alltså variationen i lärarnas löner. Idén bakom den här specifikationen är att högre löner kan attrahera bättre lärare och därigenom fungera som ett mått på lärarkvalitet. Resultaten presenteras i den första kolumnen i Tabell 5. Parameterskattningen för lärartäthet är högre än i de andra modellerna, men inte heller i detta fall statistiskt signifikant. Detsamma gäller estimatet för lönevariationen.

I kolumn 2 i Tabell 5 redovisas resultat från en uppdelning av antalet lärare per 100 elever på behöriga respektive obehöriga lärare. Även här är avsikten att fånga upp inverkan av skillnader i lärarkvalitet. En förklaring till varför lärarnas behörighet inte är signifikant kan vara att det är endogent bestämt vilka typer av lärare som anställs. Till exempel skulle det kunna vara så att skolor med problemelever som behöver mycket stöd anställer behöriga lärare i större utsträckning, men eleverna i dessa skolor presterar trots detta inte bättre än elever i andra skolor.

Sammantaget ger våra resultat inget belägg för att lärartätheten i grundskolan har betydelse för den genomsnittliga elevens prestation. Denna slutsats är oberoende av vilket mått på studieprestation som vi väljer som beroende variabel.¹⁶ Det bör ändå påpekas att denna slutsats gäller givet de (i sammanhanget marginella) förändringar som har studerats. Exempelvis ingår ju bara det första året med det särskilda statsbidraget i merparten av skattningarna.

¹⁶ I ytterligare, icke redovisade skattningar har vi också analyserat huruvida resultaten förändras om resursförändringarna mäts på andra sätt, till exempel som undervisningskostnader, lärartäthet på kommunnivå och med fixa effekter på kommunnivå, lärartäthet i kvadrat, men det kvalitativa resultatet förändras inte oavsett definitionen av resurser. Resultaten påverkas inte heller om vi exkluderar kommuner som fått undantag från bidragsreglerna.

Tabell 5. Lärartäthet, undervisningskostnader och lärares behörighet.

Beroende variabel: percentilrang av meritvärde	(1) Skola FE	(2) Skola FE
Ln(lärare/100 elever)	2,3935 (1,3242)	
Ln(undervisningskostnader)-ln(lärare/100 elever)	2,0278 (1,1797)	
Ln(behöriga lärare/100 elever)		-0,5827 (0,5969)
Ln(obehöriga lärare/100 elever)		0,0664 (0,1253)
Observationer	301 632	298 820
R ²	0,2379	0,2370

Notera: Tidsperiod 1997/98 – 2001/02. FE = Fixa effekter. Klusterkorrigerade standardfel inom parentes (kluster = skola × avgångsår). * signifikant på 5 %; ** signifikant på 1 %. Exkluderar observationer där föräldrarnas utbildningsuppgifter saknas. Båda modellerna inkluderar kontroller för kön, ålder, födelsemånad, antal elever i skolan, indikatorvariabler för läsår, tre indikatorvariabler för moderns utbildning, tre indikatorvariabler för faderns utbildning, indikatorer för om båda föräldrarna är födda utomlands och om eleven har invandrat inom 5 år innan han/hon slutat 9:e klass.

7.1 Kontrollvariablernas betydelse och skillnader i effekter mellan olika grupper av elever

I de skattningar som vi har redovisat ovan ingår ett stort antal kontrollvariabler. Vilken inverkan dessa har på percentilrangordningen är också av intresse. I Appendix i Tabell A 2 presenteras en fullständig redovisning av samtliga parameterestimater från Tabell 2, i vilken elevernas studieresultat mäts som percentilrang av meritvärden.¹⁷ Vi finner att den viktigaste bestämningsfaktorn för percentilrangen av meritvärden är föräldrarnas utbildningsnivå. Störst vikt har moderns utbildning. En elev med en mor som har minst två års universitetsutbildning ligger, allt annat lika, nästan 20 percentiler högre i meritvärdefördelningen i årskurs nio än en elev med en mor med högst nio års utbildning. Detta motsvarar ca 40 poäng högre meritvärde. Motsvarande skillnad för faderns utbildning uppgår till ca 15 percentiler. Vidare kan konstateras att det finns stora skillnader mellan könen i meritvärde. Flickor som går ut årskurs nio har i genomsnitt och allt annat lika ungefär 12 percentiler

