

AUGUSTI 2017



Likvärdigheten i PISA - förändringar och förklaringar



Författare: Gabriel Heller Sahlgren

Institutet för Näringslivsforskning

Centre for Economic Performance, London School of Economics

Email: g.heller-sahlgren@lse.ac.uk

Rapporten har finansierats av Svenskt Näringsliv, men författaren har arbetat fristående och står själv för rapportens innehåll.

Innehåll

1	Introduktion och sammanfattning	2
2	Definitioner	5
3	Tidigare studier om likvärdigheten i grundskolan.....	6
3.1	Resultatskillnaderna mellan skolor har ökat.....	6
3.2	De ökade resultatskillnaderna i inhemska kunskapskontroller beror på förändrad elevsammansättning, framförallt efter etnisk bakgrund.....	6
3.3	Elevernas socioekonomiska bakgrund har inte större betydelse nu än tidigare i inhemska kunskapskontroller - medan förändringen i PISA är mer oklar	7
3.4	Effekten på elevernas resultat av skolornas genomsnittliga bakgrund kan ha ökat i PISA - men frågetecken kvarstår	9
3.5	Det är oklart huruvida resultatskillnaderna har förändrats i PISA - men de har varit konstanta i inhemska kunskapskontroller	10
3.6	Slutsatser från tidigare forskning om likvärdigheten.....	10
4	Data och metod	11
5	Effekten av elevers socioekonomiska bakgrund.....	12
5.1	Spelar årskursen någon roll?.....	17
5.2	Hur mycket av förändringen beror på utländsk bakgrund?.....	19
5.3	Skillnaden mellan Sverige och OECD-snittet i PISA 2015.....	21
5.4	Sammanfattning av effekten av socioekonomisk bakgrund	22
6	Styrkan i sambandet mellan socioekonomisk bakgrund och resultaten.....	24
7	Skolnivåeffekten av socioekonomisk bakgrund	26
8	Mellanskolvariationen i resultaten	32
9	Den totala variansen i resultaten.....	37
10	Den socioekonomiska skolsegregationen	42
11	Slutsats.....	44
	Referenser.....	45
	Appendix A Förändringar i bakgrundsfrågorna över tid	47
	Appendix B Effekten av standardiserat ESCS på standardiserade resultat.....	49
	Appendix C Skillnader mellan elever i 75:e ESCS-percentilen och övriga elever	53
	Appendix D Skillnader mellan elever i 25:e ESCS-percentilen och övriga elever	57
	Appendix E Effekten av det icke-standardiserade ESCS-indexet	61
	Appendix F Andelen lågpresterande elever.....	65

1 Introduktion och sammanfattning

Ända sedan den internationella undersökningen PISA genomfördes för första gången år 2000 har Sverige fått vänja sig vid relativt dystra rubriker. Mellan 2000 och 2012 föll resultaten snabbare än i något annat land som deltagit i undersökningen. Men i PISA 2015 skedde äntligen en uppgång. Resultaten ökade med 16 poäng i matematik, 17 poäng i läsförståelse och 9 poäng i naturvetenskap, jämfört med den förra undersökningen 2012 (Skolverket 2016a).

Samtidigt oroar sig många över jämlikheten i skolsystemet. Skolverkets (2016a) analyser visade nämligen att ett antal variabler i PISA indikerar att likvärdigheten har minskat sedan 2006. Detta noterades även i Skolkommisionens betänkande (SOU 2017:35). Kanske viktigast är att betydelsen av elevernas socioekonomiska bakgrund för resultaten påstås ha ökat – och nu därför är högre än OECD-genomsnittet. Detta användes även av regeringen som argument i vårpropositionen, i vilken man delvis kopplar denna ökning till vinstdrivande skolaktörer (Proposition 2016/17:100).

Men stämmer verkligen den bild som målats upp? I den här rapporten diskuterar jag först tidigare studier om likvärdigheten i den svenska skolan och studerar sedan själv likvärdigheten i PISA samt förändringar över tid. Debatt råder kring hur likvärdighet bör definieras och mätas. Den här rapporten studerar indikatorer som Skolverket använder: (1) effekten av elevers socioekonomiska bakgrund på resultaten; (2) styrkan i sambandet mellan socioekonomisk bakgrund och resultaten; (3) effekten av skolors genomsnittliga socioekonomiska bakgrund på resultaten; (4) mellanskolvariationen i resultaten; (5) den totala variationen i resultaten och (6) socioekonomisk elevsortering mellan skolor.¹

Först och främst finner jag att effekten av elevers socioekonomiska bakgrund på resultaten faktiskt inte alls har ökat. Anledningen till att Skolverket finner en ökande effekt för vissa år och ämnen är framförallt att de inte tar hänsyn till att den socioekonomiska sammansättningen har förändrats under perioden, till exempel på grund av att andelen lågutbildade har minskat över tid. De bortser dessutom från att enkätsfrågorna som det socioekonomiska indexet baseras på har ändrats.

För att hantera ovanstående problem standardiserar jag måttet på socioekonomisk bakgrund för varje provår. Fokus ligger då på elevers *relativa* socioekonomiska status i varje enskild PISA-omgång, vilket är mest relevant när man studerar skillnader mellan grupper som förändras över tid. Med det standardiserade måttet har effekten av socioekonomisk bakgrund om något minskat mellan 2003 och 2015. Generellt finns dock ingen trend överhuvudtaget. Effekten hoppar något upp och ner mellan åren.

¹ Skolverket rapporterar också andelen lågpresterande elever som en likvärdighetsindikator. Men andelen lågpresterande elever fångar i hög grad upp den absoluta kunskapsnivån snarare än skillnader mellan olika elever – och är därför ett dåligt mått på likvärdigheten. Detta tydliggörs av att andelen lågpresterande ökade i takt med att resultaten sjönk mellan PISA 2000 och PISA 2012, men minskade i och med förbättringen mellan PISA 2012 och PISA 2015. I den här rapporten inkluderar jag därför endast en analys över andelen lågpresterande elever i appendixet.

Likaså verkar inte resultatskillnaderna mellan eleverna med den högsta (75:e percentilen) respektive lägsta (25:e percentilen) socioekonomiska bakgrunden och övriga elever ha förändrats över tid. När man jämför elever i andra OECD-länder och använder det standardiserade måttet även där, står det också klart att Sverige presterar på en likvärdig nivå i alla tre ämnen.

Ett annat problem är att PISA skrivs av femtonåriga elever, oavsett vilken årskurs de går i. Huvuddelen av eleverna går i årskurs nio, men allt fler elever – framför allt utrikes födda – skriver provet när de går i lägre årskurser. Detta gör analyser av PISA-data annorlunda från studier som fokuserar på grundskoleresultat i specifika årskurser; det är viktigt att studera i vilken utsträckning sådana kompositionsförändringar – som kan påverka effekten av socioekonomisk bakgrund oberoende av skol-systemets utveckling – driver tidigare resultat.

Mycket riktigt verkar detta kunna förklara en stor del av förändringen i bakgrundens betydelse, som föregående analyser finner. Exempelvis försvinner cirka 45 procent av ökningen i bakgrundens betydelse som har kunnat skönjas i naturkunskap mellan specifikt 2006 och 2015, när man justerar för årskursen eleverna skriver provet i. När man dessutom tar hänsyn till utländsk bakgrund separat försvinner hela 70 procent av ökningen.

Även när det gäller andra mått på likvärdighet finns det inga klara tecken på försämringar över tid. Andelen av variationen i PISA-resultaten som kan förklaras av elevers socioekonomiska bakgrund – som av Skolverket definieras som styrkan i sambandet mellan bakgrund och resultat – har inte heller ökat.

Samtidigt har effekten av skolors genomsnittliga bakgrunds nivå – som ofta beskrivs som skolnivåeffekten av socioekonomisk bakgrund – ökat, men detta beror framförallt på att den fångar upp andra faktorer på elevnivå samt på förändringar i kompositionen av skolorna som deltar i PISA. När man justerar för andra variabler på elevnivå finns det ingen statistiskt signifikant ökning av skolnivåeffekten mellan året då respektive ämne var huvudämne och PISA 2015. När man sedan justerar för bebyggelse – alltså huruvida skolorna befinner sig i stads- eller landsbygd – jämnas trenden ut ännu mer. Eftersom PISA är en undersökning där urvalet fokuserar på elever och inte skolor – och där stratifieringen av urvalet samt definitionen av vad som räknas som en skola har ändrats något över tid – är detta inte speciellt konstigt. Andelen skolor i mindre orter har minskat, samtidigt som andelen skolor i större städer har ökat; dessa kompositionsförändringar gör att man studerar olika slags skolor över tid, vilket i sin tur delvis kan förklara den ökande effekten. Totalt sett verkar dock alltså inte effekten av skolors genomsnittliga bakgrunds nivåer i sig ha förändrats nämnvärt sedan tidigt 2000-tal.

Skillnaderna i resultat mellan skolor har visserligen ökat, men förutom ett hopp mellan 2003 och 2006 finner jag att detta framförallt beror på förändringar i elevsorteringen, snarare än större skillnader i skolkvalitet. Det är också oklart huruvida ökningen i mellanskolvariationen som sker mellan 2003 och 2006 beror på osäkerheten som uppstår på grund av att PISA är en urvalsundersökning. Eftersom definitionen av vad som räknas som en skola har förändrats över tid är detta speciellt viktigt i analyser som fokuserar på skillnader mellan skolor. Sammantaget har i varje fall likvärdigheten i skolkvalitet inte förändrats sedan åtminstone PISA 2006.

Den totala variationen i resultat mellan elever har om något minskat i matematik, men ökat i läsförståelse och naturkunskap, sedan den omgång respektive ämne var huvudämne för första gången. I genomsnitt har dock variationen inte ökat nämnvärt.

Detta stämmer väl överens med forskning som analyserar inhemska data där man finner att olika förändringar över tid har tagit ut varandra, så att den totala variansen är densamma. Återigen beror även en stor del av ökningen i läsförståelse och naturkunskap på att effekten av årskurs och utländsk bakgrund har förändrats över tid.

Till sist studerar jag även huruvida mellanskolvariationen i elevers socioekonomiska bakgrund har ökat över tid. Jag finner att den inte har det. Man vinner dock egentligen ingenting på att studera detta mått i PISA – svenska registerdata är mycket mer detaljerade och tillåter analyser över hela populationen, utan att vara beroende av specifika urval av skolor och elever. Därför bör man inte tillskriva denna analys lika stor betydelse som de som fokuserar på registerdata. Däremot är PISA-data användbar när man jämför skolegregationen mellan länder – och det står klart att Sverige fortfarande har små socioekonomiska skillnader mellan skolor i ett internationellt perspektiv.²

Sammantaget står det klart att bilden av likvärdigheten i PISA är mer komplicerad än vad som tidigare kommit fram i debatten. Rapportens djuplodande analyser visar att likvärdigheten faktiskt inte har försämrats nämnvärt totalt sett. Denna slutsats stämmer väl överens med de flesta analyser av svenska registerdata. Skillnaden med tidigare PISA-analyser är att rapporten går mer på djupet och studerar längre tids-serier – och därför når resultat som stämmer bättre överens med studierna som fokuserar på inhemska kunskapskontroller.

Rapporten visar därför också att man bör vara försiktig med att dra skolpolitiska slutsatser enbart utifrån förändringar i likvärdighetsindikatorer, utan noggrannare analyser av vad som orsakar dess förändringar. En rigorös diagnos krävs innan åtgärder kan ordinerar. Risker är annars stor att man pekar ut oskyldiga gärningsmän – vilket i sin tur bara gör det svårare att åtgärda de verkliga problem som håller tillbaka likvärdigheten i utbildningssystemet.

² Analysen i appendix F visar samtidigt att årskurs och utländsk bakgrund förklarar en stor del av förändringen över tid vad gäller andelen lågpresterande. När man begränsar urvalet till elever med svensk bakgrund som går i årskurs nio har inga statistiskt säkerställda förändringar skett mellan första gången respektive ämne var huvudämne och PISA 2015.

2 Definitioner

Enligt skollagen handlar likvärdighet i skolsystemet om (1) lika tillgång till utbildning, (2) lika kvalitet i utbildningen, (3) att alla elever har möjlighet att nå sin potential och (4) kompensation för skillnader i förutsättningar. Det finns också ett stort antal olika mått som ofta används för att mäta likvärdigheten (se Sundén och Werin 2016). I debatten diskuteras dock ofta likvärdighet mer generellt som skillnader i resultat mellan elever med olika förutsättningar vad gäller familjebakgrund, hur integrerade skolor är samt spridningen i resultat mellan elever och skolor.

Den här rapporten tar sitt avstamp i Skolverkets (2016a) analys som fokuserar på sex likvärdighetsindikatorer: (1) effekten av elevernas socioekonomiska bakgrund på resultaten; (2) hur mycket av variationen i elevers resultat som förklaras av deras socioekonomiska bakgrund (sambandets styrka); (3) effekten av skolans socioekonomiska sammansättning på resultaten; (4) variationen i resultat mellan skolor; (5) den totala variationen i resultat mellan elever och (6) den socioekonomiska skolsegregationen.³

Av de variabler som studeras lägger jag mest vikt vid effekten av elevers socioekonomiska bakgrund, eftersom detta är den mest relevanta variabeln för skolans kompensatoriska uppdrag. Om den socioekonomiska bakgrunden får större genomslag i skolresultaten riskerar detta att skapa starkare klassklyftor på framtidens arbetsmarknad. Effekten av socioekonomisk bakgrund är också kanske den mest omdiskuterade likvärdighetsindikatorn av alla i debatten.

Samtidigt lägger jag mindre vikt vid förändringar i skolsegregationen. Detta är helt enkelt på grund av att det är bättre att studera dessa förändringar med svenska registerdata, vilket flera studier som diskuteras i avsnitt 3 också gör. PISA är en urvalsundersökning i vilken bakgrundsvariablerna baseras på elevernas svar i en enkät, vilket minskar tillförlitligheten. Eftersom svenska bakgrundsdata också är mycket mer genomgående finns det därför egentligen ingenting att vinna på att studera förändringar i skolsegregationen över tid med hjälp av PISA. Däremot är PISA-data användbar när man jämför skolsegregationen mellan länder.

Naturligtvis gäller osäkerheten som uppstår på grund av att PISA är en urvalsundersökning även de andra indikatorerna, men här har PISA en stor fördel jämfört med svenska utfallsdata: medan svenska betyg och nationella prov rättas internt är PISA-proven rättade externt – och de är därför mer tillförlitliga mått på elevers kunskaper och färdigheter. Eftersom det inte finns starka incitament för elever och skolor att prestera bra i PISA – då de är anonyma och inte ens får reda på resultaten – påverkas provet sannolikt också i mindre utsträckning av faktorer som kan höja elevers prestationer utan att förbättra deras faktiska kunskaper (såsom coachning för ett specifikt prov).

³ Skolverket (2016a) studerar även den absoluta andelen lågpresterande elever, men detta är ett dåligt mått på likvärdigheten eftersom det i hög grad fångar upp den absoluta kunskapsnivån. Om andelen lågpresterande elever ökar/sjunker kan detta bero på att resultaten bland alla elevers resultat faller/ökar, snarare än att skillnaderna mellan dem ökar/sjunker. Eftersom Skolverket använder måttet analyserar jag det dock också i appendix F.

3 Tidigare studier om likvärdigheten i grundskolan

Vad säger tidigare studier om hur likvärdigheten har förändrats i den svenska grundskolan?

3.1 Resultatskillnaderna mellan skolor har ökat

Först och främst står det klart att spridningen i betyg mellan skolor har ökat över tid (se t.ex. Böhlmark och Holmlund 2012; Fredriksson och Vlachos 2011; Gustafsson och Yang Hansen 2016; Skolverket 2012). Intressant nog finner Holmlund m.fl. (2014) dock att skillnader mellan skolor vad gäller elevers prestationer i undersökningen ”Utvärdering genom uppföljning” (UGU) i årkurs 6 – som till skillnad från betygen och resultaten på nationella prov rättas centralt – inte har förändrats i lika hög utsträckning. Snarare minskade faktiskt dessa skillnader under 1990-talet. Detta indikerar att förändringarna i mellanskolvariationen vad gäller betyg och resultaten i nationella prov, till viss del kan förklaras av att själva betygsättningen inte är likvärdig och har förändrats över tid.

Vad gäller skolskillnaderna i PISA finner Skolverket (2013, 2016a) att dessa ökade under 2000-talet i samtliga tre ämnen. Det är dock viktigt att notera att PISA inte mäter resultaten i en specifik årskurs, utan hur femtonåringar, oavsett årskurs, presterar. Detta gör att resultaten inte är helt jämförbara med andra studier som fokuserar på grundskoleelever i en specifik årskurs, såsom Holmlund m.fl. (2014). Om andelen elever som går i lägre eller högre årskurser än årskurs nio när de är femton år har förändrats – och dessa förändringar har påverkat skolor olika – är det möjligt att detta också delvis driver ökningen vad gäller resultatskillnader.

3.2 De ökade resultatskillnaderna i inhemska kunskapskontroller beror på förändrad elevsammansättning, framförallt efter etnisk bakgrund

Samtidigt finner Holmlund m.fl. (2014) att de ökade resultatskillnaderna mellan skolor vad gäller betyg i nian helt kan förklaras av förändrad elevsammansättning, det vill säga ökad sortering av elever – som i sin tur i huvudsak kan förklaras av ökad bostadssegregation. Eftersom elevsorteringen förklarar de ökade resultatskillnaderna, verkar alltså själva skolans betydelse för elevers betyg i nian inte ha förändrats över tid.

Den förändrade elevsammansättningen i grundskolan drivs i sin tur i huvudsak av skillnader vad gäller andelen elever med utländsk bakgrund, snarare än socioekonomisk segregation efter inkomst och utbildning. Det har skett en viss ökning av skillnaderna i sammansättningen vad gäller föräldrarnas inkomst, men inte i lika hög utsträckning som skillnaderna vad gäller utländsk bakgrund (se Gustafsson och Yang Hansen 2016; Böhlmark och Holmlund 2012; Holmlund m.fl. 2014). Eftersom elever med utländsk bakgrund i genomsnitt också kommer från mindre bemedlade hem än elever med svensk bakgrund, påverkar ökningen i sorteringen av elever efter etnisk bakgrund också den mindre ökningen vad gäller inkomstsegregation.

I PISA har tidigare analyser inte studerat huruvida den ökande spridningen i resultat mellan skolor kan hänföras till förändringar i elevsammansättningen. Skillnaderna mellan skolor vad gäller elevernas socioekonomiska bakgrund har dock inte ökat över tid med statistiskt säkerställd marginal (se Skolverket 2013, 2016a).⁴ Det är samtidigt viktigt att analysera i vilken utsträckning förändrad elevsammansättning mer generellt sett, inklusive sorteringen av elever efter utländsk bakgrund och årskurs, kan förklara den ökande spridningen mellan skolor i PISA.

Sammantaget tyder resultaten på att det framförallt är invandringen som har drivit den ökande elevsorteringen – som i sin tur drivit fram skillnader i grundskolebetyg mellan skolor. Eftersom skillnader mellan skolor vad gäller resultat på externt rättade prov i årskurs sex inte har ökat i alls lika hög utsträckning, beror de ökade skillnaderna i betyg sannolikt även på förändringar i betygsättningen. Däremot verkar inte skillnader i själva skolkvaliteten ha ökat över tid, i varje fall när man använder resultat i inhemska kunskapskontroller som kvalitetsmått. Hittills har ingen dock studerat detta grundligt med PISA-data.

3.3 Elevernas socioekonomiska bakgrund har inte större betydelse nu än tidigare i inhemska kunskapskontroller - medan förändringen i PISA är mer oklar

Tidigare forskning har också undersökt huruvida den socioekonomiska bakgrundens betydelse för resultaten har förändrats. Resultaten varierar något beroende på hur man mäter socioekonomisk bakgrund och vilka resultat som studeras.

Böhlmark och Holmlund (2012) finner att betygsskillnaderna mellan elever med högutbildade föräldrar – de med minst tvåårig eftergymnasial utbildning – och andra elever har varit relativt konstanta över tid. Detsamma gäller skillnaderna mellan elever med hög föräldrainskomst – definierade som föräldrar med de 25 procent högsta inkomsterna – och resten av eleverna.

I en liknande analys som sträcker sig över en något längre period finner Holmlund m.fl. (2014) att betygsskillnaderna mellan elever med högutbildade föräldrar – som i det här fallet definieras som de 25 procent högst utbildade i varje kohort – om något faktiskt har minskat över tid, samtidigt som skillnaderna mellan elever med hög föräldrainskomst och andra elever har ökat sedan övergången till ett målrelaterat betygssystem. Skillnaden var dock i princip lika stor i slutet på 1980-talet som i dag. Totalt sett verkar alltså effekten av socioekonomisk bakgrund på betygen i årskurs nio inte ha ökat över tid.

Visserligen finner Gustafsson och Yang Hansen (2017) tecken på att korrelationen mellan föräldrarnas utbildningsnivå och slutbetygen har ökat något sedan 1990-talet när de använder en mer graderad utbildningsvariabel, men denna ökning är i princip koncentrerad till 1990-talet. Under 2000-talet har korrelationen legat ganska konstant och är i dag i princip lika stark som den var år 2000, förutom bland elever med utländsk bakgrund där effekten har ökat relativt kontinuerligt sedan sent 1980-tal.

Ett generellt problem med att använda föräldrars absoluta utbildningsbakgrund som mått på socioekonomisk bakgrund är dock att andelen föräldrar som klassas som högutbildade har ökat och andelen som klassas som lågutbildade har minskat, eftersom den generella utbildningsnivån har ökat över tid. Likaså finns det också risk

⁴ Eftersom socioekonomisk bakgrund i PISA mäts med ett ganska brett index som kombinerar olika mått – och perioden som analyseras är kortare än den som analyseras av Holmlund m.fl. (2014) – står detta resultat inte nödvändigtvis i kontrast med den mindre ökning i sorteringen efter inkomst som Holmlund m.fl. (2014) finner.

att jämförelser mellan elever med olika föräldrainskomster framförallt fångar upp förändringar i inkomstspridningen. Denna har nämligen också ökat över tid.

Istället för att fånga upp hur effekten av familjebakgrund har förändrats riskerar därför analyserna istället att fånga upp hur sammansättningen av grupperna har förändrats. Denna risk är speciellt stor när man som till exempel Gustafsson och Yang Hansen (2017) inte på något sätt normerar föräldrarnas utbildningsnivå. Detta skiljer sig från Holmlund m.fl. (2014) som delvis tar hänsyn till problemet genom att fokusera på de 25 procent högst utbildade föräldrarna – och föräldrarna med de 25 procent högsta inkomsterna – i varje kohort, istället för någon specifik absolut bakgrundsnivå.

Ett alternativt tillvägagångssätt för att komma runt ovanstående problem är att studera huruvida korrelationen mellan syskons resultat har förändrats. Om familjen har blivit viktigare för resultaten bör också variationen som kan härledas till familjen ha ökat över tid. Forskningen som studerar detta vad gäller betygen i grundskolan finner dock att så inte är fallet. Den totala variation av betygen som kan tillskrivas familjen har legat i princip konstant över tid (Böhlmark och Lindahl 2012; Holmlund m.fl. 2014). Även fast resultaten inte är helt entydiga tyder det mesta alltså på att effekten av familjebakgrund på betygen totalt sett inte har förändrats nämnvärt.⁵

Eftersom betyg rättas lokalt finns det dock en risk att analyserna under- eller övervärderar familjens betydelse på själva kunskaperna, om den även påverkar betygssättningen. Det är därför värt att notera att resultatskillnaderna mellan elever med hög föräldrainskomst och -utbildningsbakgrund samt andra elever faktiskt minskade under 1990-talet vad gäller resultaten i UGU-undersökningen i årskurs 6 (Holmlund m.fl. 2014). Som noterades ovan rättas detta prov centralt och lider därför inte av problemen med lokal rättning.

Detta gör även analyser med PISA-data mer användbara. Sammantaget visar Böhlmark och Holmlunds (2012) samt Skolverkets (2012, 2013, 2016a) tidigare analyser att effekten av socioekonomisk bakgrund i PISA har ökat i vissa omgångar men minskat i andra. I PISA 2012 kunde till exempel ingen förändring skönjas sedan 2003 i matematik. Däremot ökade den i PISA 2009 i läsförståelse jämfört med tidigare år och i naturkunskap i PISA 2015 jämfört med PISA 2006. Detta indikerar att bakgrundens påverkan i PISA är något osäker, vilket delvis kan bero på att det är en urvalsundersökning.

Det är också viktigt att notera att socioekonomisk bakgrund i PISA mäts med ett självrapporterat index som baseras på föräldrars yrkesstatus och utbildningsnivå samt ägoandelar i hemmet (jag diskuterar indexets konstruktion i avsnitt 5). Det lider därmed av problemet att grupp-sammansättningen har förändrats över tid – till exempel för att andelen lågutbildade föräldrar har minskat – vilket i sin tur gör det osäkert om utvecklingen i indexets betydelse för resultaten fångar upp faktiska förändringar i familjebakgrundens påverkan på kunskaperna, eller endast förändringar i elevsammansättningen över tid.⁶

Dessutom finns det ytterligare ett problem med det socioekonomiska indexet i PISA. Frågorna som används för att mäta föräldrarnas utbildning (och yrkesstatus) förändrades något över tid mellan 2000 och 2006 (se Böhlmark och Holmlund 2012).

⁵ Däremot verkar dock gapet mellan infödda elever och de med utländsk bakgrund ha ökat, både i kunskapskontroller med lokal rättning i årskurs nio och de med central rättning i årskurs 6 (se Heller Sahlgren 2015; Holmlund m.fl. 2014).

⁶ Böhlmark och Holmlund (2012) studerar skillnader elever med hög- och lågutbildade föräldrar istället för att använda indexet, men problemet är som beskrivits lika relevant för detta mått.

Jag beskriver dessa förändringar i appendix A. Det finns därför en risk att indexet över tid till viss del fångar upp förändringar i hur elever rapporterar vissa variabler. Detta ökar risken för mätfel, som inte går att komma undan helt och hållet eftersom PISA är en urvalsundersökning där bakgrundsvariablerna rapporteras av eleverna.

Allt detta gör det viktigt att ta hänsyn till att indexet inte nödvändigtvis är helt jämförbart över tid. Ett sätt är att standardisera indexet för varje provomgång och/eller att helt enkelt jämföra elever över (eller under) en specifik socioekonomisk percentil med resten av eleverna, i likhet med Holmlund m.fl. (2014). På detta sätt fokuserar analysen då framförallt på elevers relativa socioekonomiska position varje provår, vilket gör att man bättre tar hänsyn till att den socioekonomiska fördelningen och/eller enkätsfrågorna förändrats. Tidigare PISA-analyser har dock inte undersökt detta närmare.

Som tidigare nämnts är det också möjligt att andelen elever som skriver PISA-provet i nionde klass har förändrats, vilken i sin tur kan vara en potentiell förklaring till eventuella förändringar vad gäller effekten av socioekonomisk bakgrund. Eftersom socioekonomisk bakgrund korrelerar med utländsk bakgrund är det naturligtvis också tänkbart att det framförallt är effekten av utländsk bakgrund som har ökat, snarare än betydelsen av socioekonomiska faktorer per se. Inget av detta studeras dock närmare i tidigare forskning.

Samtidigt har tidigare rapporter inte funnit att variationen i PISA-resultat som kan förklaras av elevers socioekonomiska bakgrund – ett mått som Skolverket (2016a) och OECD (2016) menar fångar upp tillförlitligheten i sambandet mellan bakgrund och PISA-resultaten – har förändrats över tid. Med andra ord har själva variationen i resultat som kan tillskrivas elevernas socioekonomiska bakgrund inte ökat, enligt tidigare analyser.

3.4 Effekten på elevernas resultat av skolornas genomsnittliga bakgrund kan ha ökat i PISA - men frågetecken kvarstår

En annan likvärdighetsindikator som ofta studeras i PISA är effekten av skolors genomsnittliga bakgrundsnivå. Skolverket (2012, 2013, 2016a) har funnit att effekten av skolors genomsnittliga socioekonomiska bakgrund (skolnivåeffekten) har ökat över tid. Det är dock oklart huruvida detta beror på att skolnivåeffekten fångar upp betydelsen av andra variabler på elevnivå, såsom årskurs och utländsk bakgrund, som resultaten inte är justerade för.

Dessutom finns det en risk att analyserna som fokuserar på effekten av variabler på skolnivå påverkas av urvalsprocessen och/eller att de framförallt fångar upp skillnader mellan landsbygd och städer. Eftersom PISA är en undersökning som är utformad för att vara representativ för hela landet – med en urvalsprocess som framförallt fokuserar på elever snarare än skolor – är analyser som studerar variabler på skolnivå mer känsliga för exakt vilka skolor som väljs ut och var dessa är lokaliserade än analyser på elevnivå.⁷ Detta kan vara viktigt att ta hänsyn till.⁸

⁷ Detta gäller speciellt effekter av variabler på skolnivå eftersom definitionen av en skola och stratifieringen av det svenska urvalet har förändrats i PISA över tid (se OECD 2002, 2005, 2009, 2012, 2014, 2017), vilket diskuteras mer ingående i avsnitt 7. Som OECD (2016, s. 299) skriver kan detta påverka analyser som fokuserar på skolor, speciellt om de variabler som används för att stratifiera urvalet påverkar diverse skillnader mellan dem.

⁸ Skolverket (2016a) rapporterar också att andelen lägpresterande elever i PISA har ökat totalt sett, vilket man menar ytterligare tyder på att likvärdigheten har minskat över tid. Andelen i både läsförståelse och matematik föll dock mellan PISA 2012 och PISA 2015 och ganska rejält så i matematik. Dessutom är det återigen möjligt att den ökning som har skett beror på förändringar i vilken årskurs elever går i vid tiden för PISA-provet samt effekten av utländsk bakgrund, vilket inte studeras närmare.

3.5 Det är oklart huruvida resultatskillnaderna har förändrats i PISA - men de har varit konstanta i inhemska kunskapskontroller

En liknande historia gäller den totala variationen i resultat mellan elever, som Skolverket (2012, 2013, 2016a) rapporterar har ökat i PISA sedan början/mitten på 2000-talet. Undantaget var i matematik där den först sjönk mellan 2003 och 2006 och sedan ökade igen mellan 2006 och 2009 – för att sedan sjunka igen i PISA 2012. Det är därför oklart huruvida den totala variansen har förändrats. Dessutom är det återigen oklart i vilken utsträckning eventuella förändringar över tid beror på demografiska förändringar som kan härledas till invandringen samt årskursen elever går i när de skriver provet.

Dessutom finner Holmlund m.fl. (2014) att skillnaden mellan hög- och lågpresterande elever i UGU-undersökningen, som alltså rättas externt, har varit konstant över tid totalt sett. Dock verkar det som att det finns vissa skillnader mellan olika kognitiva områden: i logisk förmåga sjönk skillnaderna mellan hög- och lågpresterande sjätteklassare över 1990-talet och tidigt 2000-tal, medan de ökade i spatial förmåga. Samtidigt har skillnaden mellan låg- och högpresterande elevers betyg i nian också varit konstant, förutom en ökning i samband med övergången till det målinriktade betygssystemet. Dock har andelen elever med toppbetyg och låga betyg ökat. Eftersom detta inte reflekteras i de objektiva kunskapsmåten tolkar författarna detta som ett tecken på betygsinflation snarare än försämrad likvärdighet.⁹

3.6 Slutsatser från tidigare forskning om likvärdigheten

Sammantaget finner tidigare studier om likvärdigheten något olika resultat. Analyser av inhemska kunskapsresultat indikerar inte att likvärdigheten totalt sett har minskat – medan analyserna av PISA-data är mer tvetydiga. Generellt har analyserna av inhemska studieresultat och kunskaper dock varit mer djuplodande än tidigare PISA-rapporter. Målet med denna rapport är därför att genomföra en mer grundlig undersökning av likvärdigheten i PISA för att analysera i vilken utsträckning tidigare slutsatser påverkas av att man tar hänsyn till de tillkortakommanden som identifierats i det här avsnittet.

⁹ Dessutom är det sannolikt att andelen elever med låga betyg delvis kan ha påverkats av förändringar i elevsammansättningen som kan härledas till invandringen. I en studie finner Skolverket (2016b) mycket riktigt att 85 procent av ökningen i andelen obehöriga elever mellan 2006 och 2015 kan härledas till invandringen.

4 Data och metod

I rapporten använder jag Sveriges grunddata för att studera hur likvärdigheten har utvecklats i varje provgång mellan PISA 2000 och PISA 2015. I PISA svarar inte eleverna på alla frågor, eftersom det skulle leda till för långa prov. Istället skattas ett totalresultat från tio "plausibla värden" över elevernas resultat, som sedan aggregeras med en speciell modell. Detta skapar en viss osäkerhet i estimaten som bör tas hänsyn till i statistiska analyser. Alla regressionsresultat i den här rapporten tar hänsyn till detta och viktas alltid för elevers urvalssannolikhet.

Likaså tar jag hänsyn till osäkerheten som uppstår i och med urvalsmetodiken genom att använda "Balanced repeated replication"-metoden (BRR) med Fays modifikation, i enlighet med OECD:s (2017) rekommendationer. Metoden påverkar inte själva resultaten, utan korrigerar endast standardfelen för att ta hänsyn till stratifiering och klustring av urvalet (med skolor som den primära urvalsenheten). Det enda undantaget är när jag studerar intraklasskorrelationerna i avsnitt 8, och i vissa modeller som fokuserar på den justerade resultatvariationen i avsnitt 9, eftersom OECD (2016) själva inte använder BRR-metoden i analyser som estimeras med flernivåmodeller.

Det är värt att notera att framtida resultat endast är helt jämförbara när ämnet i fråga varit huvudämne en gång. I PISA 2000 var läsförståelse huvudämne för första gången, i PISA 2003 var matematik huvudämne för första gången och i PISA 2006 var naturkunskap huvudämne för första gången. Detta innebär att resultaten i matematik endast är helt jämförbara från och med PISA 2003 och resultaten i naturkunskap från och med PISA 2006. I praktiken spelar detta dock inte så stor roll och resultaten används ofta som om de vore helt jämförbara från PISA 2000 i alla tre ämnen (se t.ex. Skolverket 2013).

En skillnad i PISA 2000 jämfört med alla senare provomgångar är dock att de plausibla värdena i matematik och naturkunskap endast estimerades för strax över 50 procent av det totala urvalet. Detta var inte fallet i någon annan undersökning och indikerar att resultaten i matematik och naturkunskap i PISA 2000 är något mindre jämförbara med resultaten i dessa ämnen i andra provomgångar.

Bortfallet i de kontrollvariabler som används är generellt lågt, men för att använda hela urvalet använder jag genomsnittet av den relevanta variabeln för de andra eleverna i skolan för de få kontrollvariabler som har observationer med bortfall. Jag inkluderar då också indikatorer för bortfall samt interaktionen mellan dessa och variabeln i fråga. Liknande metoder för att ta hänsyn till bortfall i bakgrundsvariabler används ofta i PISA-forskning (t.ex. Falck och Woessmann 2013; Hanushek, m.fl. 2013). Notera att denna metodik endast gäller kontrollvariabler och inte oberoende variabler av intresse; när jag studerar effekten av elevens socioekonomiska bakgrund på resultaten använder jag till exempel endast de elever för vilka denna information finns tillgänglig.

5 Effekten av elevers socioekonomiska bakgrund

I det här avsnittet studerar jag hur effekten av socioekonomisk bakgrund i PISA har förändrats över tid, samt potentiella förklaringar till denna förändring. Liksom Skolverket (2012, 2013, 2016a) använder jag OECD:s ESCS-index som mått på socioekonomisk bakgrund. Indexet har skapats av tre komponenter: föräldrarnas högsta utbildningsnivå, föräldrarnas högsta yrkesstatus och ett index över ägodelar – inklusive antalet böcker hemma – som ett mått på förmögenhet. Indexet är skapat med hjälp av principalkomponentanalys med data från alla länder som deltog i PISA 2015, men värdena är standardiserade så att genomsnittet är 0 och standardavvikelsen är 1 för elevpopulationen i OECD-länderna det året. Indexet har sedan räknats om för tidigare provår med en liknande metod för att möjliggöra trendanalyser. För dessa år räknas alla länder som deltagit över alla provomgångar med i principalkomponentanalysen som skapar indexet (se OECD 2016, s. 285–286).¹⁰

I huvudanalyserna standardiserar jag det svenska ESCS-indexet i varje PISA-omgång så att genomsnittet är 0 och standardavvikelsen är 1 varje år, genom att först subtrahera varje elevs ESCS-poäng från provårets genomsnitt och sedan dividera differensen med provårets standardavvikelse (en så kallad z-standardisering).¹¹ Detta gör att jag på ett bättre sätt kan ta hänsyn till att den socioekonomiska fördelningen – samt frågorna som utgör indexet – har förändrats över tid, såsom beskrevs i avsnitt 3. Genom att standardisera ESCS-indexet fokuserar analysen på effekten av att vara en standardavvikelse högre i ESCS-fördelningen under provåret. Fokus ligger alltså på elevers *relativa* socioekonomiska status varje år, vilket är mest relevant när man studerar skillnader mellan grupper som förändras över tid.

Eftersom PISA-resultaten rättas externt och därmed inte lider av de problem som gäller till exempel betyg – där inflationen gör det omöjligt att säga någonting om absoluta kunskaper över tid – är det inte lika viktigt att även standardisera PISA-resultaten. Huvudanalysen fokuserar därför på förändringen av effekten av elevers *relativa* socioekonomiska status på deras *absoluta* kunskapsresultat.

Det enda potentiella problemet som kan uppstå gäller resultaten i matematik och naturvetenskap åren innan de var huvudämnen i PISA 2003 respektive PISA 2006, eftersom de tekniskt sett inte var helt jämförbara med framtida resultat innan dess. Detta gäller speciellt PISA 2000 eftersom resultaten i matematik och naturkunskap där endast estimerades för strax över 50 procent av det totala urvalet. I praktiken spelar dock inte detta så stor roll, särskilt inte från och med PISA 2003 då resultaten estimerades för alla elever i alla tre ämnen.

För att säkerställa att detta inte driver resultaten standardiserade jag dock även själva PISA-resultaten. Analysen fokuserar då på effekten av elevers *relativa* socioekonomiska status på deras *relativa* kunskapsresultat, i likhet med Holmlund m.fl. (2014).

¹⁰ OECD skapade även trendindexet för PISA 2015, men de redovisar att korrelationen mellan detta och det vanliga indexet för det året är 0,989 (OECD 2016, s. 286). De använder därför det vanliga indexet för PISA 2015 även i trendanalyserna. Analyserna med det vanliga indexet ger också exakt samma resultat som Skolverkets (2016a). Jag använder därför också det vanliga indexet för PISA 2015.

¹¹ I icke-rapporterade analyser standardiserade jag även ESCS-indexet genom att använda en percentilranking. Alla resultat är i princip likadana om man gör så, men eftersom percentilranking är en icke-linjär form av standardisering – och därmed påverkar skillnader mellan elever i fördelningen – föredrar jag z-standardiseringen.

Effektstorleken mäter då hur många standardavvikelser bättre en elev presterar i ett givet provår av att vara en standardavvikelse högre upp i ESCS-fördelningen samma år. Resultaten rapporteras kort i texten med alla figurer i appendix B.

Dessutom följer jag Holmlund m.fl. (2014) och studerar skillnaderna mellan elever i den 75:e percentilen vad gäller ESCS och resterande elever, vilket också tar hänsyn till förändringar i kompositionen och/eller hur elever rapporterar vissa bakgrundsvariabler. Jag lägger även till en analys som studerar skillnader mellan elever i den 25:e percentilen och resterande elever. Dessa resultat rapporteras kort i texten med alla figurer i appendix C och D.

Vikten av att ta hänsyn till förändringar i kompositionen visas tydligt i tabell 1. År 2000 låg det icke-standardiserade svenska ESCS-genomsnittet nästan precis på OECD-snittet, men har kontinuerligt ökat över tid. Denna ökning var något högre totalt sett bland elever i den 25:e percentilen jämfört med elever i den 75:e percentilen (men väldigt lik den bland elever i den 50:e percentilen). Detta kan delvis bero på att utbildningssystemet har expanderat, och att andelen elever med lågutbildade föräldrar därför har sjunkit, samt potentiellt även på andra förändringar på arbetsmarknaden och i samhället (Holmlund m.fl. 2014). Däremot ökade skillnaderna mellan grupperna mellan vissa år – till exempel mellan 2000 och 2003, då snittet sjönk för elever i den 25:e percentilen men ökade bland elever i den 50:e och 75:e percentilen. Standardavvikelsen ökade då också, men föll sedan och är idag lägre än den var år 2000.

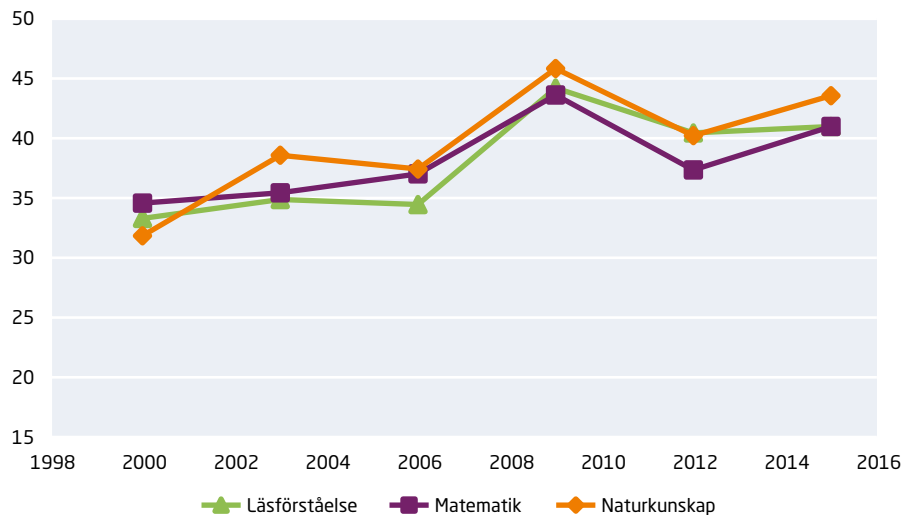
Tabell 1. Sveriges icke-standardiserade ESCS-nivå i PISA över tid

År	Genomsnitt	SD	25:e percentilen	50:e percentilen	75:e percentilen
2000	0,02	0,87	-0,62	0,07	0,72
2003	0,07	1,04	-0,66	0,1	0,85
2006	0,17	0,82	-0,39	0,23	0,8
2009	0,28	0,82	-0,28	0,36	0,9
2012	0,3	0,8	-0,3	0,36	0,94
2015	0,33	0,82	-0,24	0,45	0,97

Fotnot: ESCS-indexet har konstruerats med principalkomponentanalys med data från alla länder (och provår för åren 2000-2012). Värdena är standardiserade så att genomsnittet är 0 och standardavvikelsen är 1 för elevpopulationen i OECD-länder, där varje land ges lika stor vikt.

Att spridningen i socioekonomisk bakgrund ökade i början av perioden men sjönk därefter kan delvis bero på att de olika variablerna som utgör ESCS-indexet kan ha förändrades på olika sätt över tid. Till exempel är det möjligt att den ökande inkomstspridningen framförallt fick utslag i början av 2000-talet – vilket stämmer överens med Holmlund med fleras (2014) resultat – men att andra förändringar såsom högre utbildningsnivå fick större genomslag senare. Förändringen kan naturligtvis också bero på de osäkerheter som uppstår på grund av att PISA är en urvalsundersökning; som noteras ställdes frågorna om föräldrars utbildning och yrkesstatus på något olika sätt i de första undersökningarna. Oavsett orsaken står det klart att sammansättningen i grupperna har förändrats över tid, vilket är viktigt att ta hänsyn till när man studerar effekten av socioekonomisk bakgrund på resultaten i PISA. Det är precis vad man uppnår genom att standardisera indexet för varje provår.

Figur 1. Effekten av en enhet på det icke-standardiserade ESCS-indexet över tid



Figur 2. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid



De övergripande resultaten presenteras i figurerna 1 och 2, som visar hur effekten av en enhet högre socioekonomisk bakgrund har förändrats över tid när man använder det icke-standardiserade ESCS-indexet respektive det standardiserade indexet. Figur 1 visar en uppåtgående trend för effekten enligt det icke-standardiserade ESCS-indexet, dock med några hopp mellan olika år. Ökningen mellan året då respektive ämne var huvudämne och PISA 2015 är statistiskt säkerställt i läsförståelse och naturkunskap, men inte i matematik. Detta kan ses i appendix E, där jag presenterar figurer för alla ämnen separat med konfidensintervall.

Samtidigt visar figur 2 ingen trend vad gäller betydelsen av det standardiserade indexet. Effekten hoppar något upp och ner mellan åren – och den är lägre i PISA 2015 än den var i PISA 2003 i samtliga tre ämnen. Eftersom det standardiserade indexet tar hänsyn till att ESCS-fördelningen förändras över tid är det att föredra för att adressera de problem som diskuterades i avsnitt 3: sammansättningen av grupperna har förändrats och vissa av frågorna som indexet baseras på har ändrats något. I resten av huvudanalyserna i rapporten redovisar jag därför resultaten med det standardiserade ESCS-indexet, där varje enhet representerar en standardavvikelse under varje enskilt provår.

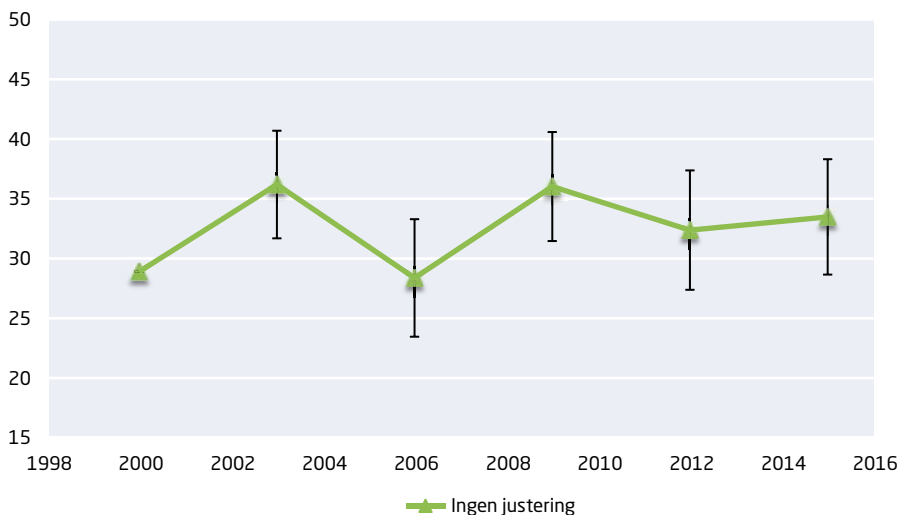
I analyserna nedan redovisar jag först förändringarna i varje enskilt ämne med staplar som återger konfidensintervallet i förändringarna, från och med det första året som respektive ämne var huvudämne. På så sätt kan jag bättre tydliggöra huruvida förändringarna mellan det året och andra år är statistiskt signifikanta.

Figurerna 3–5 visar hur effekten av elevernas socioekonomiska bakgrund har utvecklats sedan år 2000. Staplarna för varje år noterar konfidensintervallet på 95 procent för *förändringen* i effekten mellan den första mätningen i vilket ämnet var huvudämne (punkten utan någon stapel) och respektive år som varje punkt med staplar representerar. Om stapeln når en lägre nivå än punkten utan stapel i serien är förändringen inte statistiskt signifikant.

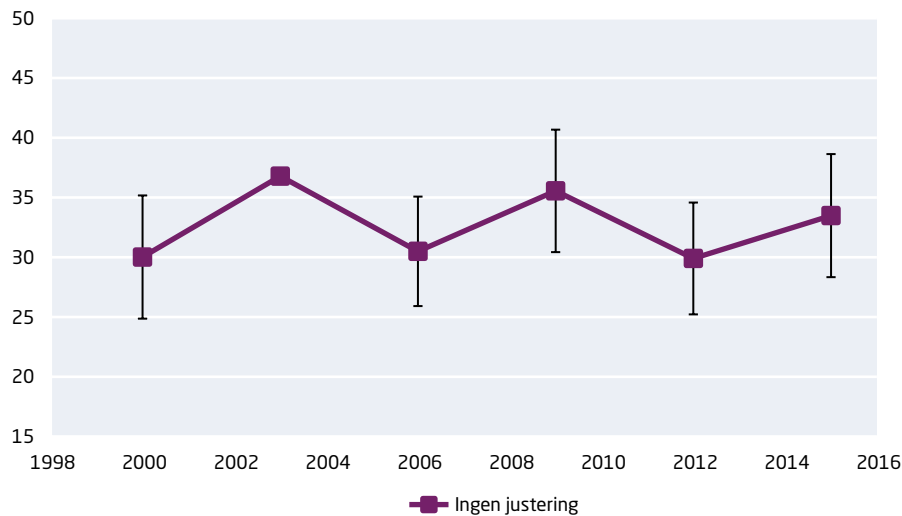
Som syntes i figur 2 hoppar effekten av socioekonomisk bakgrund något upp och ner (oftast inom felmarginalen) mellan åren för alla ämnen utan ett tydligt mönster. Ökningen i läsförståelse mellan år 2000 – då det var huvudämne för första gången – och år 2015 ligger precis inom felmarginalen. I matematik är punkttestimatet faktiskt något lägre 2015 än det var 2003, då ämnet var huvudämne för första gången. Denna förändring är dock inte heller säkerställd. Endast i naturkunskap är ökningen i effekten mellan 2006 och 2015 precis statistiskt säkerställd, med minsta möjliga marginal.

Generellt är det dock värt att notera att effekten av socioekonomisk bakgrund faktiskt var lägre i PISA 2015 än den var i PISA 2003 i alla tre ämnen, vilket var första gången resultaten estimerades för hela urvalet även i matematik och naturkunskap. Och överlag syns ingen tydlig trend: effekten av socioekonomisk bakgrund på PISA-resultaten har inte ökat över tid.

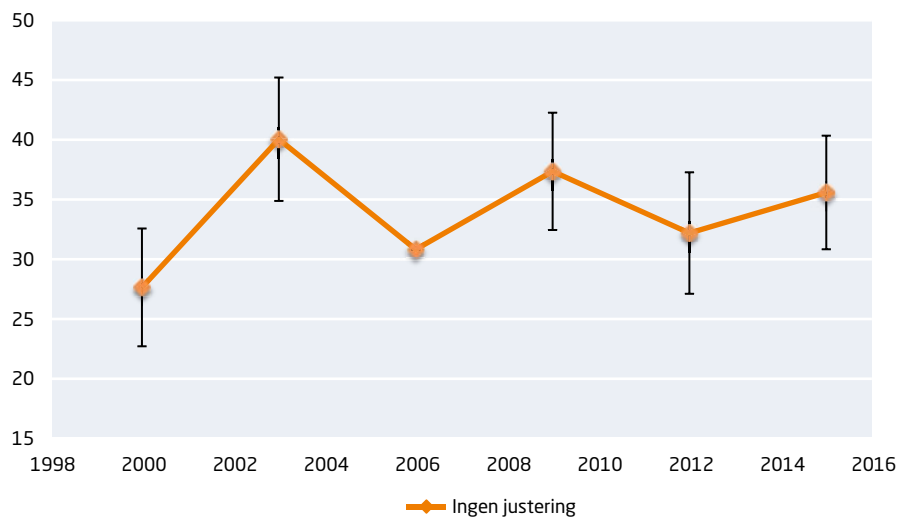
Figur 3. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Läsförståelse)



Figur 4. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Matematik)



Figur 5. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Naturkunskap)



I appendix B redovisas resultaten när jag även standardiserar PISA-poängen i varje provomgång. Dessa resultat stärker bara bilden ytterligare; om något är trenden ännu plattare än i huvudanalyserna. Det finns alltså ingenting som tyder på att elevers relativa socioekonomiska bakgrund spelar större roll idag än den gjorde i början av 2000-talet.

I appendix C redovisas ytterligare figurer som istället studerar skillnaden i PISA-resultat mellan elever i den 75:e percentilen vad gäller ESCS-indexet, beräknat separat för varje år, och resten av eleverna. Detta är samma metod som Holmlund m.fl. (2014) använder. Dessa resultat tyder inte heller på att effekten av socioekonomisk bakgrund på resultaten i PISA har förändrats över tid.

I appendix D redovisas dessutom figurer som studerar skillnaden i PISA-resultat mellan elever i den 25:e percentilen vad gäller socioekonomisk bakgrund och resten av eleverna. Inte heller här finner jag stöd för att skillnaderna skulle ha ökat över tid generellt, förutom möjligen en ökning mellan 2000 och 2003.

Sammantaget stödjer mina resultat Holmlund med fleras (2014) slutsatser vad gäller elevers betyg i nionde klass samt prestationer i UGU-undersökningen i sjätte klass. Effekten av socioekonomisk bakgrund på elevers PISA-resultat är idag inte högre än den var i början på 2000-talet. Samtidigt skiljer sig analysen från Skolverkets (2012, 2013, 2016a) samt Gustafsson och Yang Hansens (2017), vilket beror på att jag tar hänsyn till förändringar i elevgruppernas sammansättning och eventuella mätfel genom att standardisera ESCS-indexet för varje år. Detta gör att jag – i likhet med Holmlund m.fl. (2014) – på ett bättre sätt kan ta hänsyn till att den genomsnittliga ESCS-nivån har förändrats över tid.

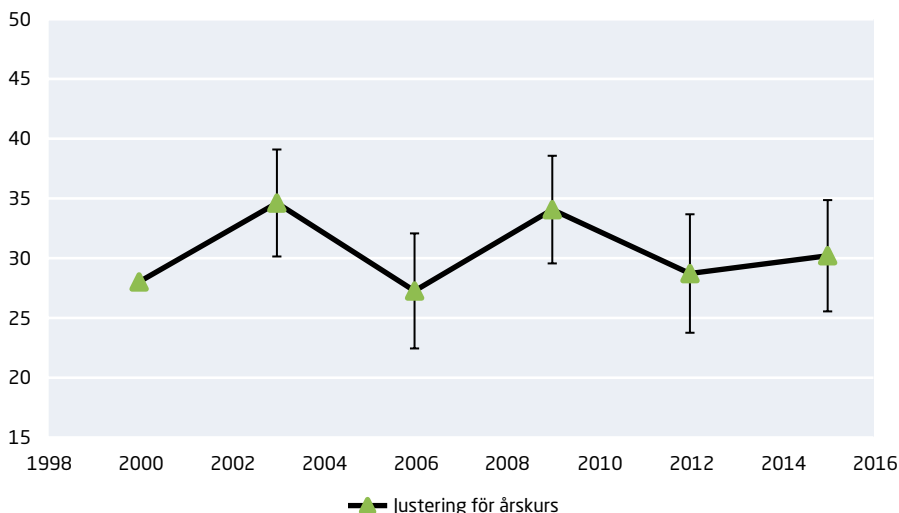
5.1 Spelar årskursen någon roll?

Som noterades i avsnitt 3 skriver eleverna PISA-provet när de är 15 år, oavsett vilken årskurs de går i. Detta gör att resultaten inte strikt sett är jämförbara med till exempel Holmlund m.fl. (2014), eftersom de studerar resultat från kunskapskontroller när eleverna går i nionde respektive sjätte klass. För att studera om detta spelar någon roll justerar jag för vilken årskurs eleverna går i när de skriver PISA-provet.

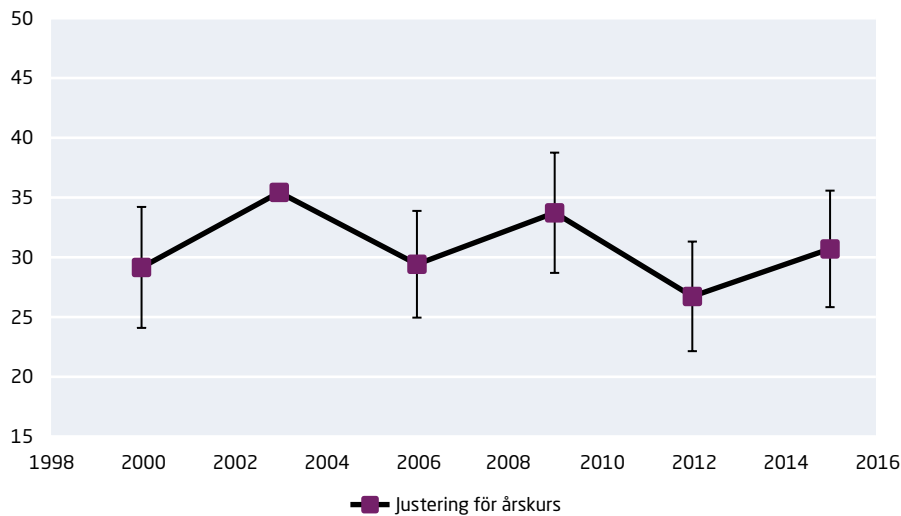
Med justering för årskurs minskar intressant nog förändringarna i effekten av elevernas socioekonomiska bakgrund över tid ytterligare. Årskursen kan förklara 52 procent av den redan icke-statistiskt signifikanta ökningen i effekten av socioekonomisk bakgrund i läsförståelse mellan 2000 och 2015 och 45 procent av ökningen i effekten i naturkunskap mellan 2006 och 2015. Staplarna för 2015 når nu punkten för den första huvudmätningen i naturkunskap, vilket betyder att ökningen inte är statistiskt säkerställd från det året heller.