¹⁷ Motsvarande resultat för de andra skattningarna kan erhållas från författarna på begäran. Allmänt kan sägas att de kvalitativa effekterna av kontrollvariabler på studieresultat är relativt robusta mellan olika regressionsmodeller. Men eftersom antalet olika utfall (alltså hur bred betygsskalan är och hur mycket variation det finns) på utfallsvariabeln varierar är storleken på parameterskattningarna inte exakt jämförbara.

högre position i fördelningen. Våra skattningar visar också på skillnader mellan elever med svensk och utländsk bakgrund. En elev som har invandrat till Sverige inom 5 år innan han eller hon går ut årskurs nio, allt annat lika, har i genomsnitt 10 percentilenheter sämre position i meritvärdesfördelningen än elever som har svensk bakgrund eller som har bott längre i Sverige. Om båda föräldrarna är födda utomlands försämras meritvärdet med nästan 2 percentilenheter. Ett annat intressant resultat som är stabilt och signifikant i alla våra skattningar är att en elev född en månad senare jämfört med en annars likvärdig elev i genomsnitt har 0,5 percentilenheter sämre slutbetyg i årskurs nio. Att vara född i december jämfört med januari skulle alltså, allt annat lika, innebära runt 6 percentilenheter sämre slutbetyg. Fredriksson & Öckert (2004) finner liknande resultat i sin studie.

Även om resultaten indikerar att resursförändringar av den storlek som vi har studerat här inte har statistiskt signifikant effekt för den genomsnittliga elevens studieresultat kan de ökade resurserna ha förbättrat studieresultaten för studiesvaga elever. Vi studerar därför om det förekommer sådana heterogena effekter. Detta sker genom att vi adderar sk interaktionsvariabler som tar hänsyn till olika kombinationer av resurser och föräldrarnas utbildning. Kolumn (1) i Tabell 6 inkluderar interaktioner mellan undervisningskostnader och föräldrarnas utbildningsnivå. Resultaten visar att ökade undervisningskostnader har förbättrat meritvärdeangordningen för elever som har lågutbildade föräldrar, d v s elever vars föräldrar har max 9 års utbildning. Kolumn (2) visar att effekten kvarstår även när vi mäter resurser som lärartäthet istället för undervisningskostnader.¹⁸ Om lärartätheten ökar med 10 procent skulle en elev med lågutbildade föräldrar förbättra sin position i meritvärdesfördelningen med drygt 0,4 percentilenheter. Denna effekt är statistiskt signifikant på konventionella nivåer. Effekten av en ökad lärartäthet eller ökade undervisningskostnader är inte statistiskt signifikant för elever vars föräldrar har gymnasie- eller universitetsutbildning. Den svenska skolan har en målsättning att utjämna skillnaderna mellan barn med olika bakgrund. Våra resultat visar att resursökningar till skolan kan hjälpa till att uppnå detta mål.

¹⁸ Däremot hittar vi inga statistiskt signifikanta positiva effekter för de andra utfallsmåtten (nationella prov och sannolikheten att nå gymnasiebehörighet eller bli godkänd i kärnämnen).

Tabell 6. Interaktionseffekter mellan resursmått och föräldrarnas utbildning

Beroende variabel: Percentilrang av meritvärde	(1)	(2)
	Skola FE	Skola FE
Ln(undervisningskostnader)*föräldrar max 9 års utb.	5,0161** (1,7640)	
Ln(undervisningskostnader)*Minst en förälder med gymnasieutb.	1,8948 (1,2318)	
Ln(undervisningskostnader)*Minst en förälder med universitetsutb.	1,1287 (1,3496)	
Ln(lärare/100 elever)*föräldrar max 9 års utb.		4,3172** (1,1841)
Ln(lärare/100 elever)*Minst en förälder med gymnasieutb.		0,6280 (0,7648)
Ln(lärare/100 elever)*Minst en förälder med universitetsutb.		-0,7162 (0,7857)
Observationer	301 632	305 991
R ²	0,2136	0,2134