I matematik har effekten av socioekonomisk bakgrund minskat sedan ämnet var huvudämne år 2003, men förändringen ligger precis inom felmarginalen. Likaså är trenden om något nedåtgående i naturvetenskap och läsförståelse sedan 2003 – och minskningen mellan 2003 och 2015 är faktiskt statistiskt signifikant i naturkunskap. Detta är relevant eftersom resultaten i naturkunskap och matematik endast estimate-rades för cirka 50 procent av det totala urvalet i PISA 2000, vilket gör jämförelser med detta år något mer vanskliga. Hursomhelst indikerar analysen att trenden i effekten av socioekonomisk bakgrund plattas ut ännu mer när man tar hänsyn till elevernas årskurs.

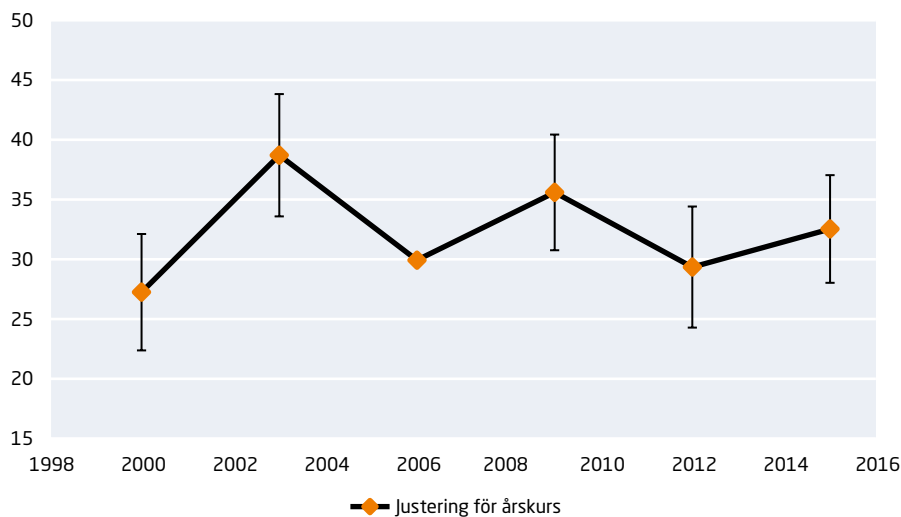
Figur 6. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Läsförståelse)



Figur 7. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Matematik)



Figur 8. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Naturkunskap)



I appendix B–D visar jag att denna slutsats stärks ytterligare när man studerar standardiserade PISA-resultat samt skillnader mellan elever från låg/hög socioekonomisk bakgrund. I appendix E visar jag att det dessutom gäller när man använder det icke-standardiserade ESCS-indexet istället för det standardiserade.

Förändringen i effekten av elevers socioekonomiska bakgrund i PISA beror alltså delvis på förändringar vad gäller årskursen som eleverna går i när de skriver provet. Som tabell 2 visar är andelen elever som skriver PISA-provet i lägre årskurser än nionde klass högre idag, samtidigt som andelen elever som skriver provet i högre årskurser än nionde klass är lägre. Vilken årskurs elever går i samvarierar i sin tur med elevers socioekonomiska bakgrund i högre utsträckning idag än förut. År 2000 ökade elevers socioekonomiska bakgrund med i snitt 0,39 standardavvikelser per årskurs; år 2015 var siffran 0,68 standardavvikelser. Speciellt märkvärdig är ökningen i korrelationen med det icke-standardiserade indexet mellan 2006 och 2009 – och det är också då vi ser den starkaste ökningen i effekten av detta index i figur 1.

Tabell 2. Andelen elever i andra årskurser än klass nio över tid (samt samvariationen med ESCS och utländsk bakgrund).

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Årskurs 7-8	Årskurs 10-11	Korrelation mellan ESCS-indexet och årskurs	Korrelation mellan standardiserat ESCS-index och årskurs	Korrelation mellan årskurs och utländsk bakgrund (1:a gen)	Korrelation mellan årskurs och utländsk bakgrund (2:a gen)
2000	2,10 %	0,42 %	0,34***	0,39***	-0,09***	0,00
2003	2,39 %	4,61 %	0,34**	0,33**	-0,06	0,13**
2006	1,87 %	2,24 %	0,34***	0,42***	-0,04	0,04
2009	3,30 %	1,64 %	0,41***	0,51***	-0,23***	-0,01
2012	3,72 %	2,23 %	0,57***	0,71***	-0,24***	0,02
2015	3,19 %	0,74 %	0,56***	0,68***	-0,19***	0,02
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Årskurs 7-8 (svensk)	Årskurs 10-11 (svensk)	Årskurs 7-8 (1:a gen)	Årskurs 10-11 (1:a gen)	Årskurs 7-8 (2:a gen)	Årskurs 10-11 (2:a gen)
2000	1,55 %	0,39 %	10,10 %	0,00 %	2,49 %	1,76 %
2003	1,86 %	3,67 %	11,05 %	7,50 %	1,90 %	16,30 %
2006	1,44 %	1,80 %	8,01 %	4,48 %	2,85 %	6,76 %
2009	2,10 %	1,46 %	24,14 %	1,60 %	5,11 %	3,90 %
2012	1,96 %	1,89 %	25,13 %	1,71 %	2,54 %	4,76 %
2015	1,43 %	1,50 %	20,96 %	2,47 %	3,69 %	5,37 %

Fotnot: Andelen och antalet elever i de olika kategorierna är viktade för elevers urvals sannolikhet. Signifikansnivåer för kolumner 4-6: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01. Kolumn 5 jämför endast elever med svensk bakgrund och första generationens invandrare, medan kolumn 6 endast jämför infödda elever med andra generationens invandrare.

Jag misstänker att andelen elever med utländsk bakgrund delvis har drivit ökningen i andelen elever som går i lägre årskurser. Mycket riktigt visar tabell 2 också att första generationens invandrare generellt går i lägre årskurser idag, jämfört med infödda svenskar. Vi ser också en radikal ökning vad gäller detta samband över tid – som påbörjas mellan 2006 och 2009. Likaså har andelen elever med utländsk bakgrund – både första och andra generationen – som skrev provet i en högre årskurs än nionde klass minskat sedan 2003. Däremot har andelen infödda elever som skriver provet i en lägre eller högre årskurs inte förändrats nämnvärt över tid. Detta tyder på att förändringen vad gäller årskursen framförallt drivs av elever med utländsk bakgrund och främst de som är födda utomlands.

5.2 Hur mycket av förändringen beror på utländsk bakgrund?

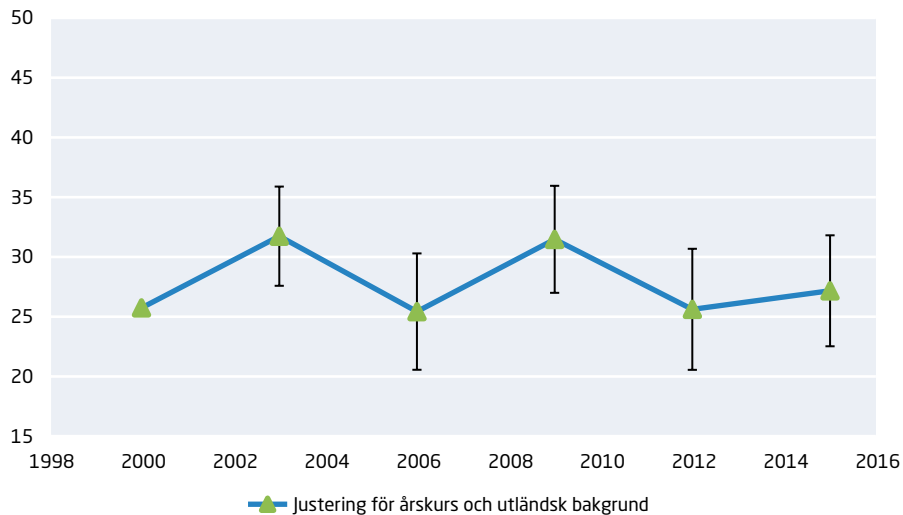
Resultaten hittills indikerar att kompositionen av elever med utländsk bakgrund har förändrats över tid. När man justerar för årskurs fångar man till viss del sannolikt upp effekten av detta. Självklart kan effekten av utländsk bakgrund även ha förändrats inom varje årskurs, vilket också möjligtvis kan förklara en del av utvecklingen i den socioekonomiska bakgrundens betydelse.

I figurerna nedan justerar jag därför för både utländsk bakgrund och årskurs – och finner att trenden vad gäller betydelsen av socioekonomisk bakgrund planas ut ännu mer. Årskurs och utländsk bakgrund kan tillsammans förklara hela 69 procent av ökningen i effekten av socioekonomisk bakgrund i läsförståelse mellan 2000 och 2015 samt 71 procent av ökningen i effekten i naturkunskap mellan 2006 och 2015. Förändringen i effekten av socioekonomisk bakgrund mellan 2003 och 2015 i matematik är i princip densamma som när jag endast justerade för årskurs.

Dessa förändringar är inte heller statistiskt säkerställd i något ämne nu heller. Alltså förklarar effekten av utländsk bakgrund en del av förändringen i betydelsen av socioekonomisk bakgrund, även när årskurs hålls konstant.

I appendix B–D visar jag att denna slutsats stärks ytterligare när man studerar standardiserade PISA-resultat samt skillnader mellan elever från låg/hög socioekonomisk bakgrund. I appendix E visar jag att det dessutom gäller när man använder det icke-standardiserade ESCS-indexet istället för det standardiserade.

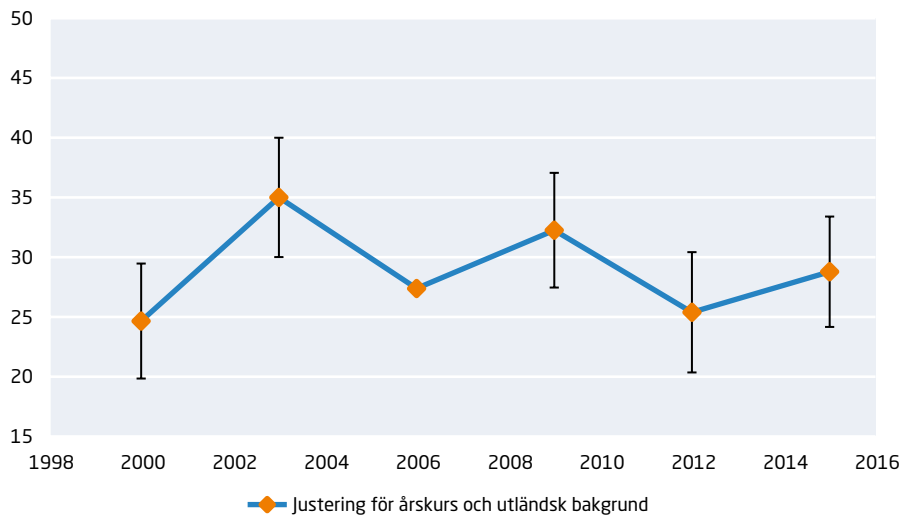
Figur 9. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Läsförståelse)



Figur 10. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Matematik)



Figur 11. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Naturkunskap)



5.3 Skillnaden mellan Sverige och OECD-snittet i PISA 2015

Genom att standardisera ESCS-indexet blir det också lättare att tolka eventuella skillnader vad gäller effekten av socioekonomisk bakgrund mellan olika länder. Detta eftersom det finns stora skillnader i ESCS-genomsnittet och dess fördelning, vilket till exempel beror på att länderna befinner sig på olika utvecklingsstadiet och därför har olika genomsnittliga utbildningsnivåer, arbetsmarknadsstrukturer och inkomstfördelningar. Genom att standardisera indexet så att genomsnittet är 0 och standardavvikelsen är 1 i alla länder separat minskar risken att man endast fångar upp variationer i effekten som beror på sådana skillnader. Jag rapporterar dock även resultaten från det icke-standardiserade indexet för att kunna jämföra dem.

Det finns också skillnader mellan länder vad gäller andelen elever med utländsk bakgrund – samt vilken slags invandring länderna har haft. Jag studerar om sådana demografiska skillnader spelar roll för resultaten genom att justera för utländsk bakgrund och årskurs i analysen.

Notera att det dock kan vara vanskeligare att justera för årskurs i jämförelser mellan länder. Detta eftersom skolpolitiken vad gäller möjligheterna att gå om en årskurs varierar kraftigt mellan dem. Andelen elever som rapporterade att de gått om en årskurs i PISA 2015 var till exempel hela 35 procent i Belgien och runt 20 procent i Schweiz och Tyskland – men endast 1–4 procent i nordiska länder. Skillnaderna är i princip lika stora när man endast jämför elever med inhemsk bakgrund. Om sådana systematiska skillnader i skolpolitiken påverkar effekten av socioekonomisk bakgrund på resultaten kan årskurs vara en mekanism genom vilken den får genomslag på likvärdigheten – oavsett vilken slags invandring länderna har haft. Detta är viktigt att ha i åtanke när man studerar resultaten.¹²

¹² Mycket riktigt sjunker effekten av socioekonomisk bakgrund speciellt kraftigt när man tar hänsyn till årskurs i de länder som har en hög andel elever som går om en årskurs. Koefficienten för Belgien går till exempel från 41 till 37 när man justerar för utländsk bakgrund – men sjunker sedan till 22 när man även justerar för årskurs. Liknande fall gäller andra länder med en hög andel elever som går om en årskurs.

Tabell 3. Effekten av socioekonomisk bakgrund i PISA 2015.

	Sverige	OECD-snitt	Sverige	OECD-snitt
	Icke-standardiserat ESCS		Standardiserat ESCS	
	<i>Ingen justering</i>			
Läsförståelse	40,99	37,36	33,49	32,80
Matematik	40,98	36,58	33,48	32,04
Naturkunskap	43,56	38,37	35,59	33,64
	<i>Justering för utländsk bakgrund</i>			
Läsförståelse	36,26	35,82	29,62	31,46
Matematik	36,42	35,06	29,76	30,71
Naturkunskap	38,06	36,55	31,10	32,06
	<i>Justering för utländsk bakgrund och årskurs</i>			
Läsförståelse	33,25	31,70	27,16	27,50
Matematik	33,82	31,26	27,63	27,03
Naturkunskap	35,23	32,70	28,79	28,34

Fotnot: Siffror med röd text indikerar att skillnaden är statistiskt signifikant på 5 %-nivån.

Tabell 3 visar att effekten av det icke-standardiserade ESCS-indexet i Sverige endast var högre än OECD-snittet med statistiskt säkerställd marginal i naturkunskap. Skillnaden är inte säkerställd i vare sig läsförståelse eller matematik, men den är nära gränsen för att vara det. Med justering för utländsk bakgrund minskar dock skillnaderna och är nu inte statistiskt säkerställd i naturkunskap heller.

Om man istället fokuserar på det standardiserade indexet ligger Sverige faktiskt i paritet med OECD-snittet i alla tre ämnen, utan att man justerar för någonting; den lilla skillnad som existerar är inte statistiskt signifikant. När jag tar hänsyn till att länderna även skiljer sig vad gäller elevpopulationen med utländsk bakgrund är effekten istället något lägre i Sverige, men fortfarande inte statistiskt signifikant. Med justering för årskurs är effekterna också snarlika.

Med andra ord ligger effekten av socioekonomisk bakgrund på de svenska resultaten i PISA 2015 i paritet med OECD-snittet, vare sig man justerar för årskurs/utländsk bakgrund eller inte. Återigen drivs skillnaderna med tidigare rapporter framförallt av att jag tar bättre hänsyn till de stora skillnader i ESCS-fördelningen som existerar mellan länder, alldeles oavsett effekten av socioekonomisk bakgrund på PISA-resultaten.

5.4 Sammanfattning av effekten av socioekonomisk bakgrund

Sammantaget står det därför klart att effekten av socioekonomisk bakgrund inte verkar ha ökat i PISA. Endast om man fokuserar på vissa år har effekten förändrats över tid – men det finns ingen tydlig trend som pekar uppåt oavsett vilket ämne man studerar. Faktum är att effekten av socioekonomisk bakgrund var något lägre i PISA 2015 – då den var precis i paritet med OECD-snittet – än i PISA 2003.

Resultaten förklarar varför Skolverket (2012, 2016a) har funnit att effekten av socioekonomisk bakgrund har ökat i PISA, medan forskare vid IFAU tidigare inte har funnit någon generell ökning av denna effekt på betygen i nionde klass samt i UGU-undersökningen i sjätte klass (Holmlund m.fl. 2014). Medan Holmlund m.fl. (2014) tar hänsyn till att den generella utbildningsnivån och inkomstspridningen har förändrats över tid – genom att studera syskonkorrelationer samt skillnader mellan elever

som ligger högt upp i fördelningen vad gäller bakgrund och andra elever – gör Skolverket inte det. Istället studerar man det icke-justerade ESCS-indexet. Detta gör att analysen sannolikt i större utsträckning fångar upp förändringar i gruppernas komposition, snarare än effekten av socioekonomisk bakgrund på PISA-resultaten.

Eftersom urvalet i PISA baseras på ålder och inte på årskurs är det även viktigt att justera för årskurs om man vill jämföra resultaten med studier som analyserar effekterna av socioekonomisk bakgrund i specifika årskurser, vilket tidigare analyser av PISA-data inte har gjort.

Mycket riktigt beror den förändring som faktiskt har skett mellan vissa enskilda år till stor del på effekten av årskurs. Det är framförallt elever som är födda utomlands som numera skriver PISA-provet i lägre årskurser. Detta är inte speciellt konstigt eftersom antalet nyanlända elever har ökat de senaste tio åren. Det är rimligt att dessa placeras i lägre årskurser om de har sämre förkunskaper än infödda elever och elever med utländsk bakgrund som är födda i Sverige.

Likaså verkar en del av den hoppande effekten av socioekonomisk bakgrund bero på att effekten av utländsk bakgrund har förändrats över tid även bland elever som går i samma årskurs, sannolikt på grund av förändringar i själva invandringen över tid.

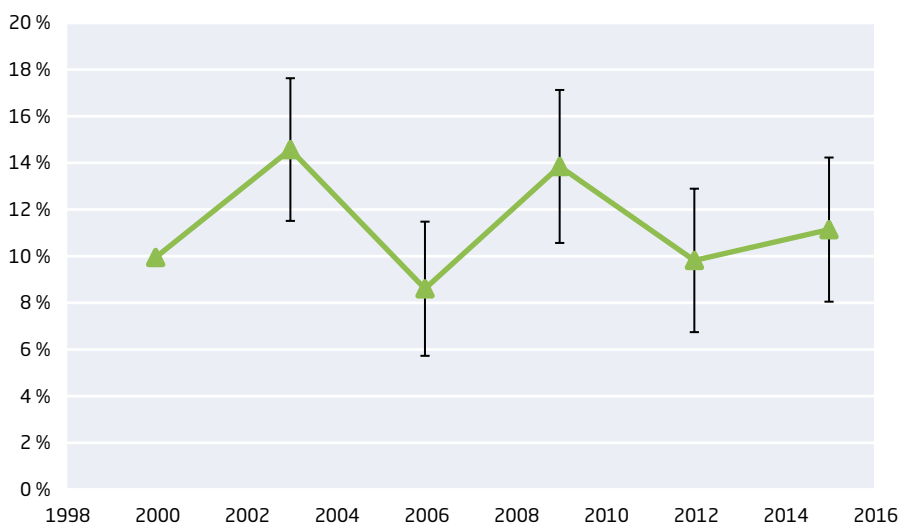
6 Styrkan i sambandet mellan socioekonomisk bakgrund och resultaten

Förutom effekten av socioekonomisk bakgrund på PISA-resultaten kan man även studera huruvida styrkan i detta samband har förändrats över tid (se Skolverket 2016a). Detta mäts genom att analysera hur mycket av variationen i PISA-resultaten som kan förklaras av skillnader i ESCS-indexet.

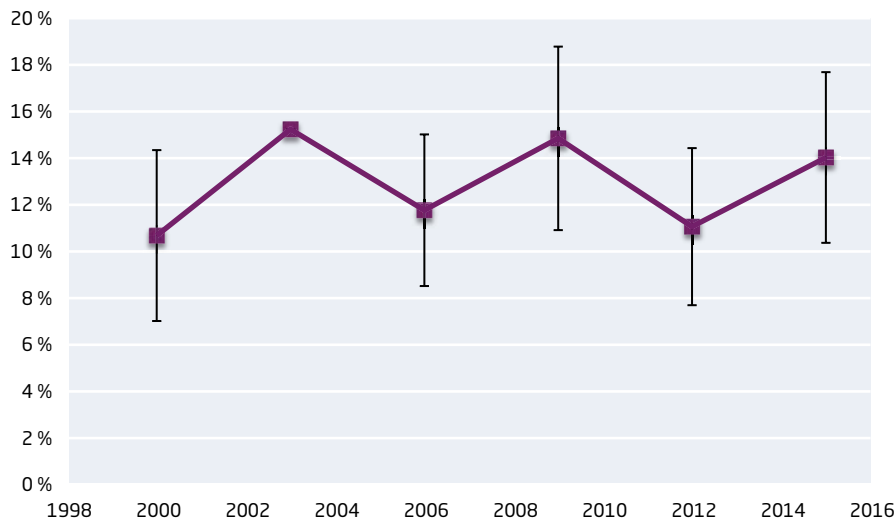
Resultaten i figurerna 12–14 visar inte någon generell trend som pekar på att variationen har ökat sedan första gången respektive ämne var huvudämne. I det här fallet är det ingen skillnad på att studera det standardiserade ESCS-indexet jämfört med det icke-standardiserade indexet; eftersom analysen fokuserar på den förklarade variationen i varje provomgång är resultaten per definition likadana. Trenden vad gäller andelen av PISA-resultaten som kan förklaras av ESCS-indexet följer effekten av det standardiserade indexet, som redovisades i figurerna 3–5 i avsnitt 5.

Sammantaget verkar alltså inte heller styrkan i sambandet mellan ESCS-indexet och PISA-resultaten ha ökat över tid. Visst går det även här att finna enskilda år där styrkan var lägre än år 2015, men det finns ingen generell trend över tid. I alla tre ämnena förklarade elevers socioekonomiska bakgrund en högre andel av variationen i resultaten i PISA 2003 än i PISA 2015. Det är återigen viktigt att notera att resultaten för matematik och naturvetenskap sannolikt är minst tillförlitligt i PISA 2000 eftersom man där endast estimerade de plausibla värdena för cirka 50 procent av det totala urvalet elever.

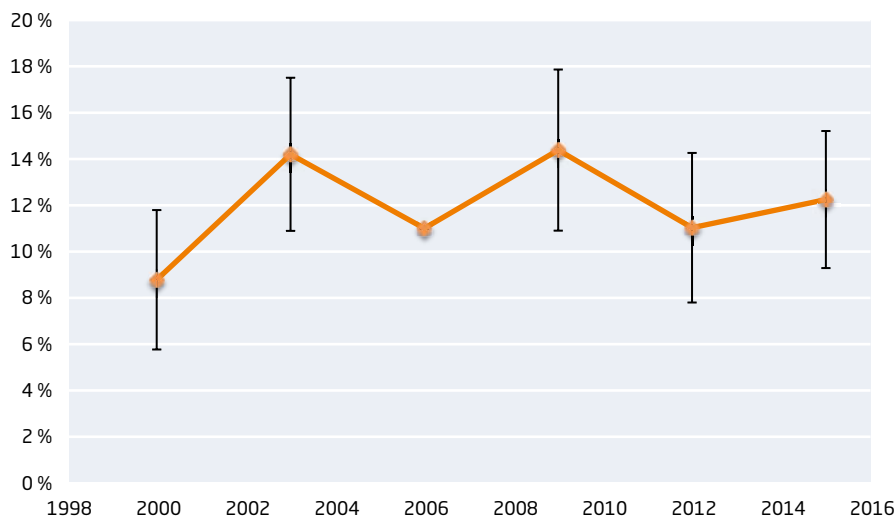
Figur 12. Variationen i PISA-resultat som kan förklaras av ESCS över tid (Läsförståelse)



Figur 13. Variationen i PISA-resultat som kan förklaras av ESCS över tid (Matematik)



Figur 14. Variationen i PISA-resultat som kan förklaras av ESCS över tid (Naturkunskap)



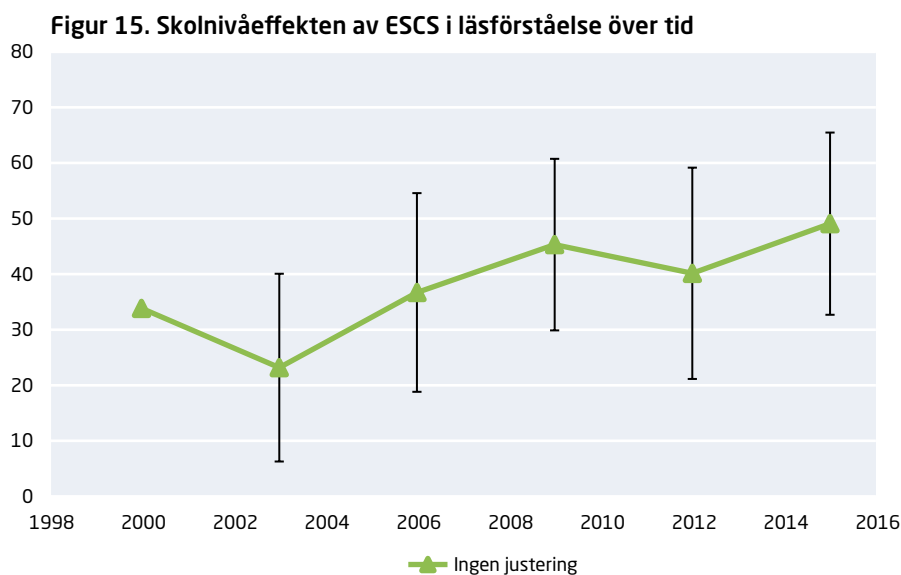
7 Skolnivåeffekten av socioekonomisk bakgrund

Skolverket (2012, 2013, 2016a) studerar även huruvida effekten av skolors genomsnittliga ESCS-index, vilket de beskriver som en ”skolnivåeffekt”, har förändrats över tid. Det är svårt att veta exakt vad man fångar upp med denna variabel – det kan handla om skolors kvalitet eller kamrateffekter, men även variabler på elevnivå som inte är justerade för. Det är också osäkert om skolnivåeffekten i själva verket fångar upp skillnader mellan olika bebyggelser och regioner, vilket som diskuterades i avsnitt 3 är viktigt för hur vi bör tolka eventuella förändringar i effekten över tid.

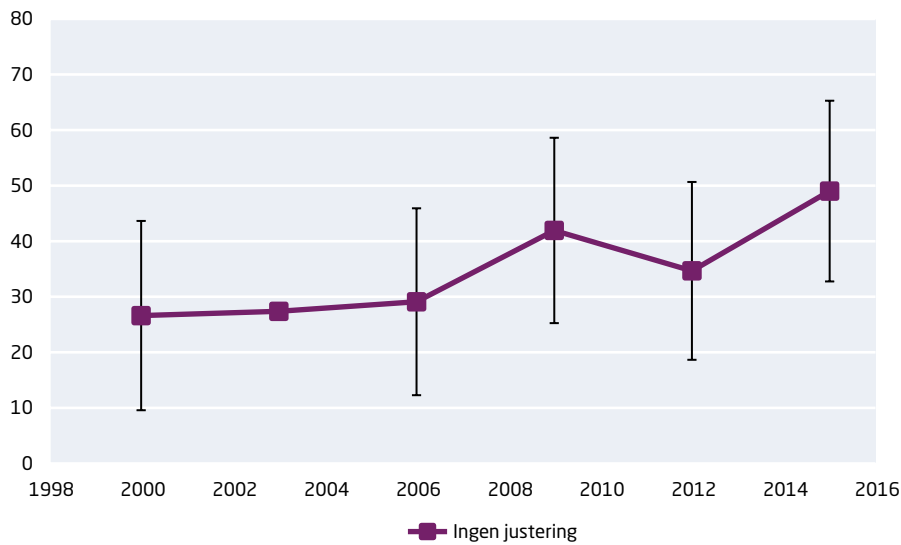
Jag studerar skolnivåeffekten av socioekonomisk bakgrund i princip på samma sätt som Skolverket förutom att jag använder det standardiserade ESCS-indexet, genom att aggregera detta på skolnivå och även inkludera elevens egen ESCS-nivå.

Figurerna 15–17 visar att effekten av skolornas genomsnittliga ESCS-nivå har ökat över tid i alla tre ämnen. Ökningen indikerar att skolnivåeffekten har mer än fördubblats i naturkunskap sedan PISA 2006 – och nästan fördubblats i matematik sedan PISA 2003. Ökningen i läsförståelse sedan PISA 2000 är ansevärd men dock mindre.

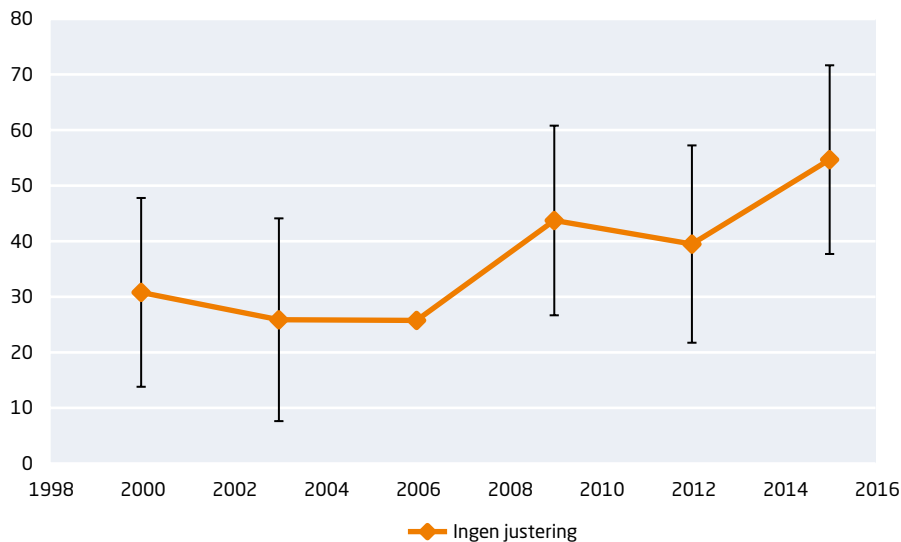
Dock är effekten oprecist estimerad, vilket innebär att osäkerhetsfaktorn är hög. Till exempel är felmarginalen i förändringen i skolnivåeffekten i naturkunskap mellan PISA 2006 och PISA 2015 hela 17 poäng. Detta innebär att förändringen kan vara så låg som 12 poäng men även så hög som 46 poäng. På grund av osäkerheten är skillnaden i läsförståelse mellan PISA 2000 och PISA 2015 inte heller statistiskt säkerställd.



Figur 16. Skolnivåeffekten av ESCS i matematik över tid



Figur 17. Skolnivåeffekten av ESCS i naturkunskap över tid

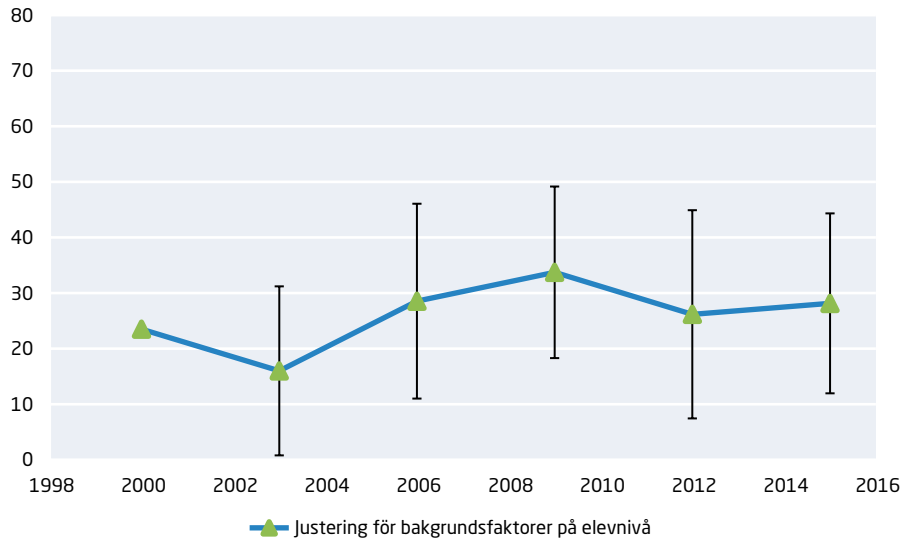


Som noterades i avsnitt 3 är risken med det genomsnittliga ESCS-indexet på skolnivå dock att det fångar upp delar av elevers egen bakgrund. Jag justerar därför även för årskurs och invandringsbakgrund bland eleverna. Dessutom lägger jag till utbildningsnivå och yrkesstatus för föräldern med lägst poäng vad gäller dessa variabler, som inte inkorporeras i ESCS-indexet. Det är värt att notera att detta inte är perfekt eftersom variablerna inte är utformade för trendanalyser, vilket gör det vanskligt att använda dem som primära oberoende variabler – men de är mer användbara som kontroller för skillnader på skolnivå. Däremot lämnar jag ute andra variabler på skolnivå på grund av risken att jag då kontrollerar för andra skoleffekter, som det genomsnittliga ESCS-indexet fångar upp.

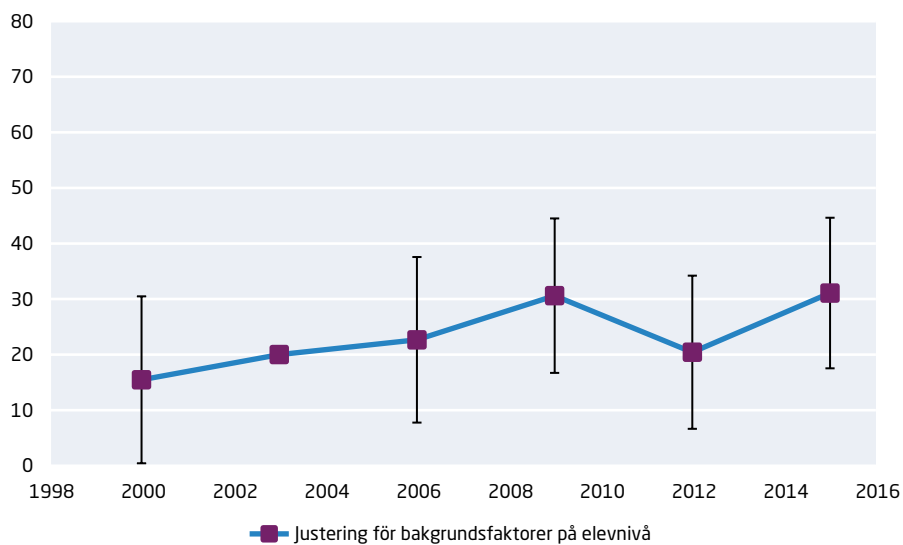
När jag justerar för de andra variablerna på elevnivå i figurerna 18–20 minskar ökningen kraftigt och är nu inte längre statistiskt signifikant i något ämne jämfört med när det var huvudämne för första gången. Med andra ord beror den förändrade skolnivåeffekten sannolikt i hög grad på utelämnade variabler på elevnivå.

Men det finns fortfarande ett potentiellt problem. Eftersom PISA är en urvalsundersökning som är utformad för att vara representativ för hela landet – med en urvalsprocess designad för att optimera urvalet för elever snarare än skolor (se OECD 2014) – är analyser som studerar variabler på skolnivå till viss del känsliga för exakt vilka skolor och regioner som väljs ut.¹³

Figur 18. Skolnivåeffekten av ESCS i läsförståelse över tid

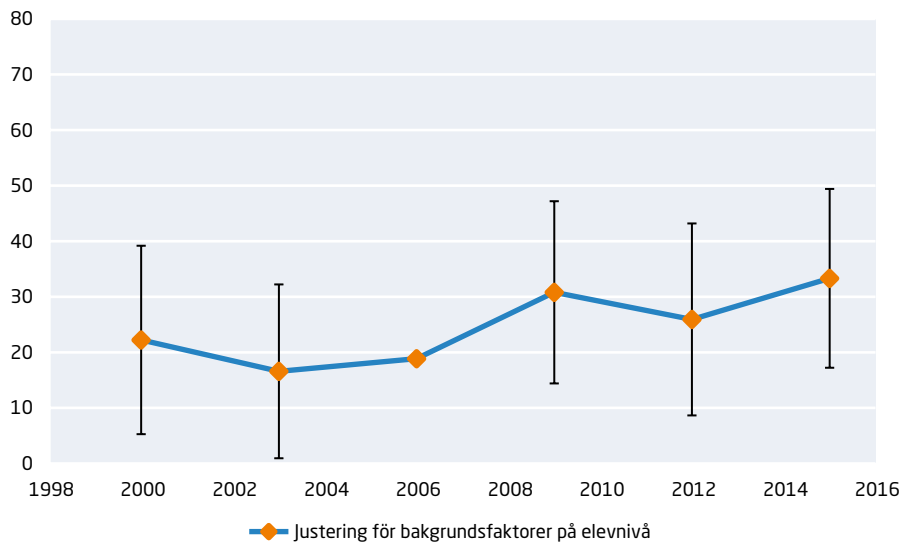


Figur 19. Skolnivåeffekten av ESCS i matematik över tid



¹³ Jag studerade även huruvida resultaten i avsnitt 5 påverkades av att justera för vilken slags bebyggelse som skolorna är lokaliserade i. Dessa resultat påverkades dock i mycket mindre utsträckning, vilket indikerar att analyser på elevnivå mycket riktigt inte är lika känsliga för själva urvalet av skolor som analyser på skolnivå. Om något blir den sjunkande effekten av elevens socioekonomiska bakgrund sedan PISA 2003 med justering för årskurs ännu mer framträdande.

Figur 20. Skolnivåeffekten av ESCS i naturkunskap över tid



Detta är speciellt viktigt att ta hänsyn till eftersom definitionen av vad som räknas som en skola har ändrats något över tid; i PISA 2015 var den primära urvalsenheten inte alltid skolan som sådan, utan vissa skolor delades upp vertikalt eller horisontellt för att varje del endast skulle ha en rektor. Detta var dock inte fallet i PISA 2012 (se OECD 2014, 2016, 2017). Dessutom kan det naturligtvis också vara så att skillnader mellan landsbygd och städer eller mellan olika regioner har ökat snarare än att skillnader mellan skolor lokaliserade i samma slags bebyggelser och samma regioner har gjort det.

Det går inte att identifiera kommuner eller län i PISA, men det går att identifiera i vilken slags bebyggelse skolor är lokaliserade: (1) mindre ort eller samhälle på landsbygden (färre än 3 000 invånare), (2) medelstor tätort (3 000 till ungefär 15 000 invånare), (3) större tätort (15 000 till ungefär 100 000 invånare), (4) en större stad (100 000 invånare eller fler). Namnet på kategorierna har förändrats något över tid, men det går att konstruera jämförbara kategorier över tid.¹⁴

¹⁴ Svartalternativen är exakt likadana i PISA 2009, 2012 och 2015. I PISA 2006 fanns ytterligare ett alternativ: (5) en storstad (med över 1 000 000 invånare) medan svartalternativet (4) en större stad då gällde 100 000 till ungefär 1 000 000 invånare). I PISA 2003 var svartalternativen likadana vad gäller antalet invånare i varje kategori som i PISA 2006, men alternativen beskrevs följande: (1) en liten by, eller landsbygdsområde (färre än 3 000 invånare), (2) en småstad (3 000 till ungefär 15 000 invånare), (3) en stad (15 000 till ungefär 100 000 invånare), (4) en större stad (100 000 till ungefär 1 000 000 invånare) och (5) en större stad med över 1 000 000 invånare. I PISA 2000 var alternativ (1)–(4) precis samma som i PISA 2003 medan det fanns ytterligare två kategorier: (5) nära centrum av en större stad med över 1 000 000 invånare samt (6) någon annanstans i en större stad med över 1 000 000 invånare. För att säkerställa att jag använder samma kategorier över tid lägger jag helt enkelt ihop kategorierna (4) och (5) i PISA 2003 och PISA 2006 och kategorierna (4), (5) och (6) i PISA 2000. Det finns alltså fyra kategorier i varje provomgång och jag använder alltid dessa fyra kategorier i analyserna. I vissa provomgångar finns det bortfall på ett fåtal skolor vad gäller frågan om bebyggelse och jag tar hänsyn till detta genom att lägga till en indikator för bortfall.

Tabell 3 visar att det har skett förändringar i andelen elever som går i skolor i olika slags bebyggelser över tid; framförallt har andelen elever i skolor lokaliserade i mindre orter minskat och andelen elever i skolor lokaliserade i större städer ökat.¹⁵ Detta är rimligt givet befolkningsförändringarna som har skett under 2000-talet (Karlsson 2015). Dessa beror framförallt på olika invandringsnivåer och födelsetal snarare än intern migration (Svanström 2015). Det är dock viktigt att studera om förändringen i skolnivåeffekten delvis beror på dessa förändringar. Detta eftersom det som ser ut att vara förändringar i skolnivåeffekter istället fångar upp kompositionsförändringarna som observeras i tabell 3 – fler skolor i urvalet plockas idag från större städer och färre skolor från mindre orter. Detta påverkar sannolikt effekterna av variabler på skolnivå i högre utsträckning än det påverkar skillnader på elevnivå.

Tabell 3. Andelen elever i skolor lokaliserade i olika bebyggelser i PISA över tid.

År	Mindre ort	Medelstor tätort	Större tätort	Större stad	Bortfall
2000	21,77 %	25,99 %	33,24 %	17,16 %	1,84 %
2003	20,88 %	23,18 %	34,47 %	21,06 %	0,40 %
2006	14,74 %	27,57 %	34,80 %	21,22 %	1,68 %
2009	13,84 %	26,46 %	34,00 %	25,31 %	0,39 %
2012	17,71 %	19,86 %	36,40 %	26,02 %	0,00 %
2015	8,41 %	27,99 %	34,03 %	29,57 %	0,00 %

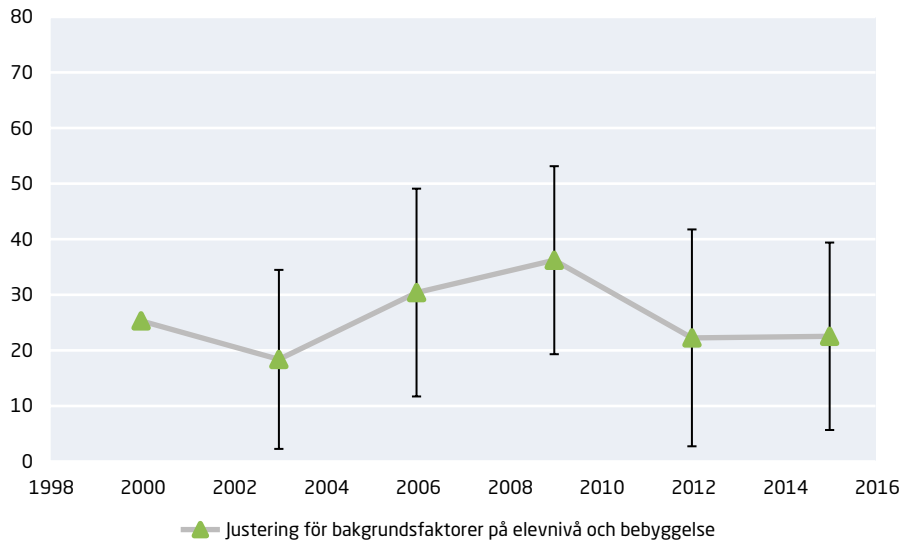
Not: Alla data är viktade efter elevers urvalssannolikhet. Mindre orter har färre än 3 000 invånare, medelstora tätorter har mellan 3 000 till ungefär 15 000 invånare, större tätorter har 15 000 till ungefär 100 000 invånare och större städer har 100 000 eller fler invånare.

Intressant nog visar figurerna 21-23 att skillnaderna över tid vad gäller skolnivåeffekten minskar ännu mer när man justerar för bakgrundsfaktorer på elevnivå, samt i vilken slags bebyggelse skolor är lokaliserade. Nu är trenden i princip jämn över tid. Med andra ord går det inte att med säkerhet säga att själva skolnivåeffekten av socioekonomisk bakgrund har ökat över tid heller. Istället verkar ökningen delvis bero på andra variabler på elevnivå, samt på att skillnader mellan olika slags bebyggelser har ökat. Eftersom den genomsnittliga socioekonomiska bakgrunden på en skola korrelerar med vart den är lokaliserad ser det ut som att denna effekt har ökat generellt. Istället verkar alltså effekten av bebyggelsen där skolorna är lokaliserade ha ökat något över tid.

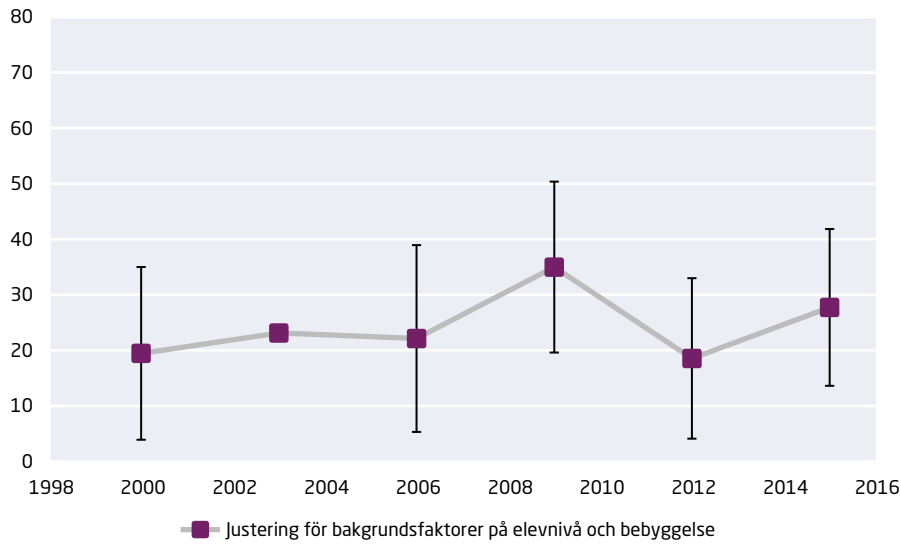
Det är dock viktigt att notera att det inte ens går att vara säker på att skillnaderna mellan landsbygd och städer ha ökat. Eftersom PISA är en urvalsundersökning – med en urvalsprocess som primärt fokuserar på elever snarare än skolor (se OECD 2014) – är det svårt att veta om skillnaderna beror på att urvalet av skolor i olika slags bebyggelser har förändrats eller på att skillnaderna mellan landsbygd och städer faktiskt har ökat över tid. Hursomhelst tyder resultaten i varje fall på att skolnivåeffekten av socioekonomisk bakgrund i sig inte har ökat nämnvärt över tid.

¹⁵ Samma mönster uppstår om man istället fokuserar på andelen skolor viktade efter deras urvalssannolikhet: andelen skolor i mindre orter sjönk från 33,75 procent i PISA 2000 till 11,61 procent i PISA 2015. Samtidigt ökade andelen skolor i större städer från 17,19 procent till 28,06 procent.

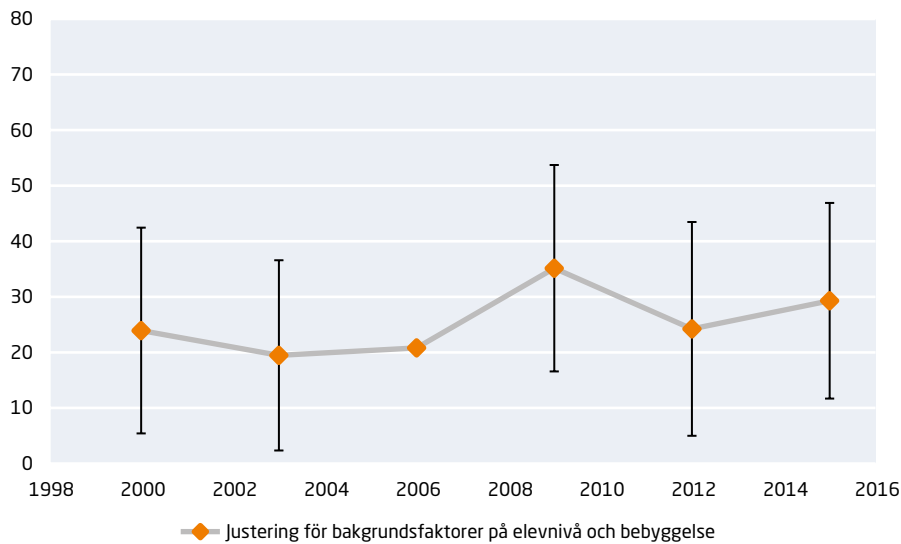
Figur 21. Skolnivåeffekten av ESCS i läsförståelse över tid



Figur 22. Skolnivåeffekten av ESCS i matematik över tid



Figur 23. Skolnivåeffekten av ESCS i naturkunskap över tid



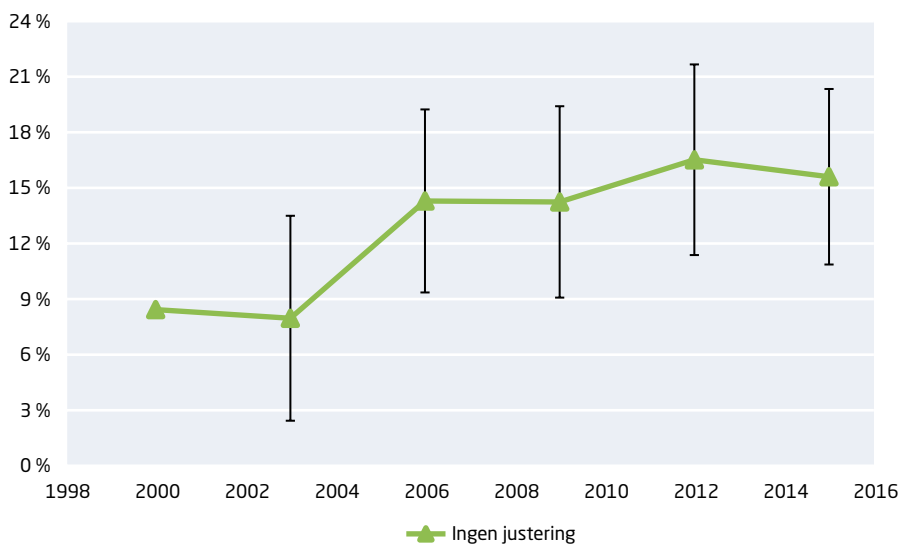
8 Mellanskolvariationen i resultaten

En annan likvärdighetsindikator som ofta diskuteras i debatten är variationen i resultat mellan skolor. Måttet som används i PISA-mätningen för att studera detta är den så kallade intraklasskorrelationen, som beräknas genom att dividera variansen i resultat mellan skolor med den totala variansen för respektive provår. Ju högre andel av variansen som existerar mellan skolor, desto högre mellanskolvariation.

Notera att jag liksom OECD (2016) här inte använder BRR-metoden för att beräkna standardfelen i de flernivåmodeller som jag använder för att studera intraklasskorrelationerna. Därför underskattar jag sannolikt om något felmarginalen i förändringarna över tid.¹⁶ Varje modell estimeras med vikter på elev- och skolnivå, där vikten på skolnivå är summan av elevvikterna inom skolan. Elevvikterna har även normaliserats för att ta hänsyn till antal elever i urvalet på varje skola (se OECD 2016).

Figurerna 24–26 visar andelen av variansen som kan hänföras till skolor över tid. Liksom i princip alla tidigare studier visar de att resultatskillnaderna mellan skolor har ökat. Det är dock värt att notera att osäkerheten i estimaten är relativt hög, vilket indikeras av att felmarginalen i förändringarna sedan respektive ämne var huvudämne är stor. I läsförståelse ligger skillnaden dessutom i princip still sedan 2006 efter ett hopp mellan 2003 och 2006.¹⁷

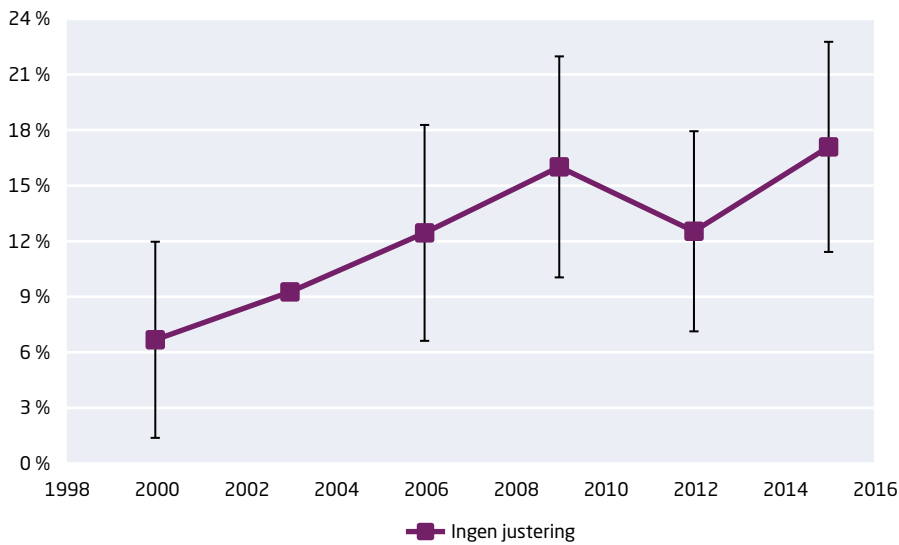
Figur 24. Mellanskolvariationen i läsförståelse över tid



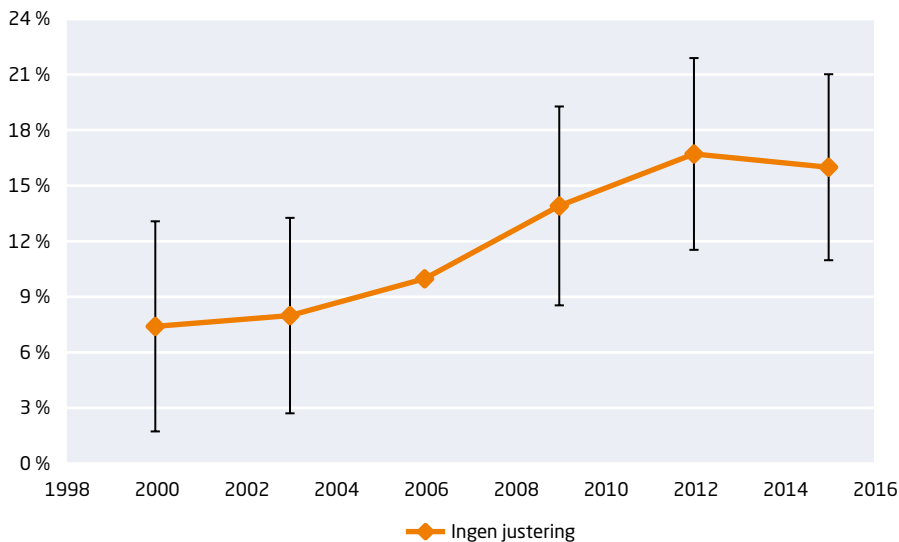
¹⁶ Skolverket (2016a) rapporterar att ökningen i mellanskolvariationen i naturkunskap mellan PISA 2006 och PISA 2015 inte är statistiskt signifikant. Mina resultat indikerar dock att den är precis statistiskt signifikant.

¹⁷ Alla punkttestimaten som motsvarar de som återfinns i Skolverket (2016a) är exakt likadana här, vilket visar att metoden jag använder för att beräkna intraklasskorrelationerna är likadan.

Figur 25. Mellanskolvariationen i matematik över tid



Figur 26. Mellanskolvariationen i naturkunskap över tid

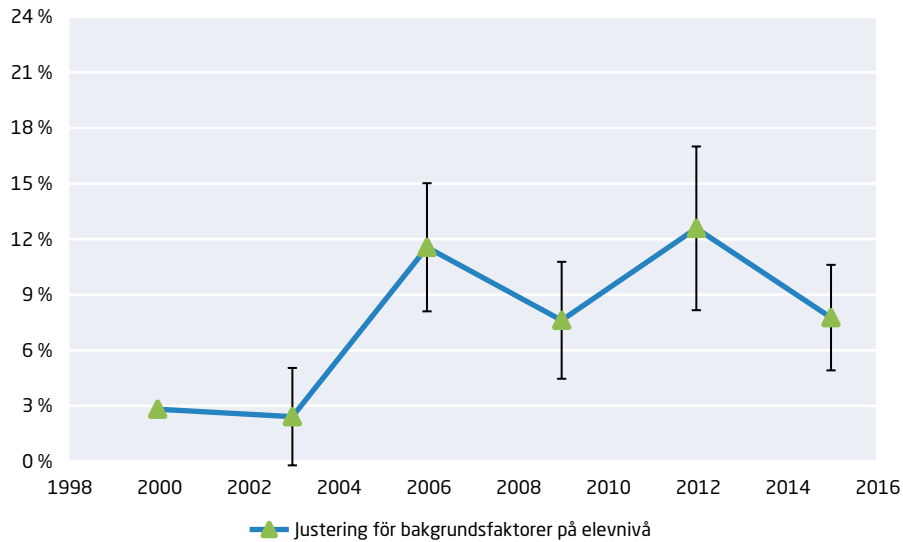


Frågan är vad ökningen beror på. Tidigare studier som studerar svenska registerdata har funnit att den framförallt beror på elevsortering snarare än på att skillnaderna i skolkvalitet skulle ha ökat (se Holmlund m.fl. 2014). Jag använder därför modeller där jag justerar för årskurs, utländsk bakgrund och det standardiserade ESCS-indexet på elevnivå. Dessutom lägger jag till utbildningsnivå och yrkesstatus för föräldern med lägst poäng vad gäller dessa variabler, som inte inkorporeras i ESCS-indexet.¹⁸ Återigen är det viktigt att notera att de sistnämnda måtten inte är perfekta eftersom de inte är utformade för trendanalyser. Detta gör det vanskligt att använda dem som primära oberoende variabler, men de är mer användbara som kontroller för skillnader på skolnivå. Jag studerar sedan intraklasskorrelationen med residualerna för att analysera om elevernas bakgrundsvariabler kan förklara den förändrade mellanskolvariationen.