Notera: Tidsperiod 1997/98 – 2001/02. FE = Fixa effekter. Klusterkorrigerade standardfel inom parentes (kluster = skola × avgångsår). * signifikant på 5 %; ** signifikant på 1 %. Exkluderar observationer där föräldrarnas utbildningsuppgifter saknas. Båda modellerna inkluderar kontroller för kön, ålder, födelsemånad, antal elever i skolan, indikatorvariabler för läsårs, indikatorer för om minst en förälder har gymnasieutbildning, en indikator för om minst en förälder har universitetsutbildning, indikatorer för om båda föräldrarna är födda utomlands och om eleven har invandrat inom 5 år innan han/hon slutat 9:e klass.

8 Slutsatser

I denna rapport utvärderar vi hur förändringar i resurser i grundskolorna har påverkat elevernas studieresultat. Vi har speciellt undersökt effekter av ett särskilt statsbidrag som kommunerna fick för att höja lärartätheten 2001/02 och 2002/03. Lärartätheten har en ökande trend men lärartätheten i grundskolan har inte ökat lika mycket som om hela det särskilda bidraget hade använts uteslutande till nyanställningar av lärare.

Resultaten uppvisar inget signifikant samband mellan resursförstärkningar och det genomsnittliga studieresultatet. Resursförändringar har dock inte varit speciellt stora under den undersökta perioden och frågan är hur stora effekter marginella förändringar i resurser kan skapa. Om hela det särskilda statsbidraget hade använts för att anställa nya lärare till grundskolan skulle lärartätheten ha ökat från 7,84 till 8,79 lärare per 100 elever mellan läsåret 2000/01 och 2002/03. Detta är en 12 procentig ökning och motsvarar en minskning av

snittklasstorleken med 1,38 elever.¹⁹ I verkligheten har klasstorleken minskat med 0,52 elever per lärare från 2000/01 till 2002/03.

Det är svårt att dra kausala slutsatser från observationsstudier. Även om man kan kontrollera för elevernas familjebakgrund och för fixa skoleffekter är det möjligt att man inte lyckas ta hänsyn till alla problem som har med endogent bestämda resurser att göra. Det är också tänkbart att den genomsnittliga elevens studieresultat inte påverkas av små förändringar i resurser. Skolorna kan satsa extra pengar på en speciell grupp av elever, t ex studiesvaga elever. Resultat i denna studie visar att ökade resurser faktiskt har förbättrat studieresultat för elever med lågutbildade föräldrar. Detta resultat är i linje med tidigare studier och är av betydelse för utjämnningen av studieresultat mellan barn med olika bakgrund och förutsättningar.

¹⁹ Klasstorlek kan definieras som antalet elever per lärare. En lärartäthet på 7,84 motsvarar 12,76 elever per lärare och en lärartäthet på 8,79 motsvarar 11,38 elever per lärare.

Referenser

Angrist, J & V Lavy (1999): Using Maimonides' rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement. *Quarterly Journal of Economics* 114, 533-575.

Björklund, A P-A Edin, P Fredriksson & A Kreuger (2003): *Den svenska skolan – effektiv och jämlik?* Välfärdspolitiska rådets rapport, SNS Förlag.

Fredriksson, P & B Öckert (2004): Is early learning really more productive? The effect of school starting age on school and labor market performance. Manuskript. Uppsala universitet.

Hanushek, E (1997): Assessing the effects of school resources on student performance: an update. *Educational Evaluation and Policy Analysis* 19, 141-164.

Heckman, J (2000): Policies to foster human capital. *Research in Economics* 54, 3-56.

Heckman, J & A Krueger (2003): *Inequality in America. What rule for human capital policies?*, MIT Press, London.

Hedges, L V, R Laine & R Greenwald (1994): Does money matter? A meta-analysis of studies of the effects of differential school inputs on student outcomes. *Education Researcher* 23, 5-14.

Härnqvist, K (1998): Evaluation through follow-up. A longitudinal program for studying education and career development. Report No. 1998:01, Department of Education, Göteborg University.

Krueger, A (1999): Experimental estimates of education production functions. *Quarterly Journal of Economics* 114, 497-532.

Krueger, A (2003): Economic considerations and class size. *Economic Journal* 113, 34-63.

Krueger, A & D Whitmore (2001): The effect of attending a small class in the early grades on college-test taking and middle school test results: evidence from project STAR. *Economic Journal* 111, 1-28.

Lindahl, M (2001): Home versus school learning: a new approach to estimating the effect of class size on achievement. IZA discussion papers no 261.

OECD (1995) *Education at a glance*, Organization for Economic Cooperation and Development, Paris.

OECD (2003) *Education at a glance*, Organization for Economic Cooperation and Development, Paris.

Skolverket (1999) Sambandet mellan resurser och resultat – en studie av landets grundskolor med årskurs 9, Rapport 170.

Skolverket (2003) *Utvärdering av statsbidrag till personalförstärkningar i skola och fritidshem – delrapport*.

Appendix

Tabell A 1. Deskriptiv statistik för hela datamaterialet.

Variabel	Observationer	Medelvärde	Std. av.
Lärare/100 elever (skolnivå)	424 845	8,15	1,41
Undervisningskostnader per elev	419 055	29 950,56	3 530,52
Meritvärderang	424 845	49,96	28,66
Meritvärde	424 845	200,70	62,53
Antal elever	424 845	6,08	0,38
Flicka	424 845	0,48	0,50
Läsår 1998/1999	424 845	0,19	0,40
Läsår 1999/2000	424 845	0,20	0,40
Läsår 2000/2001	424 845	0,21	0,40
Läsår 2001/2002	424 845	0,21	0,41
Modern: gymnasial utbildning	424 845	0,46	0,50
Modern: eftergymn utb. kortare än 2 år	424 845	0,03	0,16
Modern: universitetsutb. minst 2 år	424 845	0,28	0,45
Modern: utbildningsuppgifter saknas	424 845	0,07	0,25
Fadern: gymnasial utbildning	424 845	0,36	0,48
Fadern: eftergymn utb. kortare än 2 år	424 845	0,05	0,23
Fadern: universitetsutb. minst 2 år	424 845	0,18	0,38
Fadern: utbildningsuppgifter saknas	424 845	0,22	0,42
Invandrat inom 5 år innan eleven slutat 9:e klass	424 845	0,02	0,15
Båda föräldrarna födda utomlands	424 845	0,12	0,33
Födelsemånad	424 845	6,30	3,36
Ålder	424 845	16,04	0,19

Tabell A 2. Samtliga parameterestimater från Tabell 2.

Beroende variabel: percentilrang av meritvärde	(1)	(2)	(3)
	Utan FE	Skola FE	Skola FE
Ln(lärare/100 elever)	-3,2199** (0,2877)	0,5505 (0,6025)	0,4647 (0,6612)
Ln(antal elever)	0,9464** (0,1104)	0,5915 (0,5952)	0,2932 (0,6627)
Flicka	11,6892** (0,0777)	11,6771** (0,1029)	11,9857** (0,1120)
Födelsemånad	-0,4749** (0,0116)	-0,4840** (0,0117)	-0,5171** (0,0135)
Ålder	-13,2509** (0,2035)	-13,0734** (0,2270)	-14,8165** (0,2916)
Läsår 1998/1999	-0,2427	-0,0664	-0,0539