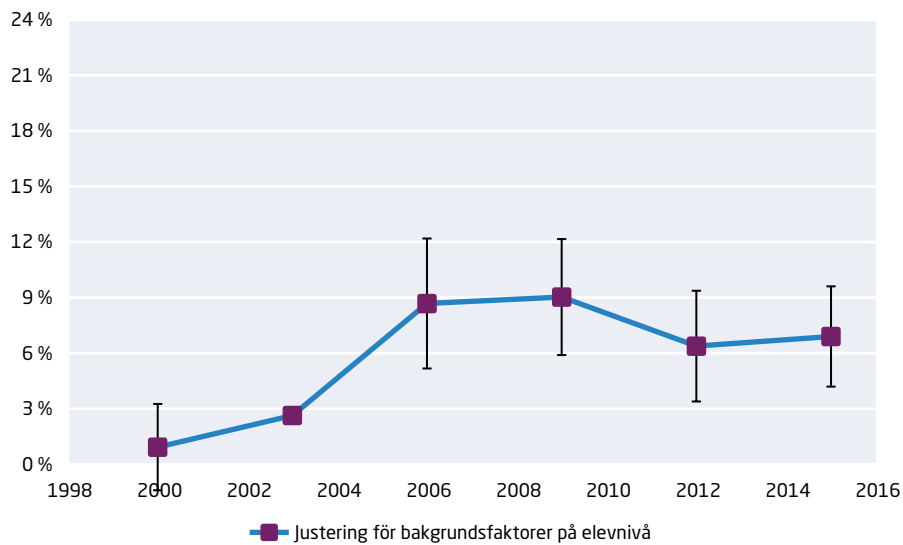
¹⁸ I modellerna för de plausibla värdena i matematik i PISA 2000 exkluderas indikatorn för bortfall vad gäller den andre förälderns utbildningsbakgrund och interaktionen mellan denna indikator och variabeln. Detta är för att flernivåmodellen inte konvergerade i två regressioner annars. Resultaten är dock i princip identiska för de andra plausibla värdena i matematik där modellen konvergerade. Likaså är resultaten i stort i princip identiska om jag utelämnar indikatorn för bortfall och interaktionen i alla modeller.

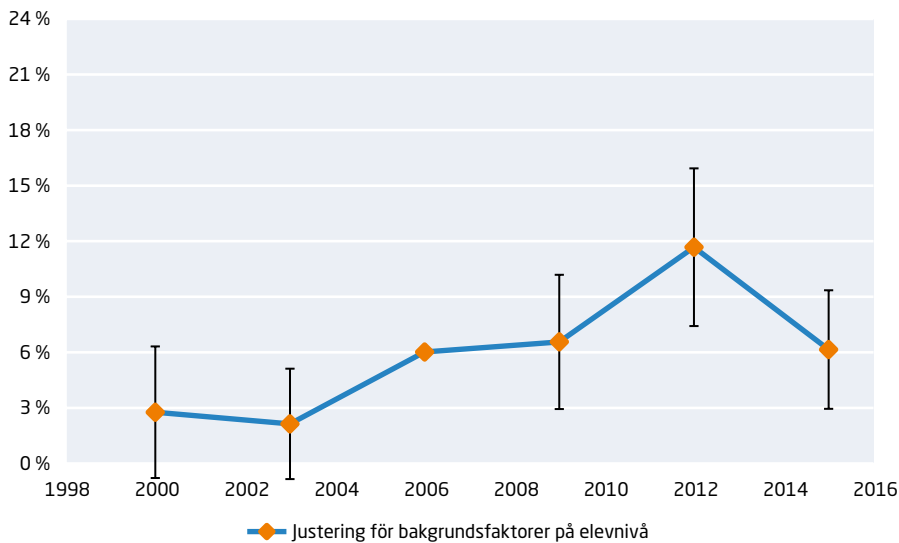
Och nu kan man istället mest skönja ett hopp mellan 2003 och 2006, men ingen uppåt-gående trend därefter. Om något har den snarare sjunkit. I läsförståelse är denna förändring statistiskt signifikant. Med andra ord kan den ökande mellanskolvariationen det senaste decenniet tillskrivas förändringar i elevsammansättningen. Det är också värt att notera att felmarginalerna generellt minskar betydligt, vilket visar att estimaten blir säkrare.

Figur 27. Mellanskolvariationen i läsförståelse över tid



Figur 28. Mellanskolvariationen i matematik över tid



Figur 29. Mellanskolvariationen i naturkunskap över tid

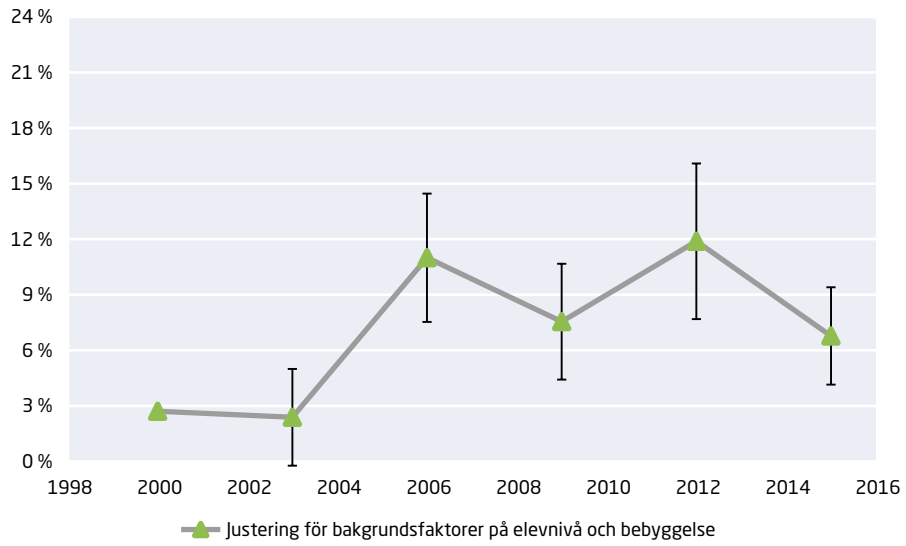
Man bör också vara försiktig med att dra alltför starka slutsatser av det hopp som sker mellan 2003 och 2006. Som noterades i avsnitt 7 har skoldefinitionen och stratifieringen förändrats något över tid. Samtidigt innebär kompositionsförändringar att skolorna i urvalet idag i högre utsträckning plockas från större städer och i mindre utsträckning från mindre orter.

Liksom i analysen av skolnivåeffekten gällande ESCS inkluderar jag därför indikatorer för vilken slags bebyggelse skolorna är lokaliserade i. Detta gör att jag endast studerar mellanskolvariationen mellan skolor i samma slags bebyggelser. På så sätt är det möjligt att studera om hoppet mellan 2003 och 2006 beror på att skillnaderna mellan landsbygd och städer har ökat och/eller på att urvalsstrategin har förändrats över tid.

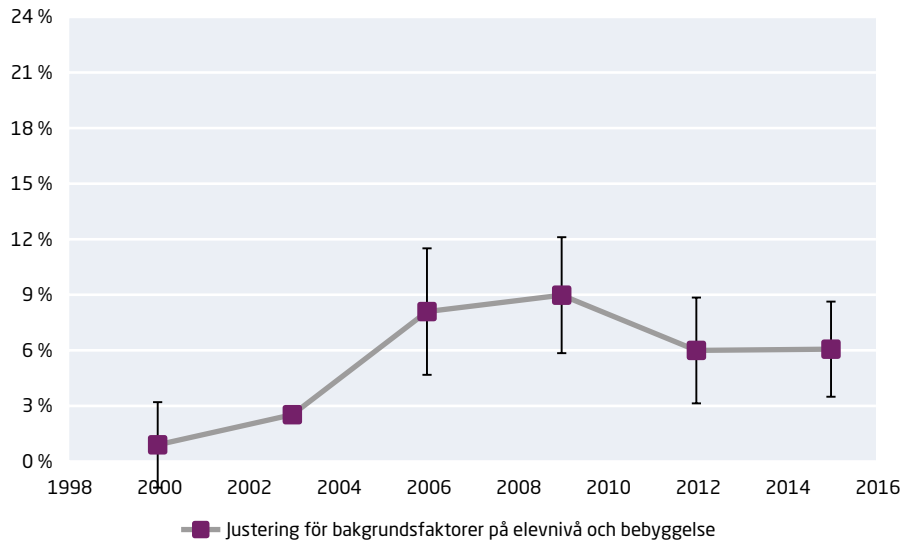
Figurerna 30–32 indikerar dock inte att bebyggelsen spelar speciellt stor roll för trenden i mellanskolvariationen. Trenden jämnas ut något ytterligare, men inte i samma utsträckning som i analysen av skolnivåeffekten av ESCS. Hoppet mellan 2003 och 2006 består och det är osäkert vad detta beror på. Det är inte speciellt troligt att det skulle bero på ett ensidigt hopp i skolkvaliteten som därefter skulle ligga stilla, utan det är mer sannolikt att det beror på förändringar i urvalsstrategin eller andra faktorer som inte går att observera.

Sammantaget står det i varje fall klart att ökningen av mellanskolvariationen sedan åtminstone år 2006 beror på förändringar i elevsammansättningen snarare än skolkvalitet. Det är även viktigt att notera att den svenska mellanskolvariationen totalt sett är låg i ett internationellt perspektiv. OECD-snittet i mellanskolvariationen ligger på 31,2 procent i läsförståelse samt 30,3 procent i matematik och naturkunskap, vilket är nästan dubbelt så högt som i Sverige (Skolverket 2016a).

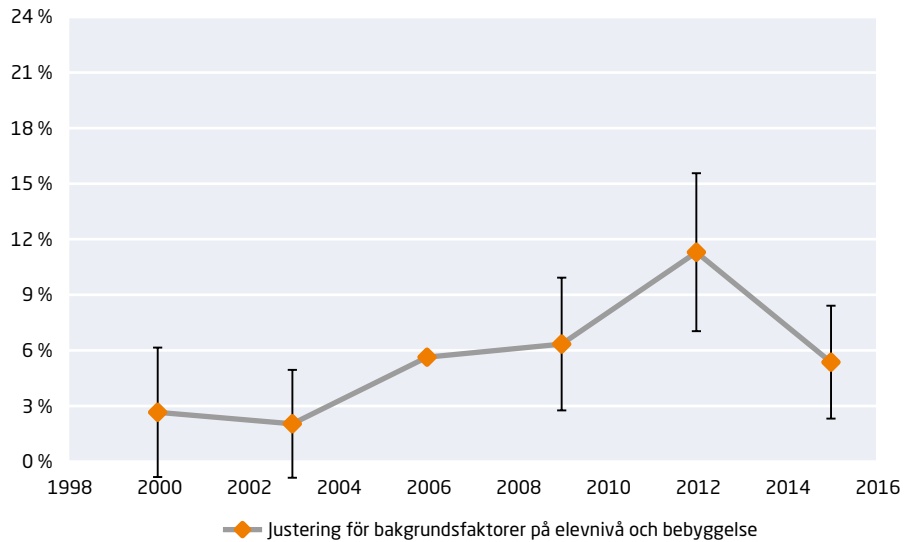
Figur 30. Mellanskolvariationen i läsförståelse över tid



Figur 31. Mellanskolvariationen i matematik över tid



Figur 32. Mellanskolvariationen i naturkunskap över tid



9 Den totala variansen i resultaten

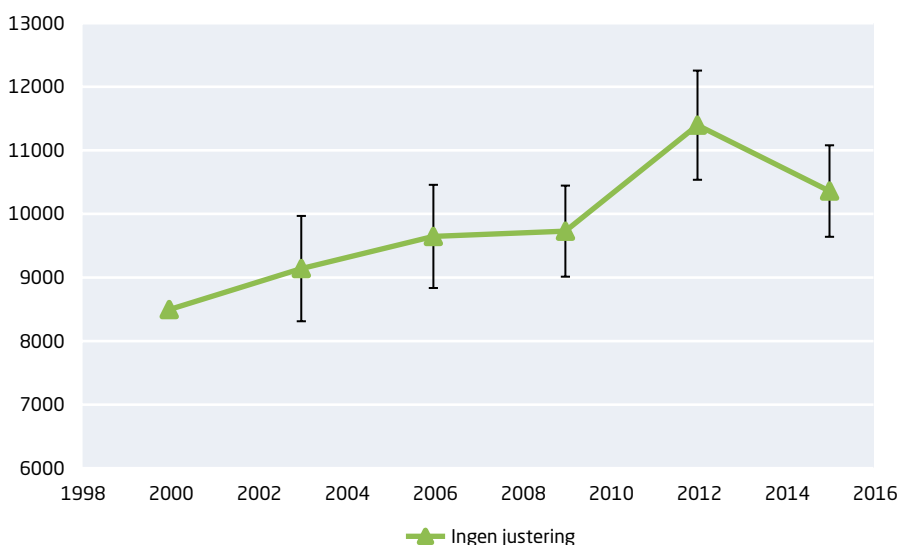
Vad har hänt med spridningen i resultat över tid? I PISA studeras detta genom att analysera den totala variansen i elevers resultat. Variansen är helt enkelt standardavvikelsen i kvadrat. Ju lägre varians, desto närmare varandra presterar elever resultatmässigt – vilket i sin tur indikerar högre likvärdighet i skolsystemet.

Figurerna 33–35 visar att den totala variansen har ökat i läsförståelse och naturkunskap, jämfört med första gången dessa ämnen var huvudämnen. Däremot har den minskat i matematik under samma period. Med andra ord beror utvecklingen på vilket ämne man studerar. Det är alltså viktigt att även studera genomsnittet över tid.

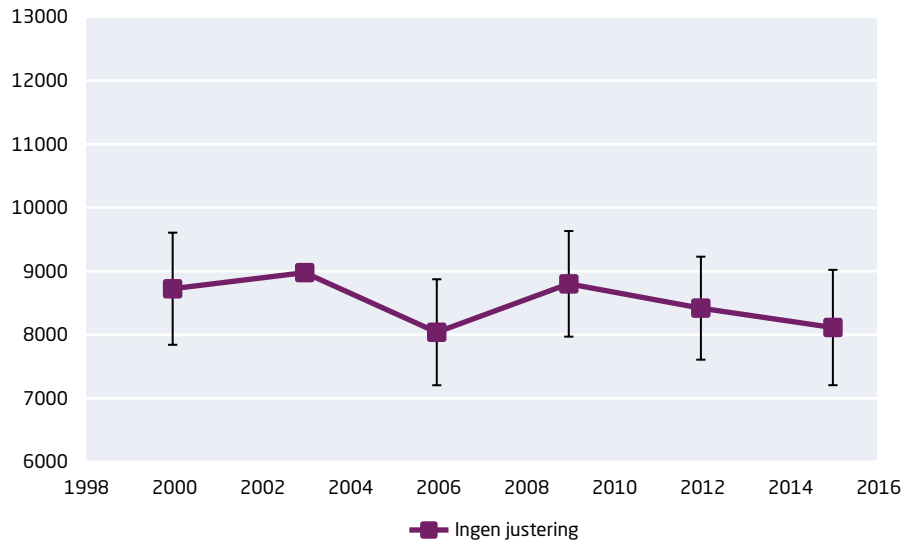
Figur 36 visar den genomsnittliga variansen över tid. Här jämnas trenden ut. Ökningen mellan PISA 2006 – då alla ämnen varit huvudämne en gång – och PISA 2015 är relativt liten och precis statistiskt säkerställd, men trenden är ganska jämn över tid generellt. Den genomsnittliga variansen var dessutom högre i PISA 2003 än den var i PISA 2015.

Den genomsnittliga variansen verkar alltså ha legat ganska still under 2000-talet, eftersom förändringarna i de olika ämnena tar ut varandra. Detta stämmer väl överens med Holmlund med fleras (2014) resultat vad gäller skillnaderna i elevers resultat i UGU-undersökningen i årskurs 6. Dessutom är det värt att notera att variansen sjönk i absolut benämning mellan 2012 och 2015 i läsförståelse och matematik – även fast denna skillnad endast är statistiskt säkerställd i läsförståelse – och det var också i dessa ämnen som den genomsnittliga resultatförbättringen var statistiskt säkerställd.

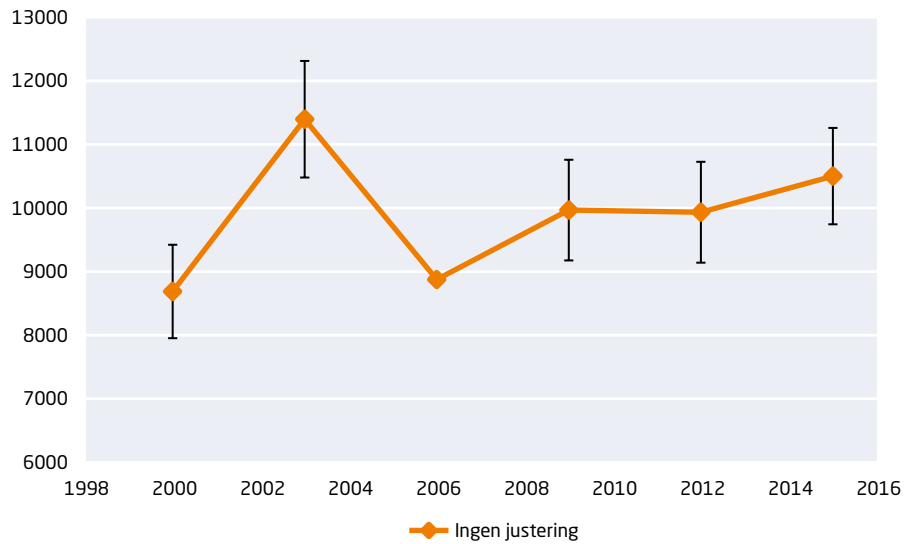
Figur 33. Den totala variansen i läsförståelse över tid



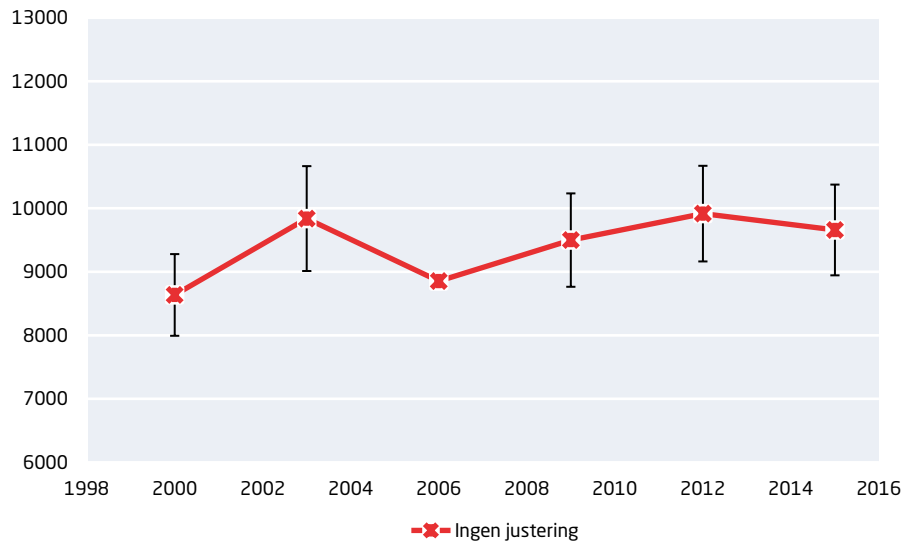
Figur 34. Den totala variansen i matematik över tid



Figur 35. Den totala variansen i naturkunskap över tid



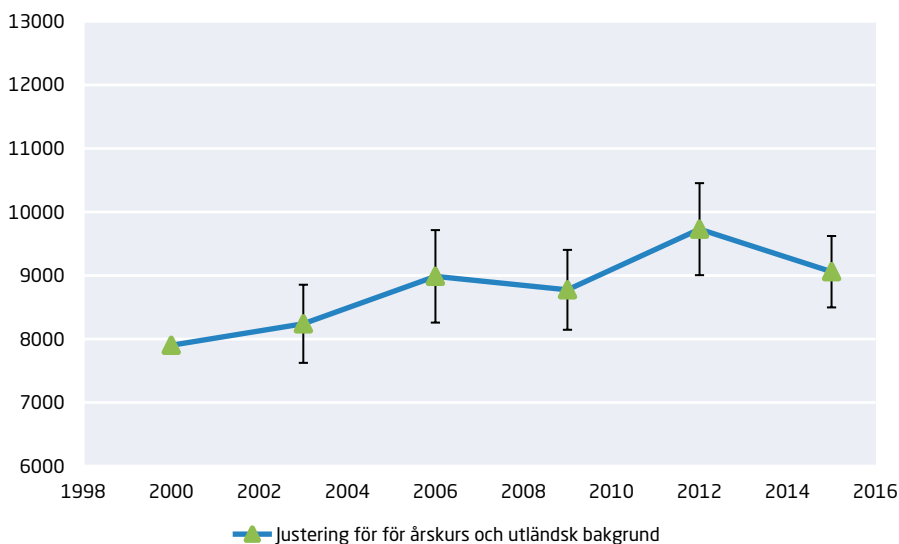
Figur 36. Den totala variansen i genomsnitt över tid



Jag studerar även i vilken utsträckning förändringarna i den totala variansen beror på förändringar i andelen elever som skriver PISA-provet i andra årskurser än nionde klass samt effekten av utländsk bakgrund. Jag gör detta genom att använda samma flernivåmodell som i avsnitt 8, men istället för att extrahera intraklasskorrelationen summerar jag mellan- och inomskolvariansen.¹⁹ På så sätt kan jag hålla konstant variablerna av intresse och sedan estimerar den totala residualvariansen.²⁰

Figurerna 37–40 visar att effekten av årskurs och utländsk bakgrund förklarar 38 procent av ökningen av variansen i läsförståelse och 24 procent av ökningen i naturkunskap sedan dessa ämnen var huvudämnen – medan den sjunkande variansen nu är statistiskt säkerställd i matematik.²¹ I läsförståelse är trenden platt sedan PISA 2006. I genomsnitt har också variansen i princip stått still över hela perioden; förändringen mellan PISA 2000/2006 och PISA 2015 motsvarar en (icke säkerställd) ökning i standardavvikelsen från 90 till 92. Återigen är alltså förändringen i effekten av utländsk bakgrund samt årskurs viktig för att förklara förändringen i likvärdigheten.

Figur 37. Den totala variansen i läsförståelse över tid

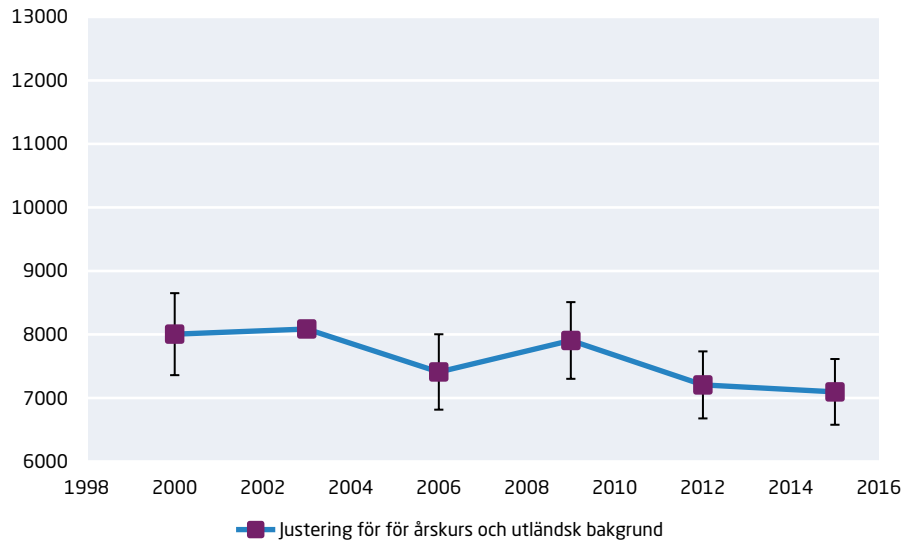


¹⁹ Eftersom jag är intresserad av den totala variansen på elevnivå snarare än mellanskolvariationen utelämnar jag även skolvikten i modellens andra nivå i dessa regressioner.

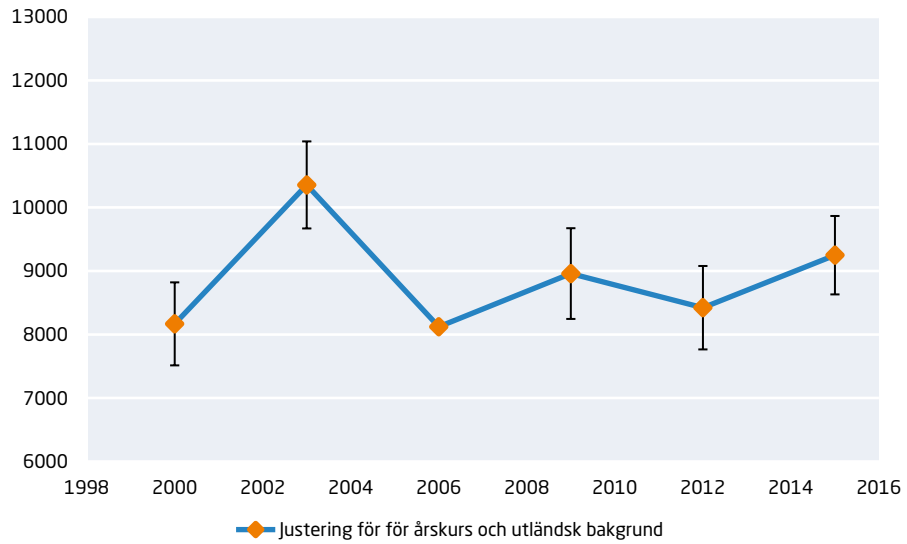
²⁰ Notera att summan av mellan- och inomskolvariansen utan justering i denna flernivåmodell inte helt stämmer överens med resultaten som redovisas i figurerna 33–36. Som OECD (2016) menar är detta att förvänta på grund av urvalsprocessen – och spelar ingen större roll eftersom jag fokuserar på förändringarna över tid. Resultaten är snarlika om jag istället använder samma metod som i figurerna 33–36 och istället utesluter elever som inte skriver provet i nionde klass och elever med utländsk bakgrund. Om jag gör detta och estimerar den totala variansen i varje bebyggelse för sig är resultaten också väldigt lika de som rapporteras här, men felmarginalen i estimaten ökar ganska kraftigt.

²¹ För dessa jämförelser använder jag resultaten från samma flernivåmodell estimerad utan årskurs och utländsk bakgrund.

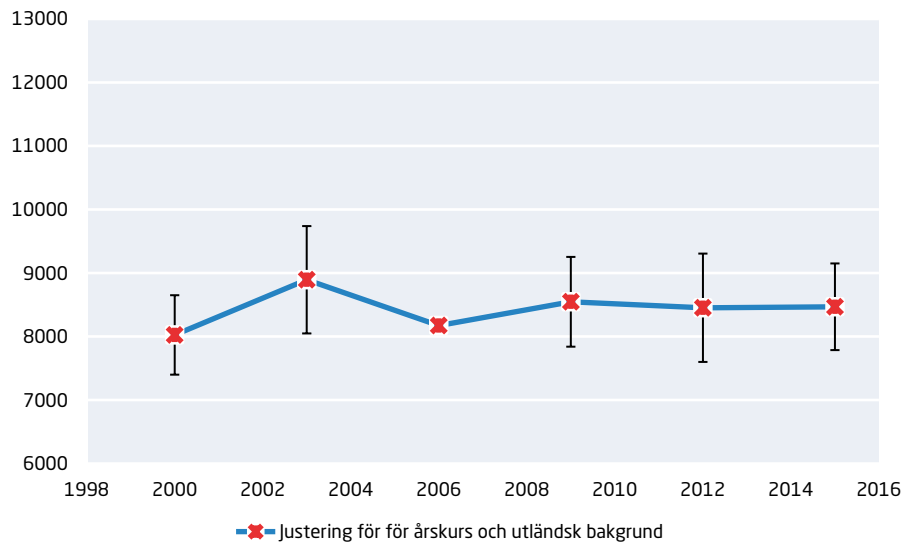
Figur 38. Den totala variansen i matematik över tid



Figur 39. Den totala variansen i naturkunskap över tid



Figur 40. Den totala variansen i genomsnitt över tid



Eftersom mellanskolvariationen påverkar den totala variansen undersökte jag även om förändringar i skolornas lokalisering påverkade resultaten. Liksom i avsnitt 8 fann jag dock att detta inte påverkade förändringarna över tid mer än marginellt och inte alls i samma utsträckning som skolnivåeffekten i avsnitt 7.

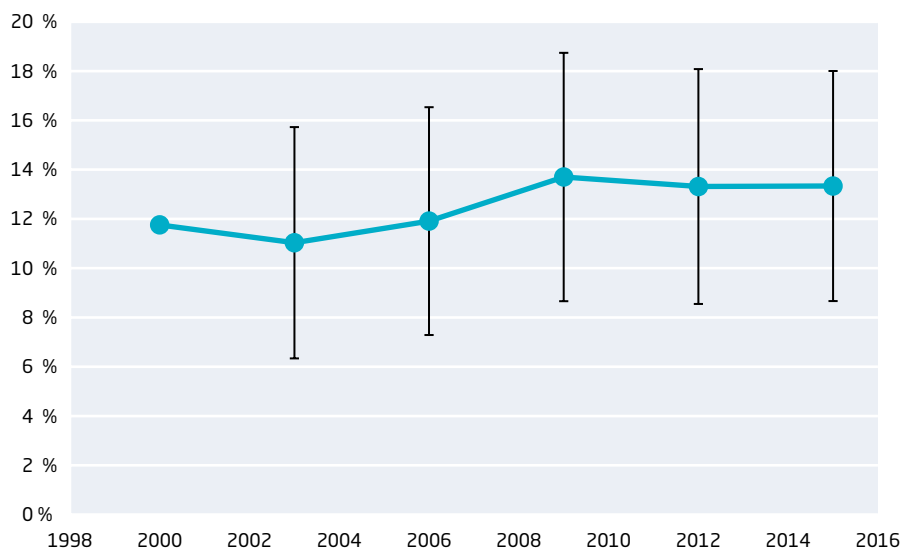
Sammantaget är därför bilden något blandad: i läsförståelse och naturvetenskap har den totala variansen ökat sedan dessa ämnen var huvudämne för första gången, men en ansenlig del av detta beror på årskurs och utländsk bakgrund. I matematik har dessutom variansen minskat. Totalt sett har den genomsnittliga variansen i princip stått still under 2000-talet, speciellt när man tar hänsyn till årskurs och utländsk bakgrund.

10 Den socioekonomiska skolegregationen

Hur står det till med de socioekonomiska skillnaderna mellan skolorna? Som beskrivs i avsnitt 2 vinner man egentligen ingenting på att studera denna fråga med PISA-data istället för svenska registerdata. Detta eftersom svenska registerdata är mer detaljerade och lider av mindre mätfel än de självrapporterade variablerna i urvalsundersökningen PISA. Jag presenterar dock även analyser över hur mellanskolvariationen vad gäller ESCS har förändrats över tid, eftersom det är en av de variabler som Skolverket (2016a) fokuserar på.

Figur 41 visar att mellanskolvariationen i socioekonomisk bakgrund knappt har förändrats alls över tid. Inga förändringar jämfört med PISA 2000 är statistiskt säkraställda. Överlag stödjer detta tidigare analyser av både PISA och svenska registerdata. Som beskrivs i avsnitt 3 finner de senare generellt att det framförallt är den etniska skolegregationen som har ökat, medan den sociala segregationen totalt sett inte har förändrats speciellt mycket (Holmlund m.fl. 2014). Eftersom ESCS-indexet är brett är det därför rimligt att skillnaderna mellan skolor i denna bemärkelse har stått relativt still mellan PISA 2000 och PISA 2015.²²

Figur 41. Mellanskolvariationen i ESCS över tid i PISA



Som beskrivits tidigare vinner man generellt ingenting på att använda PISA-data istället för svenska registerdata i analyser över hur sorteringen av elever har förändrats över tid. Däremot är PISA-data användbar i analyser av olika länder, eftersom det är svårt att få tag på jämförbara data på annat sätt. Det är därför intressant att notera att de socioekonomiska skillnaderna mellan skolor i Sverige fortfarande är låga i ett internationellt perspektiv: mellanskolvariationen vad gäller ESCS i Sverige låg långt under OECD-snittet i PISA 2015 – och i paritet med övriga nordiska länder.

²² I icke-rapporterade analyser fann jag inte heller något stöd för att mellanskolvariationen i utbildningsnivån och yrkesstatusen för föräldern med lägst poäng vad gäller dessa variabler – som inte inkorporeras i ESCS-indexet men som inkluderas som kontroller på elevnivå i avsnitt 7 och 8 – har förändrats över tid.

Skillnaderna jämfört med Finland, Island och Norge är inte statistiskt säkerställda – men Sverige har lägre socioekonomisk sortering än Danmark (OECD 2016; Skolverket 2016a).

Sammantaget finns det ingenting som tyder på att mellanskolvariationen vad gäller ESCS har ökat i PISA under 2000-talet. Eftersom man egentligen inte vinner någonting på att studera förändringar i segregationen efter bakgrundsvariabler i PISA bör man dock inte dra alltför starka slutsatser från denna analys. Det är helt enkelt bättre att studera förändringar i segregationen över tid med svenska registerdata, som inte baseras på självrapporterade bakgrundsuppgifter i en urvalsundersökning. Däremot är PISA-data användbar när man jämför skolsegregationen mellan länder – och det står klart att Sverige fortfarande har små socioekonomiska skillnader mellan skolor i ett internationellt perspektiv.

11 Slutsats

Efter att de svenska resultaten ökade i PISA 2015 har fokus i debatten snabbt flyttat till likvärdigheten, som påstås ha sjunkit; både regeringen och Skolkommissionen har använt tidigare analyser av likvärdigheten i PISA som slagträ i debatten.

Den här rapporten har diskuterat existerande forskning kring likvärdigheten i den svenska skolan och genomfört mer djupgående analyser av likvärdigheten i PISA. Tidigare forskning finner något olika resultat. Analyser av inhemska kunskapsresultat indikerar inte att likvärdigheten totalt sett har minskat – medan analyserna av PISA-data är mer tvetydiga. Generellt har studierna som fokuserar på inhemska kunskapskontroller dock varit mer djuplodande än tidigare PISA-rapporter.

Min analys visar att likvärdigheten i PISA totalt sett inte har förändrats i någon större utsträckning. Viktigast av allt är att betydelsen av elevers socioekonomiska bakgrund i princip har stått still. Att rapportens slutsats skiljer sig från Skolverkets (2012, 2016a) i denna bemärkelse beror på att jag liksom Holmlund m.fl. (2014) tar bättre hänsyn till att den socioekonomiska fördelningen i Sverige har förändrats över tid, genom att standardisera det socioekonomiska indexet för varje provår. Detta gör också att jag på ett bättre sätt tar hänsyn till att vissa frågor som utgör indexet har förändrats över de olika provomgångarna. Inte heller har resultatskillnaderna mellan elever med hög/låg socioekonomisk bakgrund och övriga elever förändrats över tid.

Vad gäller de specifika indikatorer där man kan se en försämring i likvärdigheten beror detta i hög utsträckning på att andelen elever som skriver provet i andra årskurser än i nionde klass har ökat – vilket i sin tur framförallt beror på invandringen. Likaså förklaras synbara försämringar i indikatorer på skolnivå på utelämnade variabler på elevnivå samt kompositionsförändringar i urvalet av skolor, snarare än ökande skillnader i skolkvalitet eller kamrateffekter på skolnivå.

Totalt sett finns det därför inget starkt stöd för att likvärdigheten i PISA skulle ha minskat över tid, i varje fall inte på grund av skolpolitiska faktorer. Denna slutsats stämmer väl överens med de mer djupgående analyserna av svenska registerdata. Skillnaden med tidigare PISA-analyser är att rapporten går mer på djupet och studerar längre tidsserier – och därför når resultat som mer liknar studierna som analyserar inhemska kunskapskontroller. På så sätt har rapporten även bidragit till en klarare bild över likvärdighetens utveckling i den svenska skolan generellt.

Referenser

Böhlmark, Anders och Helena Holmlund. 2012. ”Lika möjligheter? Familjebakgrund och skolprestationer 1988–2010.” Rapport 2012:14, IFAU, Uppsala.

Falck, Oliver och Ludger Woessmann. 2013. ”School competition and students’ entrepreneurial intentions: international evidence using historical Catholic roots of private schooling.” *Small Business Economics* 40(2):459–478.

Fredriksson, Peter och Jonas Vlachos. 2011. ”Reformer och resultat: Kommer regeringens utbildningsreformer att ha någon betydelse?” Rapport till Finanspolitiska rådet 2011/3, Finanspolitiska rådet, Stockholm.

Gustafsson, Jan-Eric och Kajsa Yang Hansen. 2016. ”Causes of educational segregation in Sweden – school choice or residential segregation.” *Educational Research and Evaluation* 22(1–2):23–44.

Gustafsson, Jan-Eric och Kajsa Yang Hansen. 2017. ”Changes in the Impact of Family Education on Student Educational Achievement in Sweden 1988–2014.” *Scandinavian Journal of Educational Research* <http://dx.doi.org/10.1080/00313831.2017.1306799>.

Hanushek, Eric A., Susanne Link och Ludger Woessmann. 2013. ”Does school autonomy make sense everywhere? Panel estimates from PISA.” *Journal of Development Economics* 104:212–232.

Heller Sahlgren, Gabriel. 2015. ”Invandringen och Sveriges resultatfall i PISA.” IFN Policy Paper nr 71, Institutet för Näringslivsforskning, Stockholm.

Holmlund, Helena, Josefin Häggblom, Erica Lindahl, Sara Martinson, Anna Sjögren, Ulrika Vikman och Björn Öckert. 2014. ”Decentralisering, skolval och fristående skolor: resultat och likvärdighet i svensk skola.” Rapport 2014:25, IFAU, Uppsala.

Karlsson, Anders. 2015. ”Sveriges befolkning ökar – men inte i hela landet.” Nr 2015:80, SCB, Stockholm. http://www.scb.se/sv_/Hitta-statistik/Artiklar/Sveriges-befolkning-okar--men-inte-i-hela-landet/.

Karlsson, Anders. 2015. ”Sveriges befolkning ökar – men inte i hela landet.” Nr 2015:80, SCB, Stockholm.

OECD. 2002. ”PISA 2000 Technical Report.” Report, OECD, Paris.

OECD. 2005. ”PISA 2003 Technical Report.” Report, OECD, Paris.

OECD. 2009. ”PISA 2006 Technical Report.” Report, OECD, Paris.

OECD. 2012. ”PISA 2009 Technical Report.” Report, OECD, Paris.

OECD. 2014. ”PISA 2012 Technical Report.” Rapport, OECD, Paris.

OECD. 2016. *PISA 2015 Results (Volume I): Excellence and Equity in Education*. Paris: OECD Publishing.

OECD. 2017. "PISA 2015 Technical Report." Rapport, OECD, Paris.

Proposition 2016/17:100. 2017. "2017 års ekonomiska vårproposition – förslag till riktlinjer." Stockholm.

Skolverket. 2012. "Likvärdig utbildning i svensk grundskola? En kvantitativ analys av likvärdighet över tid." Rapport 374, Skolverket, Stockholm.

Skolverket. 2013. "PISA 2012 – 15-åringars kunskaper i matematik, läsförståelse och naturvetenskap." Rapport 398, Skolverket, Stockholm.

Skolverket. 2016a. "PISA 2015 – 15-åringars kunskaper i naturvetenskap, läsförståelse och matematik." Rapport 450, Skolverket, Stockholm.

Skolverket. 2016b. "Invandringens betydelse för skolresultaten." Skolverkets aktuella analyser, Skolverket, Stockholm.

SOU 2017:35. 2017. "Samling för skolan – Nationell strategi för kunskap och likvärdighet." Slutbetänkande av 2015 års skolkommision, Statens Offentliga utredningar, Stockholm.

Sundén, David och Malin Werin. 2016. "Likvärdighet i den svenska skolan." Rapport, Svenskt Näringsliv, Stockholm.

Svanström, Stefan. 2015. "Dagens urbanisering – inte på landsbygdens bekostnad." Nr 2015:124, SCB, Stockholm. http://www.scb.se/sv_/Hitta-statistik/Artiklar/Dagens-urbanisering--inte-pa-landsbygdens-bekostnad/.

Appendix A

Förändringar i bakgrundsfrågorna över tid

Detta appendix beskriver förändringar i frågorna vad gäller föräldrarnas utbildning och yrkesstatus i PISA. I PISA 2000 ställdes frågan: ”Har din mamma/pappa en tre- eller fyraårig teoretisk gymnasieutbildning?” och eleverna fick välja mellan ”Nej hon/han har inte gått i skolan”, ”Nej, hon/han har bara gått 6 år i skolan”, ”Nej, hon/han har bara gått ut grundskolan”, ”Nej, hon/han har bara avslutat en tvåårig gymnasieutbildning” samt ”Ja, hon/han har avslutat en treårig eller fyraårig teoretisk gymnasieutbildning”. Ytterligare en fråga ställdes: ”Har din mamma/pappa avslutat en universitets- eller högskoleutbildning?” där eleverna fick svara ”Ja” eller ”Nej”.

I PISA 2003 ställdes istället frågan: ”Vilka av följande utbildningar har din mamma/pappa genomgått och avslutat?” och eleverna instruerades att kryssa för de som stämde: ”Tre- eller fyraårig teoretisk gymnasieutbildning”, ”Tvåårig gymnasieutbildning”, ”Nioårig grundskola”, ”Sex år i grundskola”, eller ”Inget av ovanstående”. Dessutom ställdes frågan: ”Har din mamma/pappa genomgått och avslutat några/ någon av följande utbildningar?” Eleverna instruerades att kryssa för alternativen som stämde: ”Universitets- eller högskoleutbildning omfattande mer än 3 år (t.ex. fil. kand., fil.mag., fil.lic.- eller fil.dr-examen)” samt ”Universitets- eller högskoleutbildning omfattande mindre än 3 år”.

I PISA 2006 ställdes istället frågan: ”Vilken är den högsta utbildningen av nedanstående som din mamma/pappa har slutfört?” Svartalternativen var desamma som i PISA 2003 förutom att ”Inget av ovanstående” ersattes med ”Hon/han har gått mindre än 6 år i grundskola”. Eleverna instruerades nu att endast välja ett alternativ. Dessutom ställdes frågan ”Har din mamma/pappa genomgått och slutfört någon av följande utbildningar?”. Eleverna ombads nu kryssa ”Ja” eller ”Nej” framför samma svartalternativ som i PISA 2003.

I PISA 2009 ställdes istället frågan: ”Vilken är den högsta utbildningen av nedanstående som din mamma/pappa har avslutat?” Svartalternativen var desamma som år 2006 förutom att ”Hon/han har gått mindre än 6 år i grundskola” ersattes med ”Hon/han har inte avslutat sex år i grundskola”. Dessutom ställdes frågan ”Har din mamma/pappa genomgått och avslutat någon av följande utbildningar?”. Eleverna fick nu kryssa ”Ja” eller ”Nej” framför tre svartalternativ: ”Forskarutbildning (lic- eller doktorexamen)”, ”Universitets- eller högskoleutbildning omfattande 3 år eller mer (t.ex. kandidat- eller magisterexamen)”, samt ”Universitets- eller högskoleutbildning omfattande mindre än 3 år”. I PISA 2012 och PISA 2015 ställdes frågorna om föräldrarnas utbildning på exakt samma sätt som i PISA 2009.

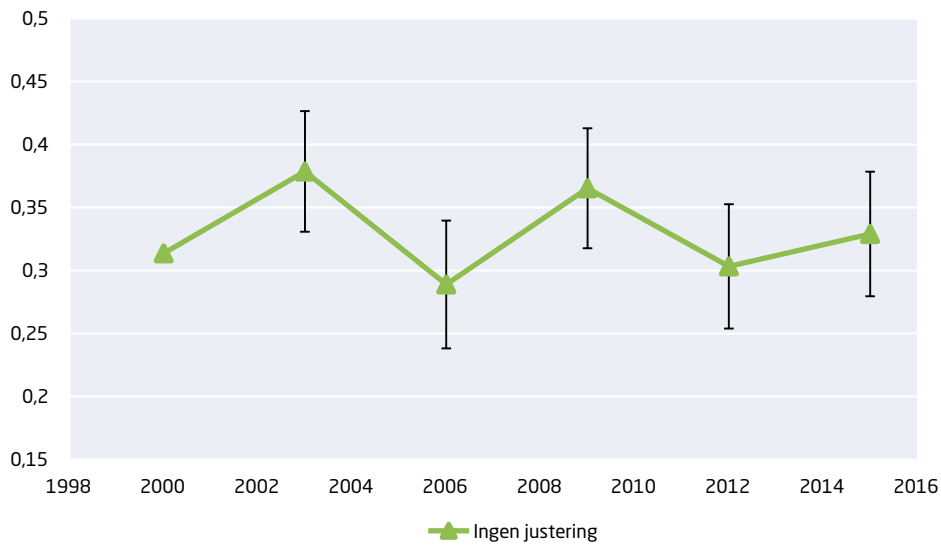
Vad gäller frågorna om föräldrarnas yrkesstatus har dessa också ändrats något över tid. Dessa frågor är öppna och eleven ombeds skriva ner vad yrket kallas och vad jobbet innebär. I PISA 2000 och PISA 2003 var frågorna: ”Vad är din mammas/pappas huvudsakliga arbete? (t.ex. lärare, sjuksköterska, försäljningschef). Om hon inte arbetar nu skriv vad hon arbetade med senast” och ”Vad gör din mamma/pappa på sitt huvudsakliga arbete? (t.ex. undervisar grundskolelever, vårdar sjuka, är chef för en grupp försäljare). Beskriv med en mening vad hon gör eller gjorde på sitt arbete”.

I PISA 2006 lydde frågorna: ”Vilket är din mammas/pappas huvudsakliga arbete? (t.ex. lärare, köksbiträde, försäljningschef?” och ”Vad gör din mamma/pappa i sitt huvudsakliga arbete? (t.ex. undervisar grundskoleelever, hjälper kocken att laga mat på en restaurant, är chef för en grupp försäljare)”. Skillnaden ligger alltså i princip endast i vilka exempel på yrken som ges. Frågorna i PISA 2009, 2012 och 2015 var exakt likadana som i PISA 2006. Det är alltså mellan 2003 och 2006 vi ser en liten förändring i frågeställningen, vilket möjligtvis kan påverka elevers svar.

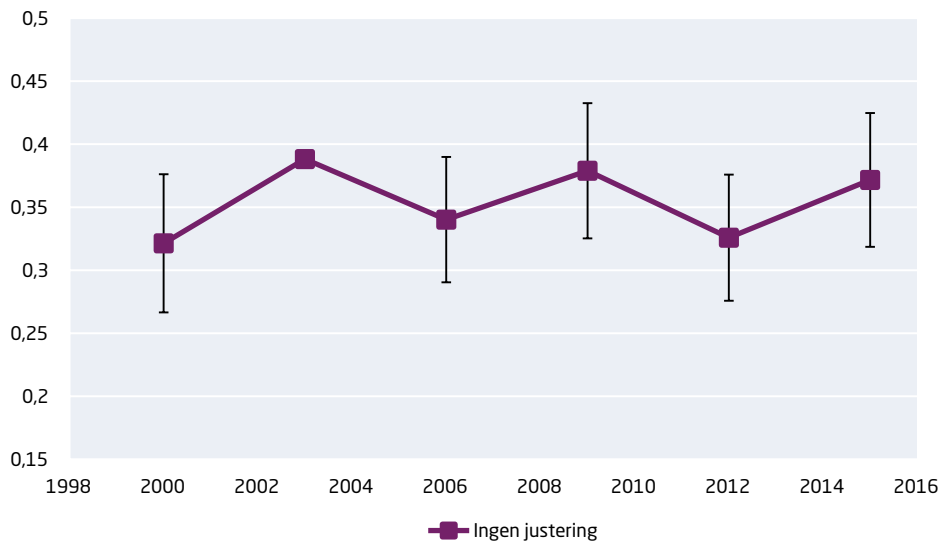
Appendix B

Effekten av standardiserat ESCS på standardiserade resultat

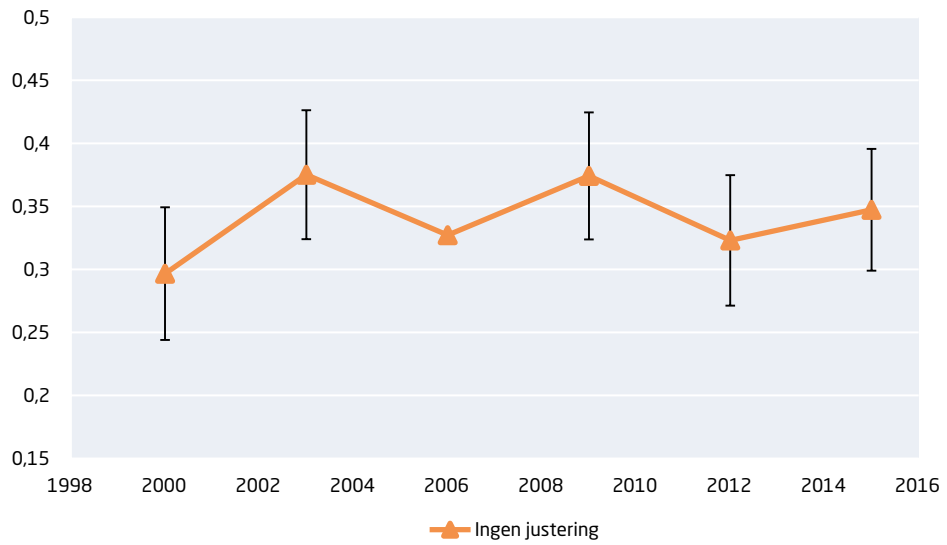
Figur B1. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Läsförståelse - standardiserad)



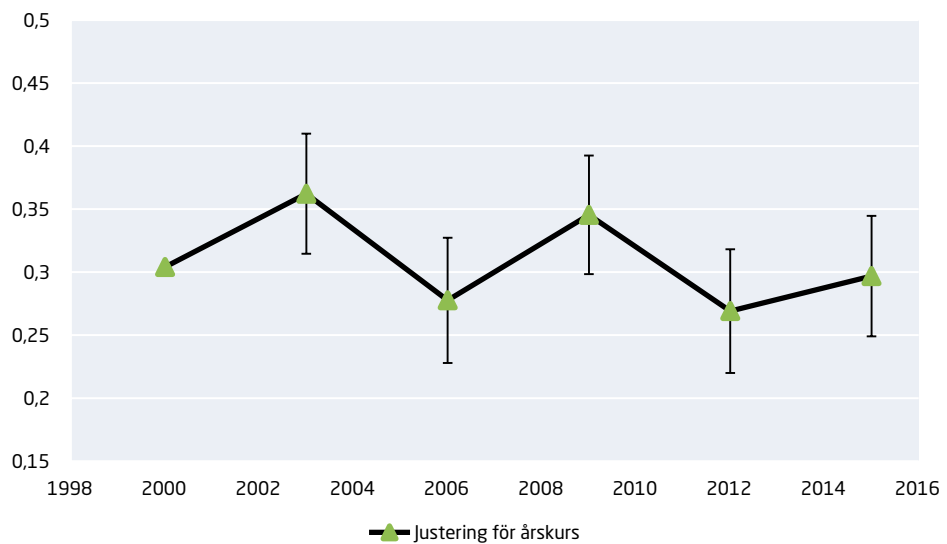
Figur B2. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Naturkunskap - standardiserad)



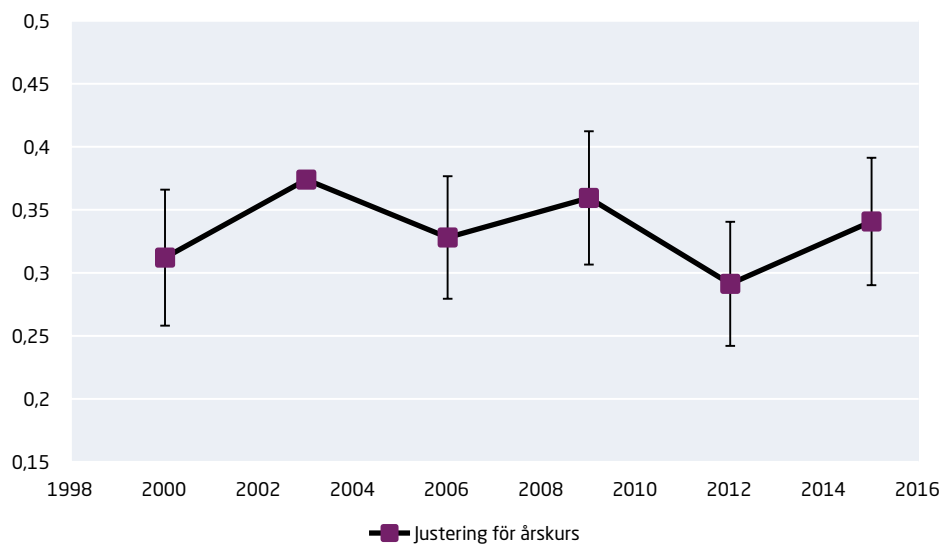
Figur B3. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Naturkunskap - standardiserad)



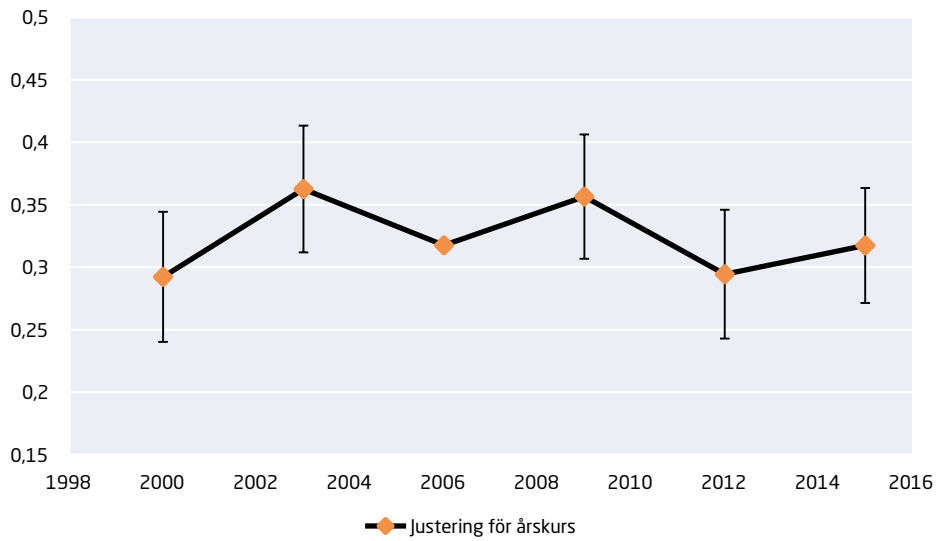
Figur B4. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Läsförståelse - standardiserad)



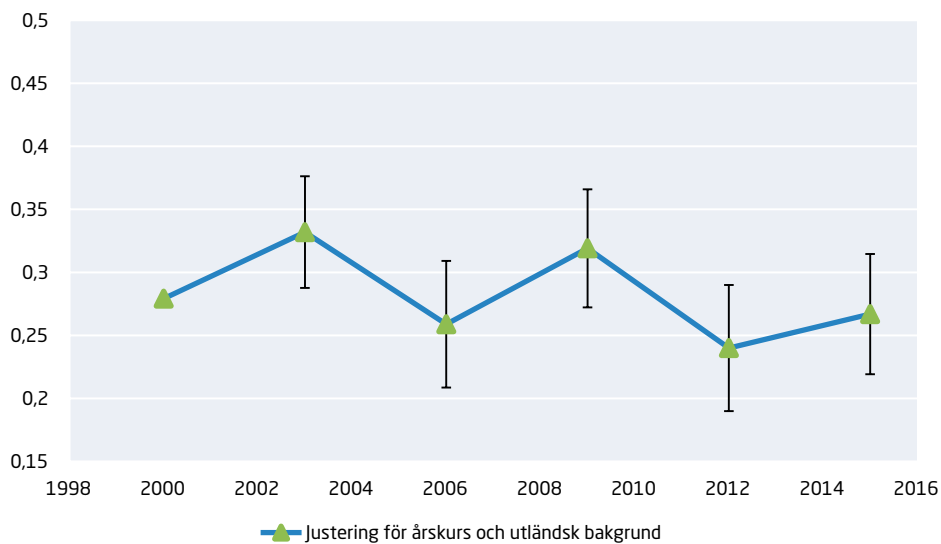
Figur B5. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Matematik - standardiserad)