	(0,1262)	(0,1539)	(0,1646)
Läsår 1999/2000	-0,9319**	-0,8076**	-0,8729**
	(0,1258)	(0,1523)	(0,1635)
Läsår 2000/2001	-1,2181**	-1,1468**	-1,0827**
	(0,1245)	(0,1556)	(0,1677)
Läsår 2001/2002	-1,3360**	-1,3354**	-1,2740**
	(0,1236)	(0,1628)	(0,1771)
Modern: gymnasial utbildning	7,2615**	7,0797**	6,9314**
	(0,1144)	(0,1154)	(0,1346)
Modern: eftergymnasial utbildning kortare än 2 år	15,8058**	15,1326**	14,1768**
	(0,2554)	(0,2548)	(0,2952)
Modern: universitetsutbildning minst 2 år	19,7899**	19,0449**	17,8500**
	(0,1304)	(0,1355)	(0,1551)
Modern: utbildningsuppgifter saknas	-0,1090	-0,2998	
	(0,1835)	(0,1876)	
Fadern: gymnasial utbildning	4,3589**	4,3354**	4,3387**
	(0,1121)	(0,1136)	(0,1201)
Fadern: eftergymnasial utbildning kortare än 2 år	12,3786**	12,1903**	12,2182**
	(0,1891)	(0,1929)	(0,2005)
Fadern: universitetsutbildning minst 2 år	15,2309**	14,5576**	14,8835**
	(0,1361)	(0,1415)	(0,1499)
Fadern: utbildningsuppgifter saknas	-3,2559**	-3,5205**	
	(0,1252)	(0,1324)	
Invandrat inom 5 år innan eleven slutat 9:e klass	-10,2820**	-9,9513**	-10,4820**
	(0,3068)	(0,4177)	(0,4992)
Båda föräldrarna födda utomlands	-1,3639**	-1,1868**	-2,0116**
	(0,1371)	(0,1690)	(0,2001)
Konstant	248,4144**	240,3401**	270,8270**
	(3,4413)	(5,5203)	(6,5198)
Observationer	424 845	424 845	305 991
R ²	0,2246	0,2479	0,2377

Notera: Tidsperiod 1997/98 – 2001/02. FE = Fixa effekter. Standardfel inom parentes. Standardfel i kolumn (2) är klusterkorriigerade (kluster = skola × avgångsår). * signifikant på 5 %; ** signifikant på 1 %.

IFAU:s publikationsserier – senast utgivna

Rapporter/Reports

- 2005:1** Ahlin Åsa & Eva Mörk ”Vad hände med resurserna när den svenska skolan decentraliserades?”
- 2005:2** Söderström Martin & Roope Uusitalo ”Vad innebar införandet av fritt skolval i Stockholm för segregationen i skolan?”
- 2005:3** Fredriksson Peter & Olof Åslund ”Påverkas socialbidragsberoende av omgivningen?”
- 2005:4** Ulander-Wänman Carin ”Varslad, uppsagd, återanställd. Företrädesrätt till återanställning enligt 25 § LAS i praktisk tillämpning”
- 2005:5** Isacson Gunnar ”Finns det en skillnad mellan samhällets och individens avkastning på utbildning?”
- 2005:6** Andersson Christian & Iida Häkkinen ”En utvärdering av personalförstärkningar i grundskolan”

Working Papers

- 2005:1** Ericson Thomas ”Personnel training: a theoretical and empirical review”
- 2005:2** Lundin Martin ”Does cooperation improve implementation? Central-local government relations in active labour market policy in Sweden”
- 2005:3** Carneiro Pedro, James J Heckman & Dimitriy V Masterov ”Labor market discrimination and racial differences in premarket factors”
- 2005:4** de Luna Xavier & Ingeborg Waernbaum ”Covariate selection for non-parametric estimation of treatment effects”
- 2005:5** Ahlin Åsa & Eva Mörk ”Effects of decentralization on school resources”
- 2005:6** Cunha Flavio, James J Heckman & Salvador Navarro ”Separating uncertainty from heterogeneity in life cycle earnings”
- 2005:7** Söderström Martin & Roope Uusitalo ”School choice and segregation: evidence from an admission reform”
- 2005:8** Åslund Olof & Peter Fredriksson ”Ethnic enclaves and welfare cultures – quasiexperimental evidence”
- 2005:9** van den Klaauw Bas, Aico van Vuuren & Peter Berkhout ”Labor market prospects, search intensity and the transition from college to work”
- 2005:10** Isacson Gunnar ”External effects of education on earnings: Swedish evidence using matched employee-establishment data”

- 2005:11** Abbring Jaap H & Gerard J van den Berg “Social experiments and instrumental variables with duration outcomes”
- 2005:12** Åslund Olof & Oskar Nordström Skans “Measuring conditional segregation: methods and empirical examples”
- 2005:13** Fredriksson Peter & Bertil Holmlund “Optimal unemployment insurance design: time limits, monitoring, or workfare?”

Dissertation Series

- 2003:1** Andersson Fredrik “Causes and labor market consequences of producer heterogeneity”
- 2003:2** Ekström Erika “Essays on inequality and education”