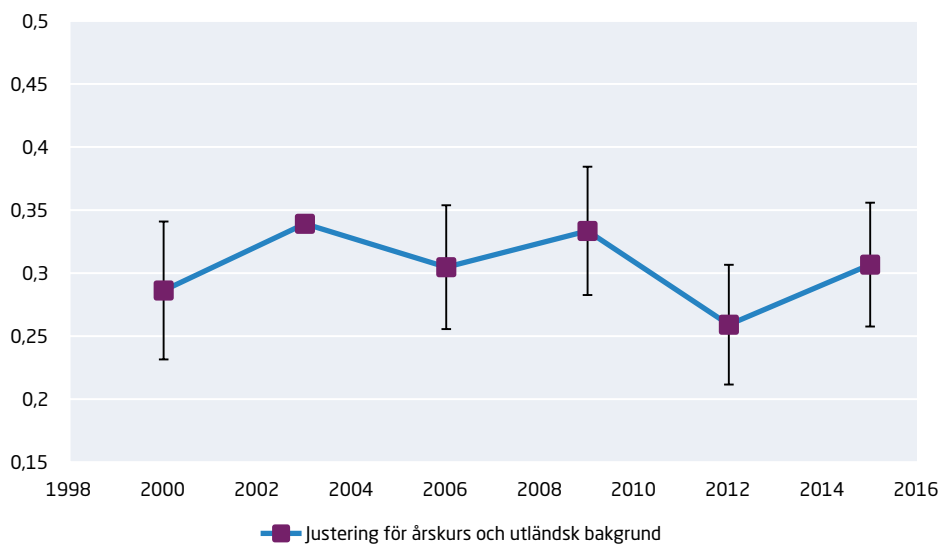
Figur B6. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Naturkunskap - standardiserad)



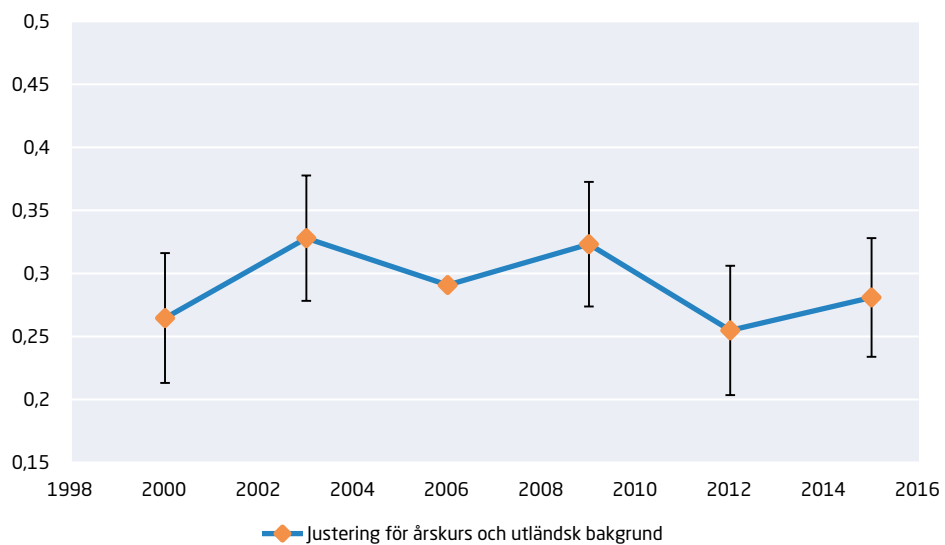
Figur B7. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Läsförståelse - standardiserad)



Figur B8. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Matematik - standardiserad)



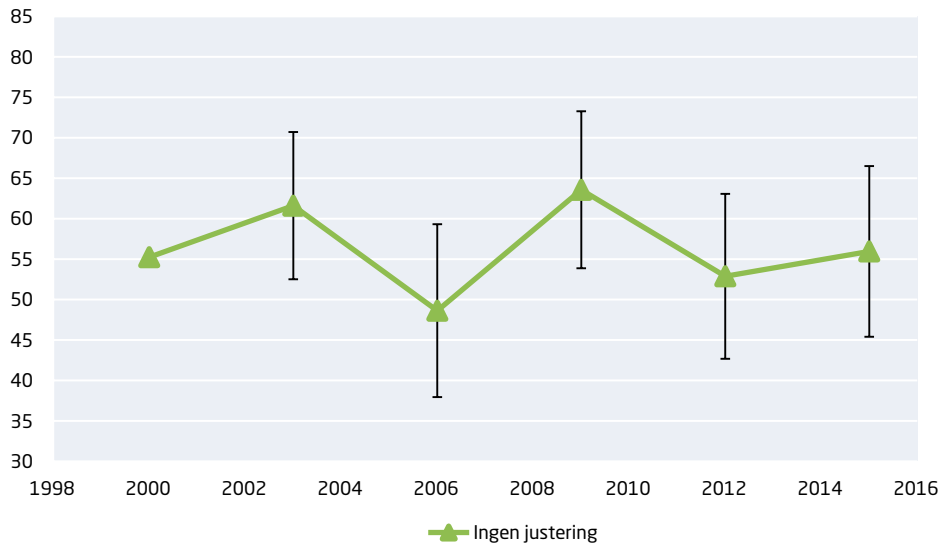
Figur B9. Effekten av en standardavvikelse högre ESCS i PISA över tid (Naturkunskap - standardiserad)



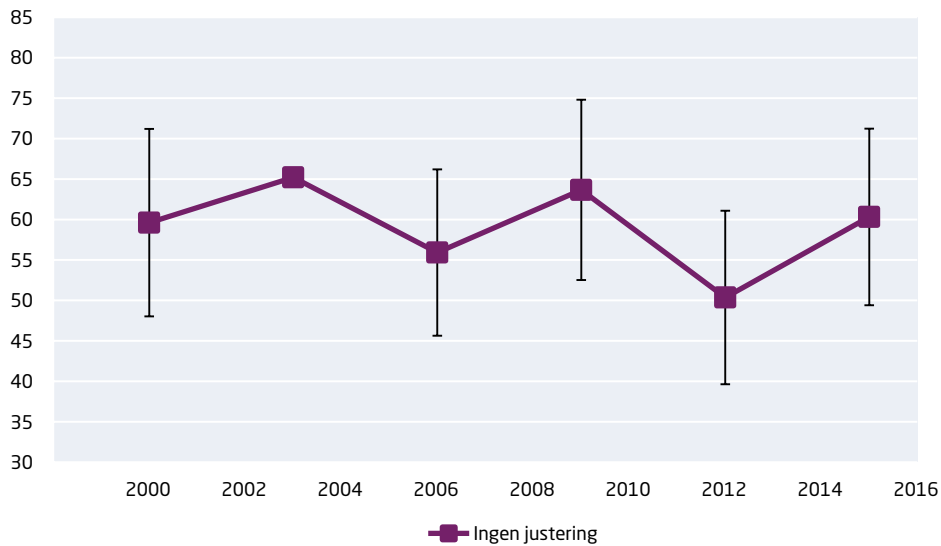
Appendix C

Skillnader mellan elever i 75:e ESCS-percentilen och övriga elever

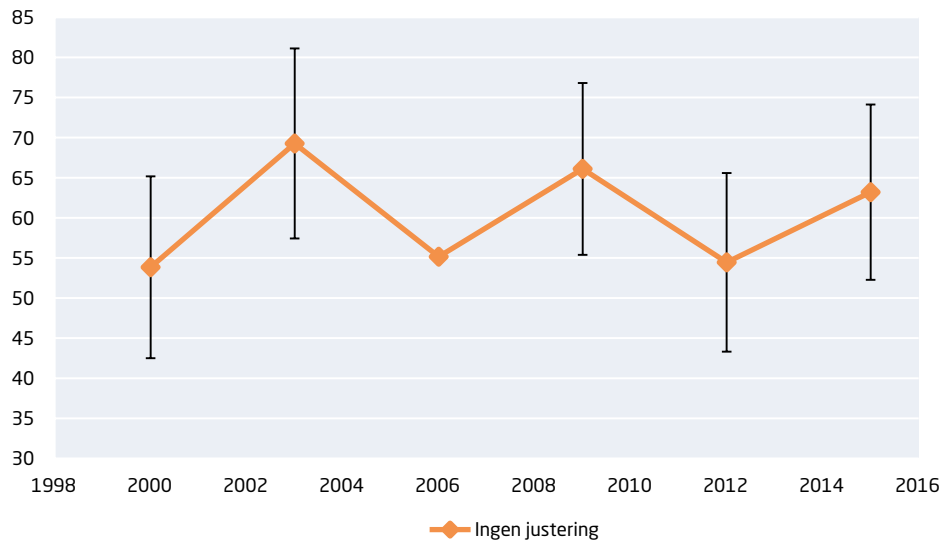
Figur C1. Poängskillnad mellan elever i den 75:e ESCS-percentilen och övriga elever (Läsförståelse)



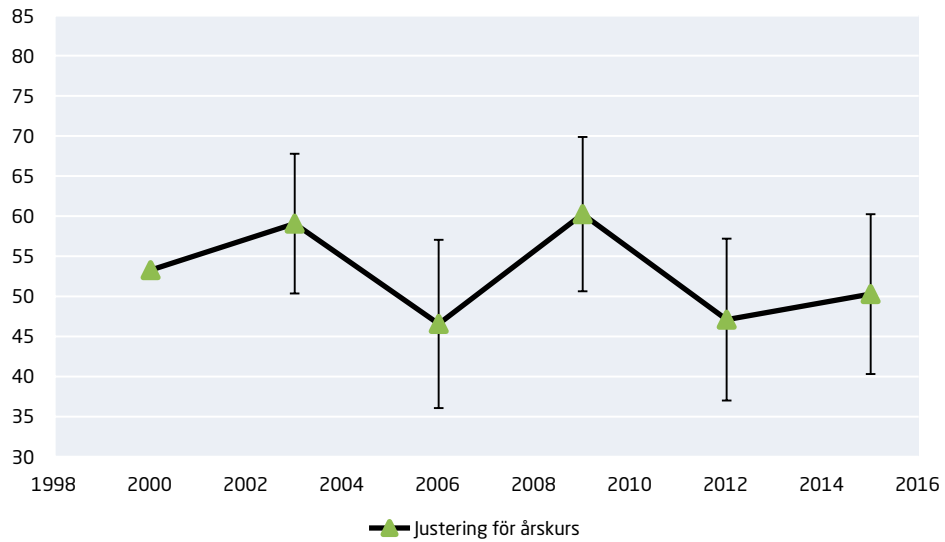
Figur C2. Poängskillnad mellan elever i den 75:e ESCS-percentilen och övriga elever (Matematik)



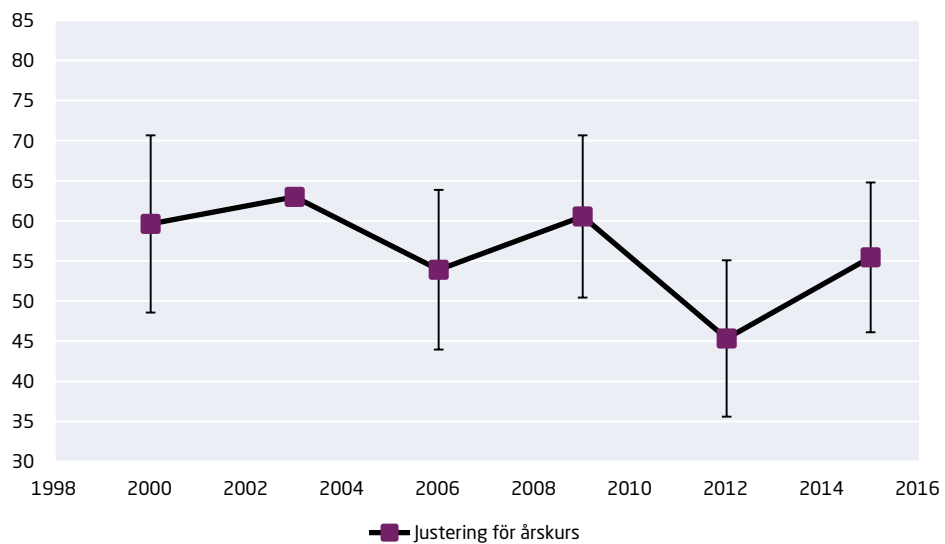
Figur C3. Poängskillnad mellan elever i den 75:e ESCS-percentilen och övriga elever (Naturkunskap)



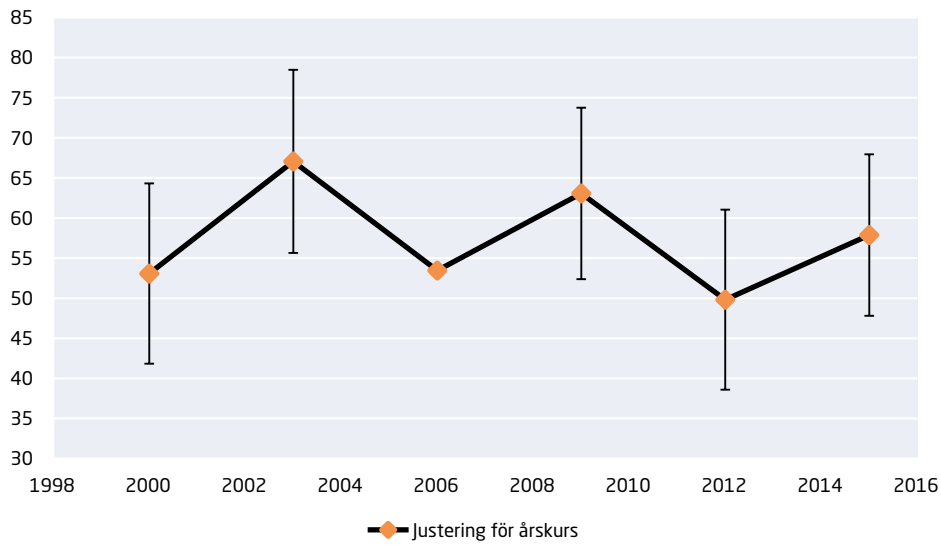
Figur C4. Poängskillnad mellan elever i den 75:e ESCS-percentilen och övriga elever (Läsförståelse)



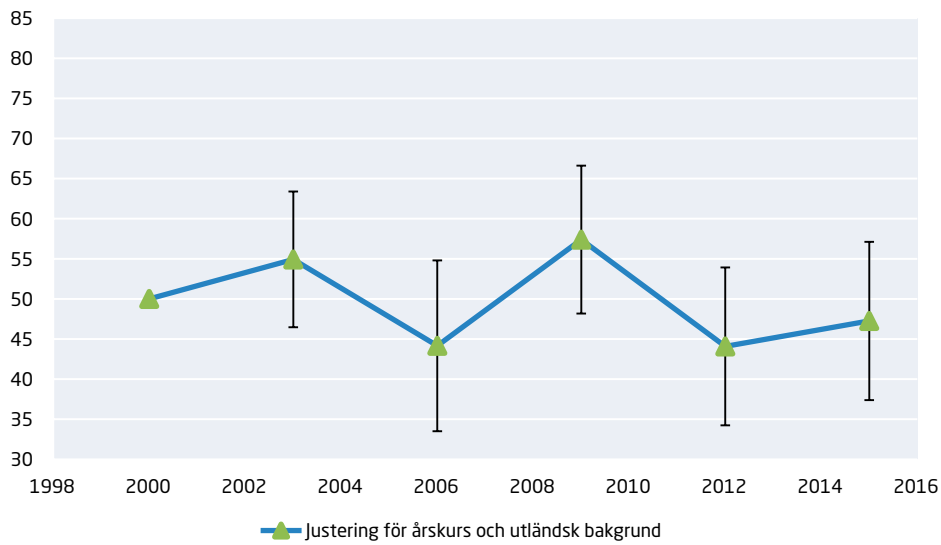
Figur C5. Poängskillnad mellan elever i den 75:e ESCS-percentilen och övriga elever (Matematik)



Figur C6. Poängskillnad mellan elever i den 75:e ESCS-percentilen & övriga elever (Naturkunskap)



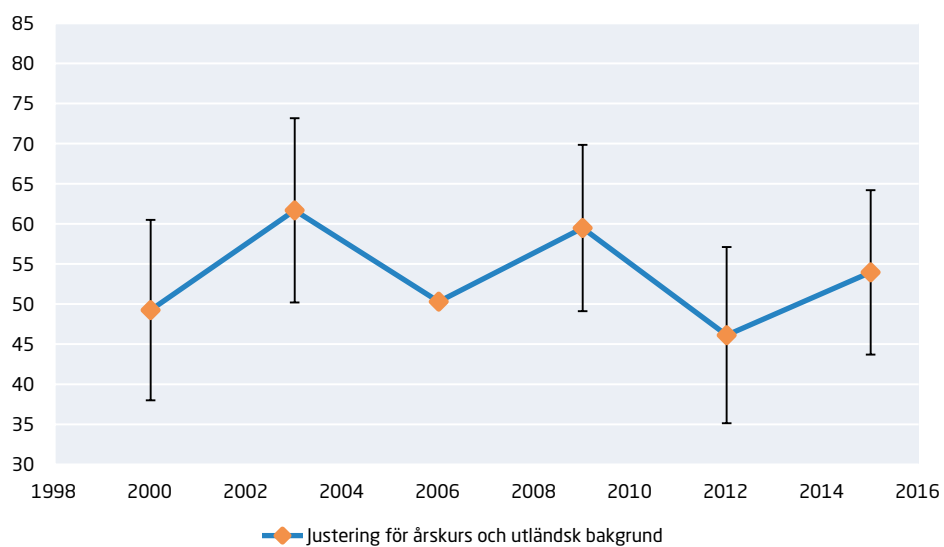
Figur C7. Poängskillnad mellan elever i den 75:e ESCS-percentilen och övriga elever (Läsförståelse)



Figur C8. Poängskillnad mellan elever i den 75:e ESCS-percentilen och övriga elever (Matematik)



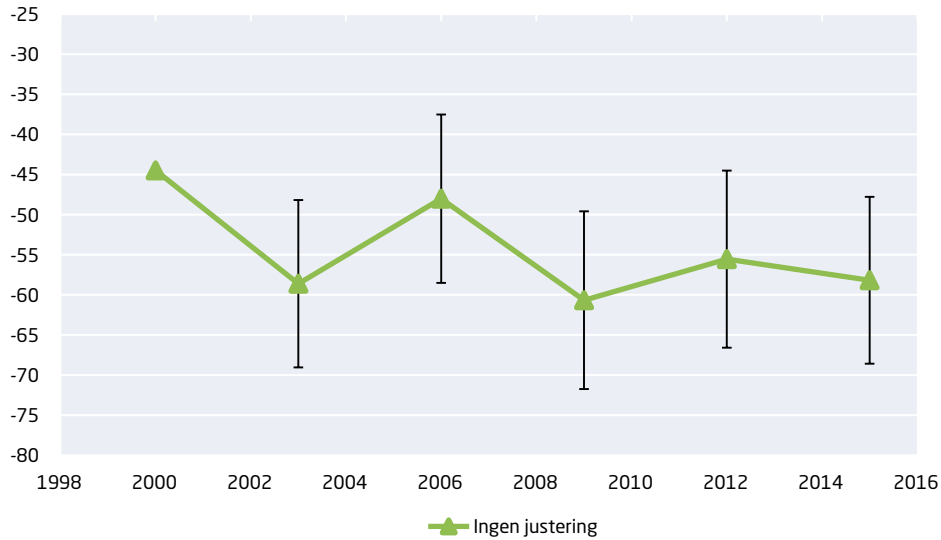
Figur C9. Poängskillnad mellan elever i den 75:e ESCS-percentilen och övriga elever (Naturkunskap)



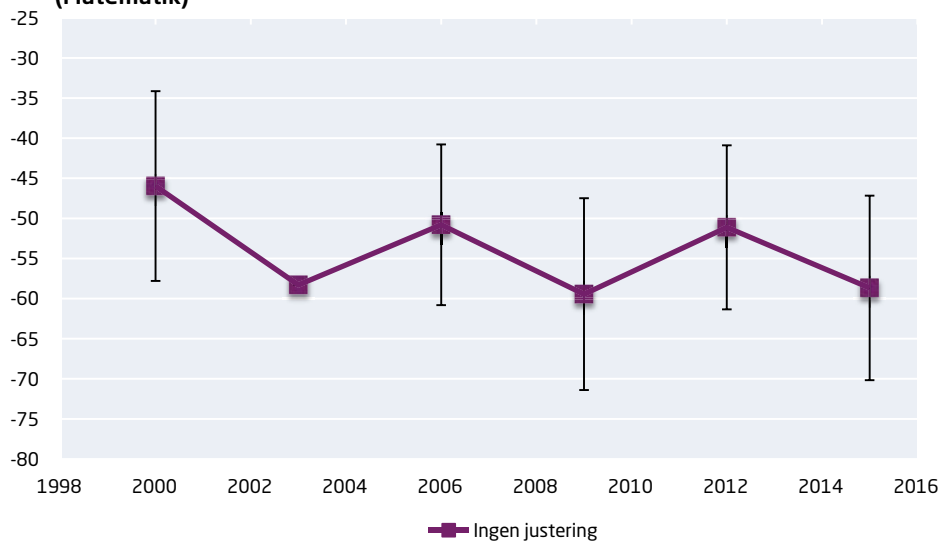
Appendix D

Skillnader mellan elever i 25:e ESCS-percentilen och övriga elever

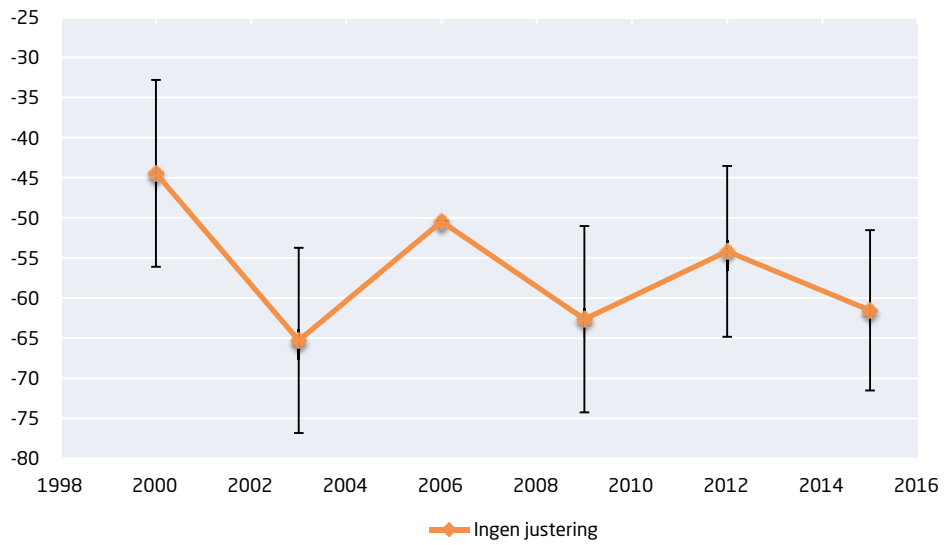
Figur D1. Poängskillnad mellan elever i den 25:e ESCS-percentilen och övriga elever (Läsförståelse)



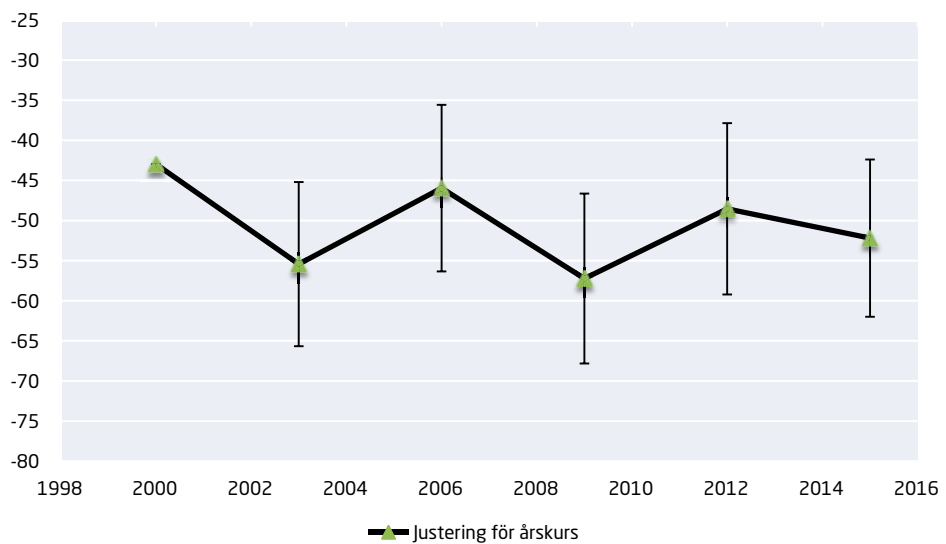
Figur D2. Poängskillnad mellan elever i den 25:e ESCS-percentilen och övriga elever (Matematik)



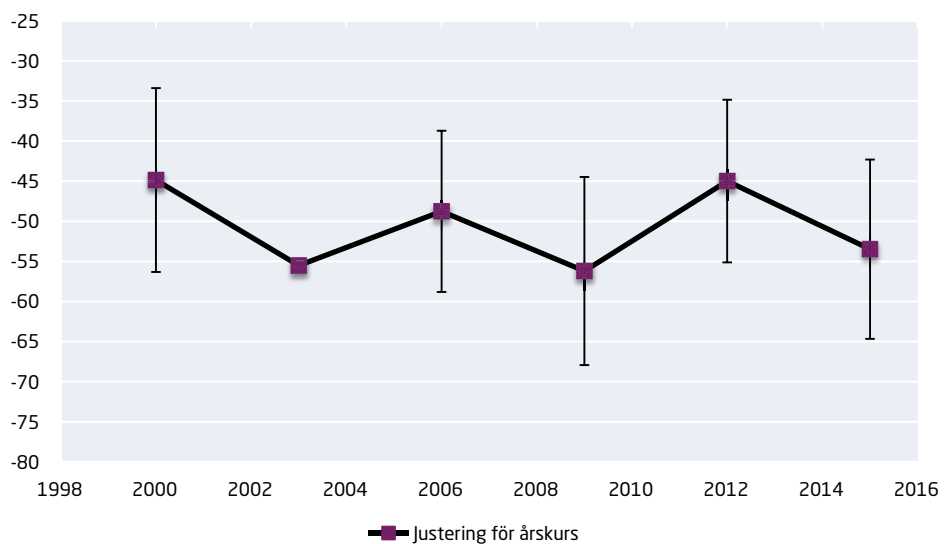
Figur D3. Poängskillnad mellan elever i den 25:e ESCS-percentilen och övriga elever (Naturkunskap)



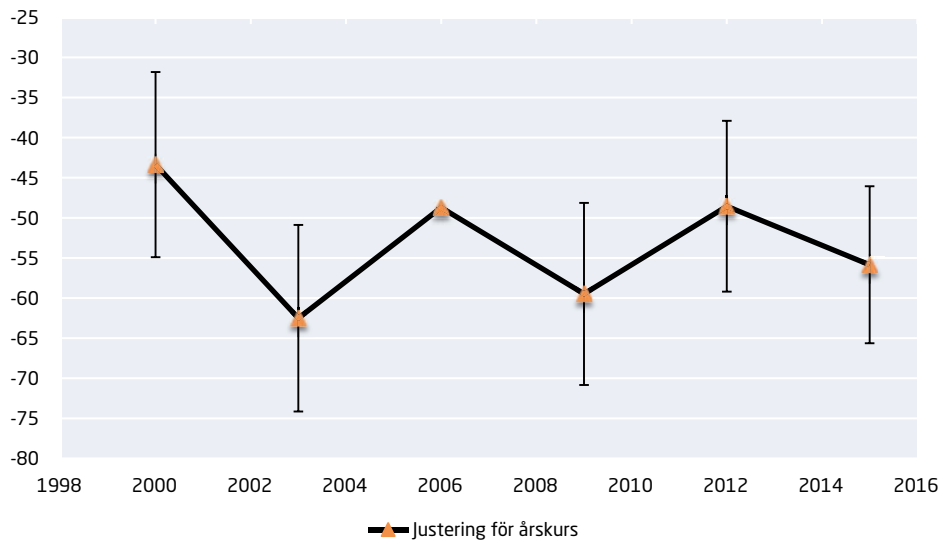
Figur D4. Poängskillnad mellan elever i den 25:e ESCS-percentilen och övriga elever (Läsförståelse)



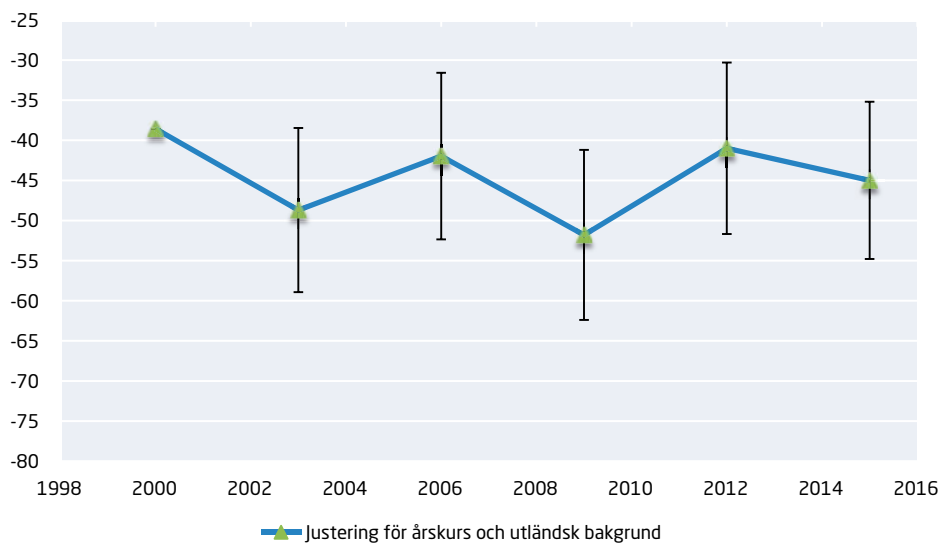
Figur D5. Poängskillnad mellan elever i den 25:e ESCS-percentilen och övriga elever (Matematik)



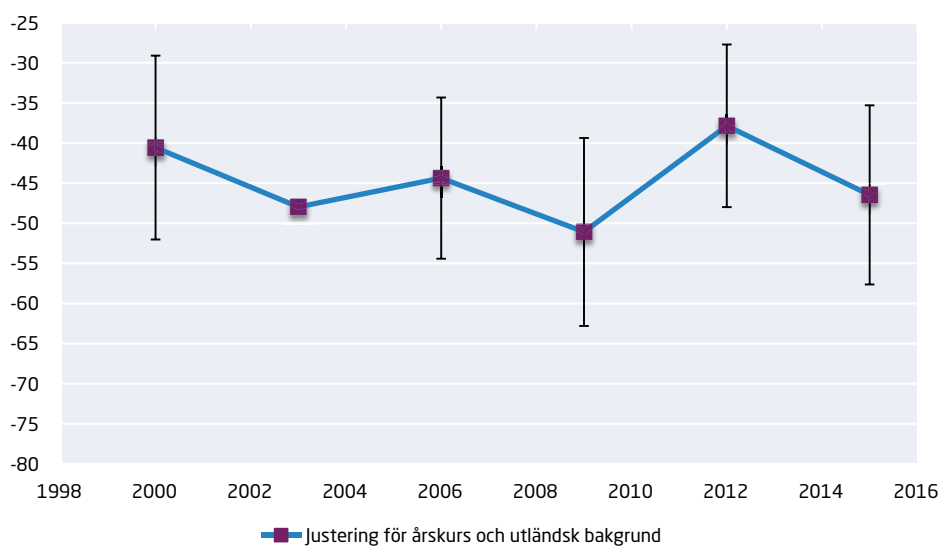
Figur D6. Poängskillnad mellan elever i den 25:e ESCS-percentilen och övriga elever (Naturkunskap)



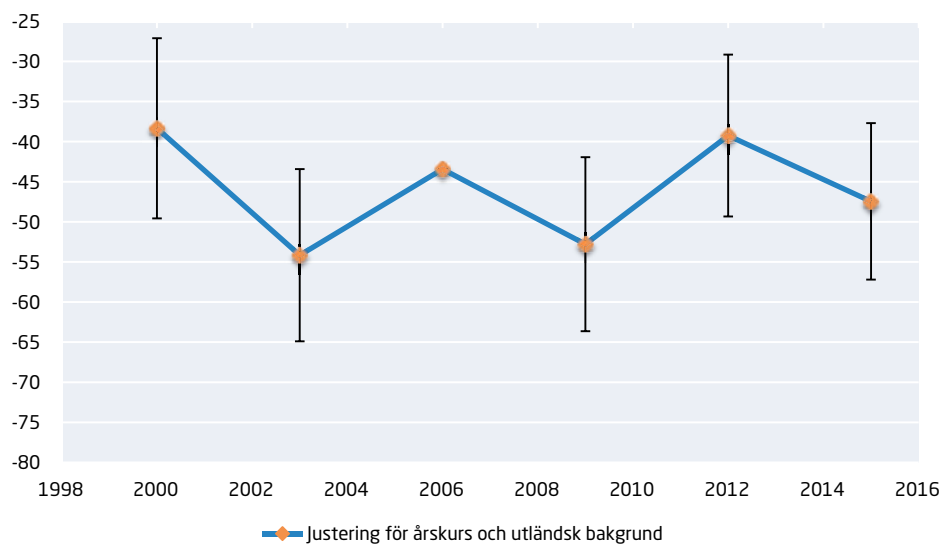
Figur D7. Poängskillnad mellan elever i den 25:e ESCS-percentilen och övriga elever (Läsförståelse)



Figur D8. Poängskillnad mellan elever i den 25:e ESCS-percentilen och övriga elever (Matematik)



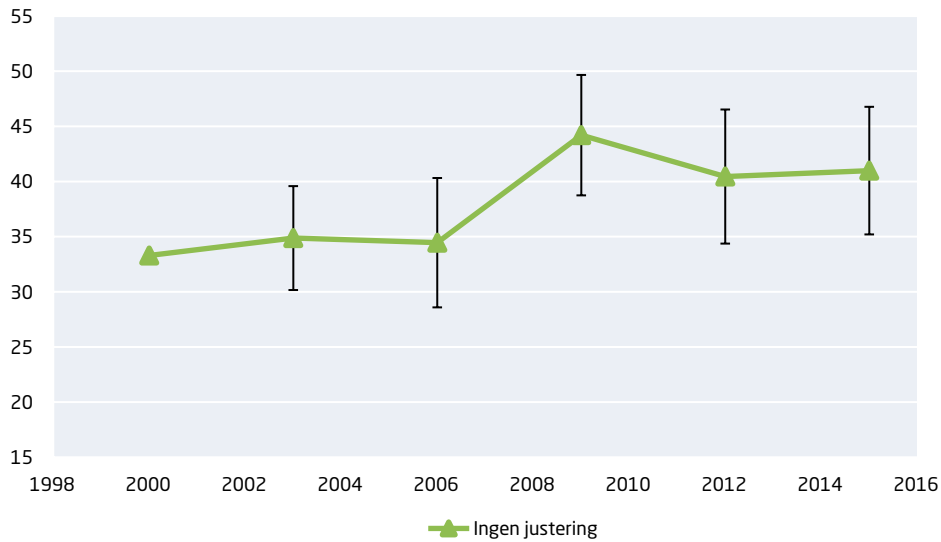
Figur D9. Poängskillnad mellan elever i den 25:e ESCS-percentilen och övriga elever (Naturkunskap)



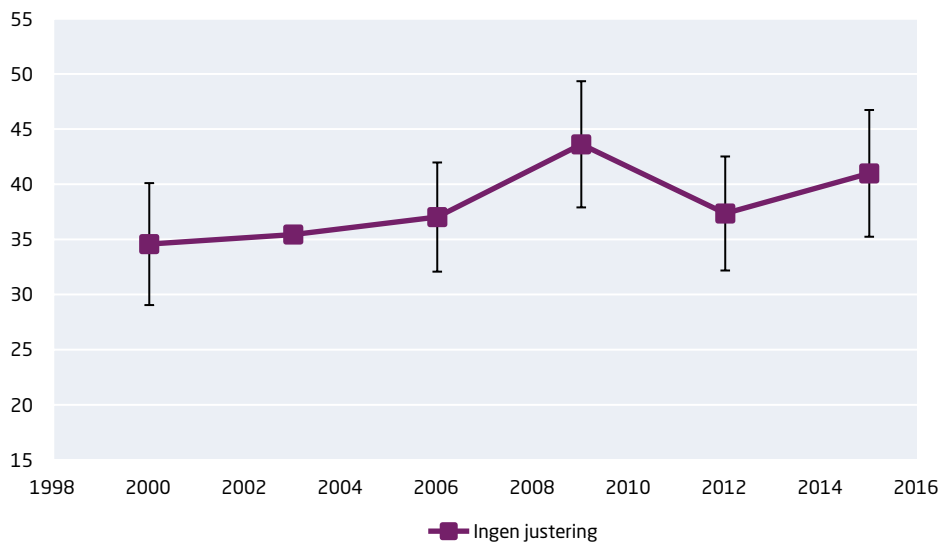
Appendix E

Effekten av det icke-standardiserade ESCS-indexet

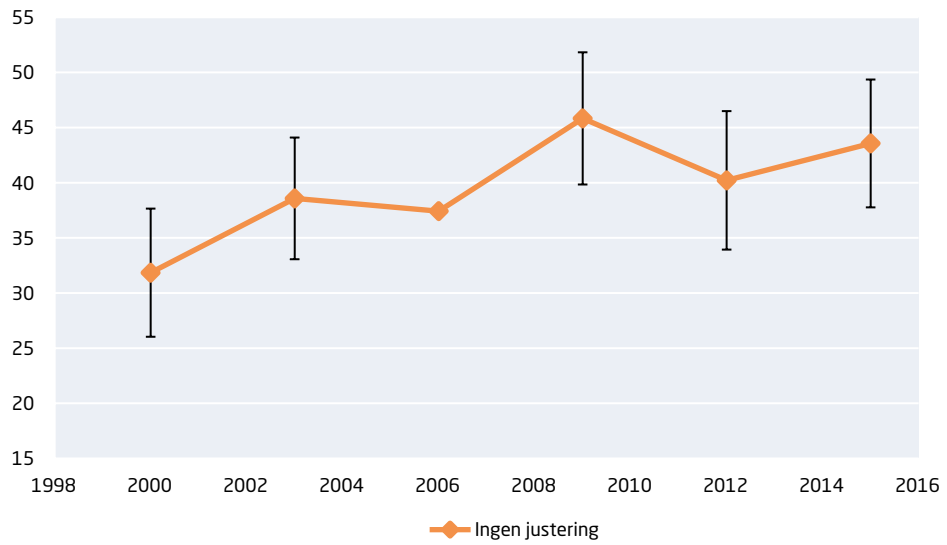
Figur E1. Effekten av en enhet på det icke-standardiserade ESCS-indexet över tid (Läsförståelse)



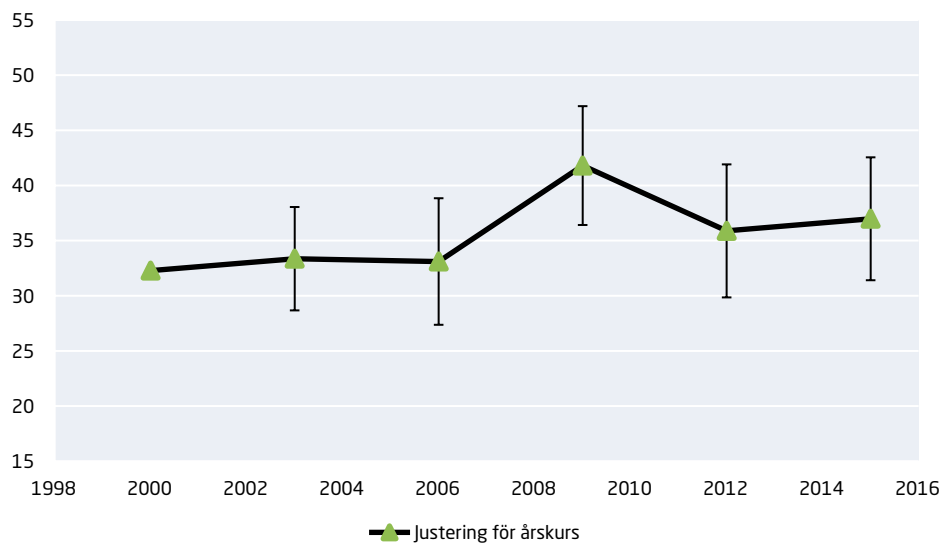
Figur E2. Effekten av en enhet på det icke-standardiserade ESCS-indexet över tid (Matematik)



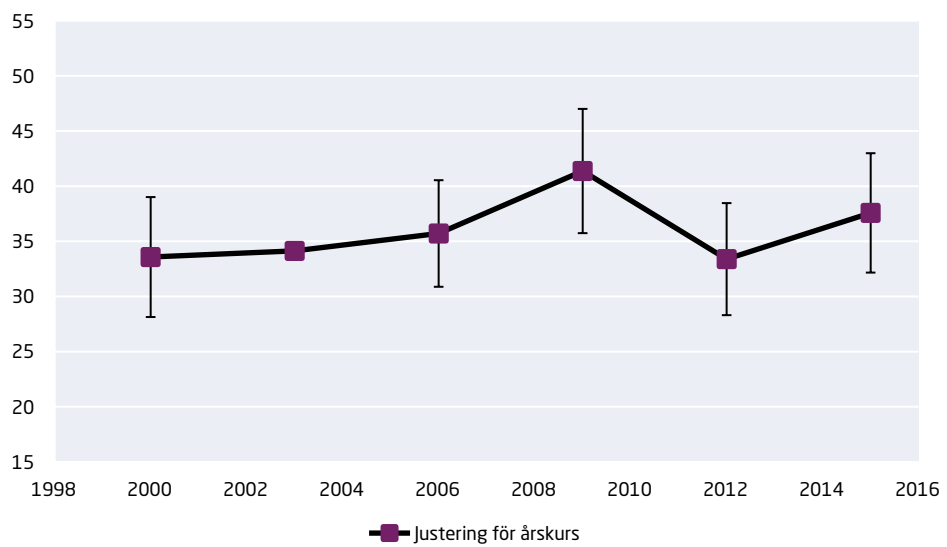
Figur E3. Effekten av en enhet på det icke-standardiserade ESCS-indexet över tid (Naturkunskap)



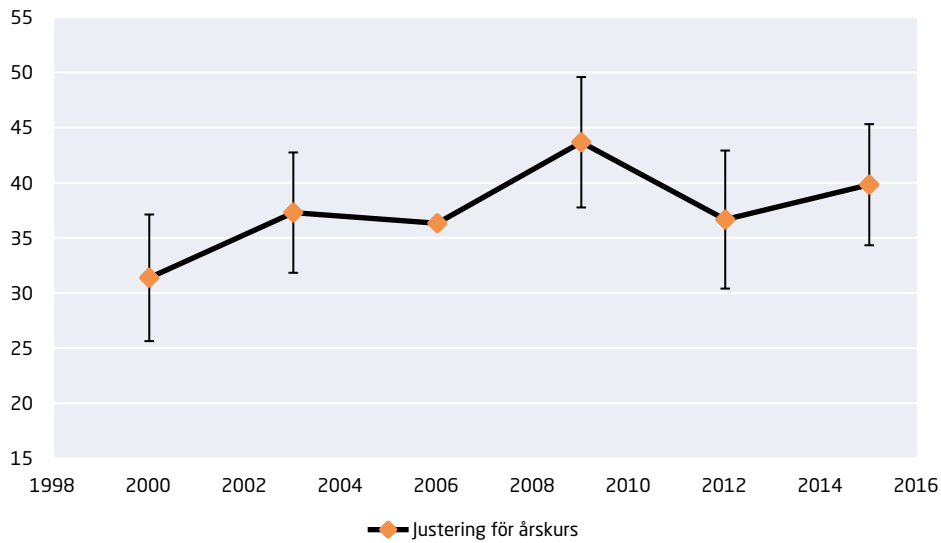
Figur E4. Effekten av en enhet på det icke-standardiserade ESCS-indexet över tid (Läsförståelse)



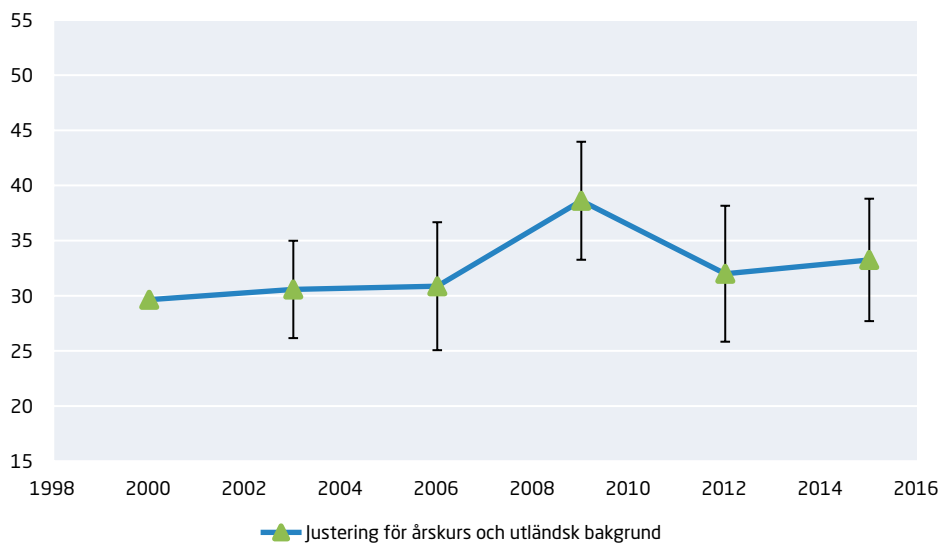
Figur E5. Effekten av en enhet på det icke-standardiserade ESCS-indexet över tid (Matematik)



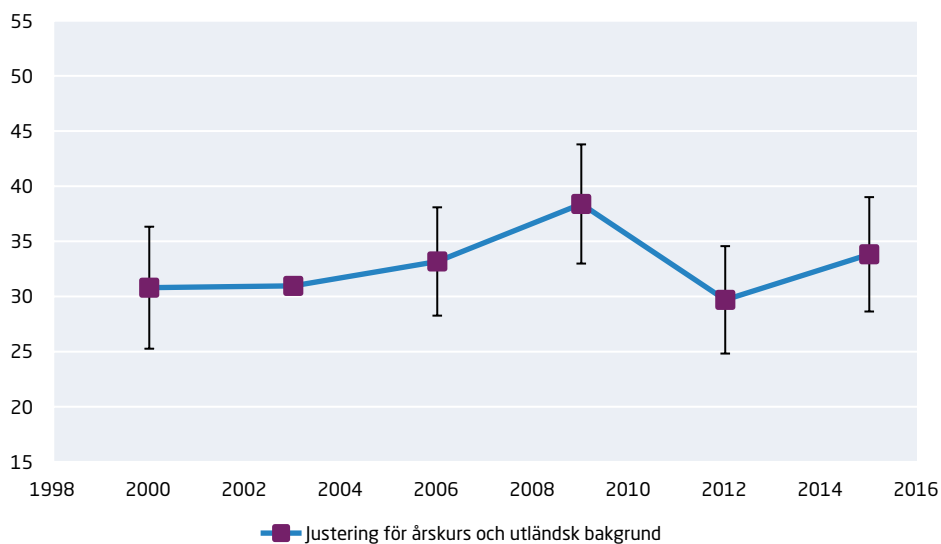
Figur E6. Effekten av en enhet på det icke-standardiserade ESCS-indexet över tid (Naturkunskap)



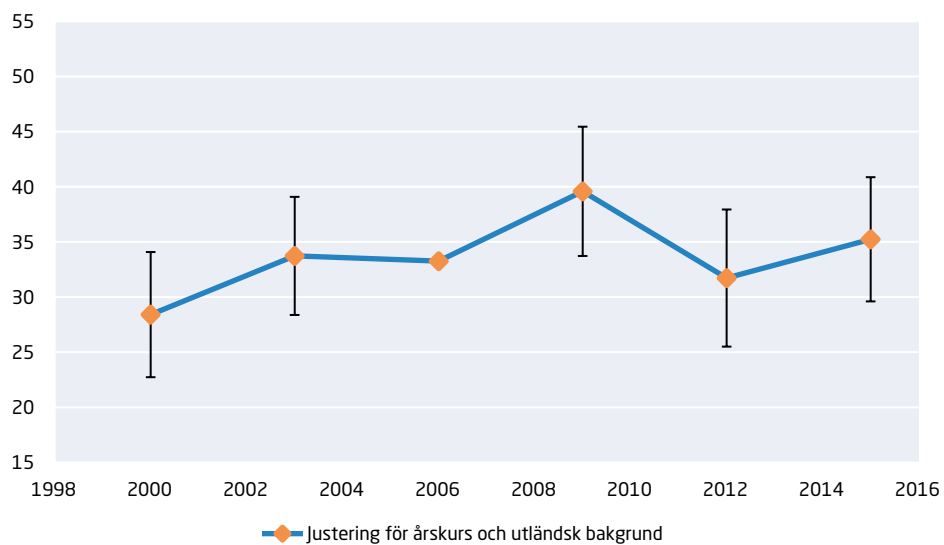
Figur E7. Effekten av en enhet på det icke-standardiserade ESCS-indexet över tid (Läsförståelse)



Figur E8. Effekten av en enhet på det icke-standardiserade ESCS-indexet i över tid (Matematik)



Figur E9. Effekten av en enhet på det icke-standardiserade ESCS-indexet över tid (Naturkunskap)



Appendix F

Andelen lågpresterande elever

Som beskrevs i avsnitt 2 rapporterar Skolverket även andelen lågpresterande elever i PISA över tid – de som presterar under nivå 2 i de olika ämnena – som ett mått på likvärdighet. Detta är ett dåligt mått på likvärdigheten, men eftersom Skolverket använder det analyserar jag också detta här. Gränsen för vad som räknas som nivå 2 har ändrats ytterst marginellt över tid och är endast tillgänglig i varje ämne från och med provåret då det var huvudämne för första gången.²³ Jag skapar dock detta mått även för tidigare provår genom att använda gränsen för den första huvudmätningen. Eftersom det endast skiljer 1 poäng mellan gränserna över tid spelar det ingen roll exakt vilken gräns som används. Det är dock viktigt att tolka dessa resultat något försiktigt.

För att korrekt beräkna felmarginale för förändringar i själva PISA-resultaten över tid måste man ta hänsyn till ett så kallat länkfel – annars undervärderas standardfelen och skillnader som ser ut att vara statistiskt säkerställda är egentligen inte det (se OECD 2016; Skolverket 2016a). Detta gäller även andelen lågpresterande eftersom denna indikator skapas utifrån de vanliga PISA-resultaten. Skolverket (2016a) ignorerar dock detta i sina analyser och rapporterar heller inte huruvida förändringarna över tid vad gäller detta mått är statistiskt signifikanta om man struntar i att ta hänsyn till länkfelen.

Tyvärr har OECD inte beräknat länkfel för andelen lågpresterande förrän från och med PISA 2012. Det är alltså inte möjligt att ta hänsyn till osäkerheten i förändringarna över tid fullt ut i analysen. Dessutom finns det av någon anledning inget länkfel för förändringen mellan andelen lågpresterande i läsförståelse mellan 2000 och 2015.

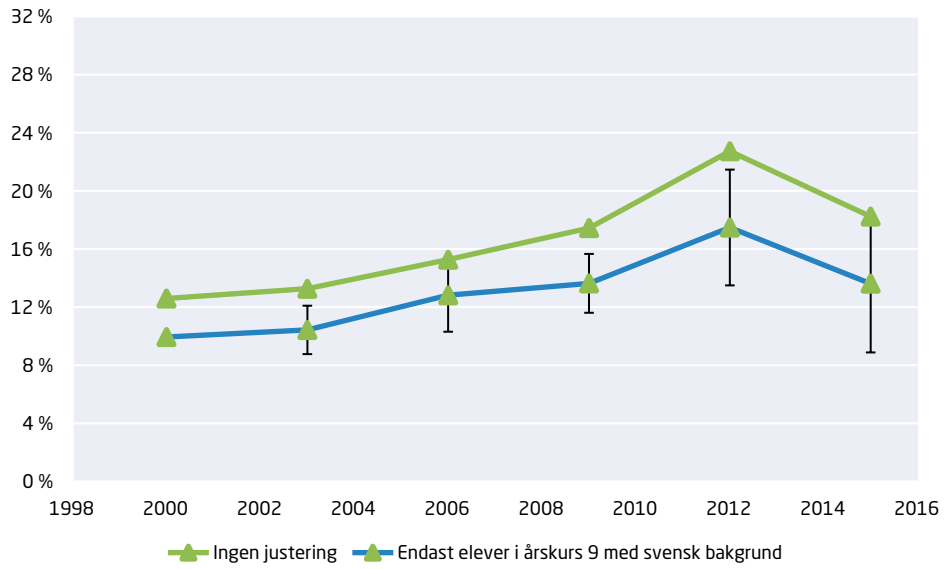
I analyserna rapporteras därför konfidensintervallet med inkluderande länkfel för förändringen från och med provomgången i vilket respektive ämne var huvudämne för första gången endast för PISA 2012 och PISA 2015 – medan det för andra år beräknas utan att ta hänsyn till länkfelen. Detta betyder att dessa punkters konfidensintervall är undervärderade. För PISA 2015 approximerar jag länkfelen för andelen lågpresterande elever jämfört med PISA 2000, från länkfelen för själva provpoängen för förändringen över samma period (som finns tillgängligt).²⁴ Detta är inte perfekt men är bättre än att ignorera länkfelen helt och hållet.

Figurerna F1–F3 visar att det har skett en ökning av andelen lågpresterande elever mellan första gången ämnena var huvudämne och 2015, men i matematik är denna förändring ej statistiskt säkerställd. Dessutom sker en förbättring mellan 2012 och 2015 i läsförståelse och matematik.

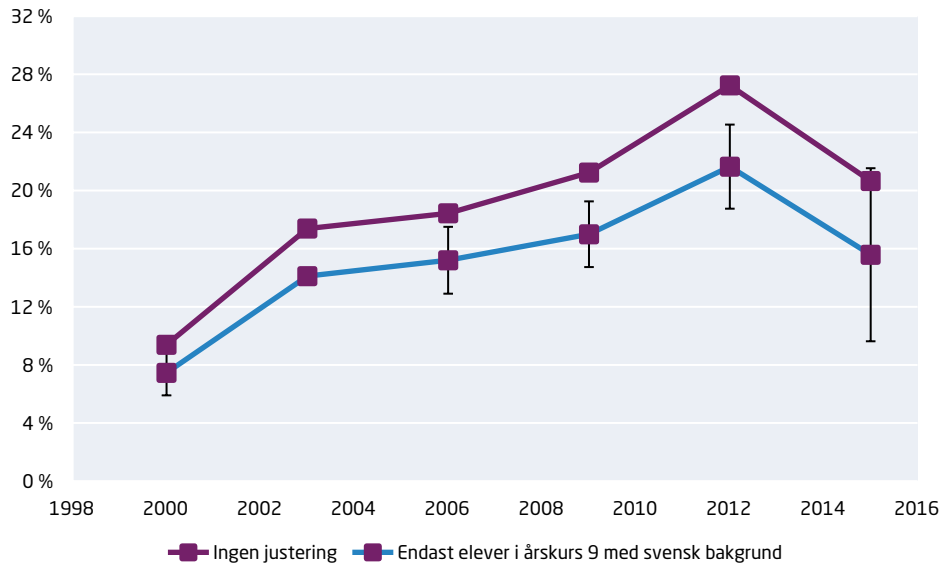
²³ Gränsen för nivå 2 i läsförståelse var 408 poäng i alla omgångar förutom i PISA 2015 då gränsen var 409 poäng. I matematik var gränsen 421 poäng i PISA 2003, PISA 2009 och PISA 2012, 420,1 poäng i PISA 2006 och 420 poäng i PISA 2015. I naturvetenskap var gränsen 410 poäng i alla omgångar sedan 2006.

²⁴ Jag beräknar kvoten mellan länkfelen i förändringen i läsförståelsepoängen 2012–2015 och 2009–2015 (1,53). Jag beräknar sedan kvoten mellan länkfelen i förändringen i andelen lågpresterande för 2012–2015 samt 2009–2015 (2,31). Jag adderar skillnaden mellan kvoterna (0,78) med kvoten för förändringen i läsförståelsepoängen 2009–2015 och 2000–2015 (1,98) = 2,77. Jag multiplicerar sedan länkfelen i förändringen av andelen lågpresterande i läsförståelse mellan PISA 2009 och PISA 2015 (0,79) med 2,77 för att approximera länkfelen i förändringen av andelen lågpresterande i läsförståelse mellan PISA 2000 och PISA 2015: 2,17. Detta är lägre än det av OECD rapporterade länkfelen på 2,82 vad gäller förändringen i andelen lågpresterande elever i matematik mellan PISA 2003 och PISA 2015, vilket indikerar att metoden sannolikt i varje fall inte överdriver länkfelen.

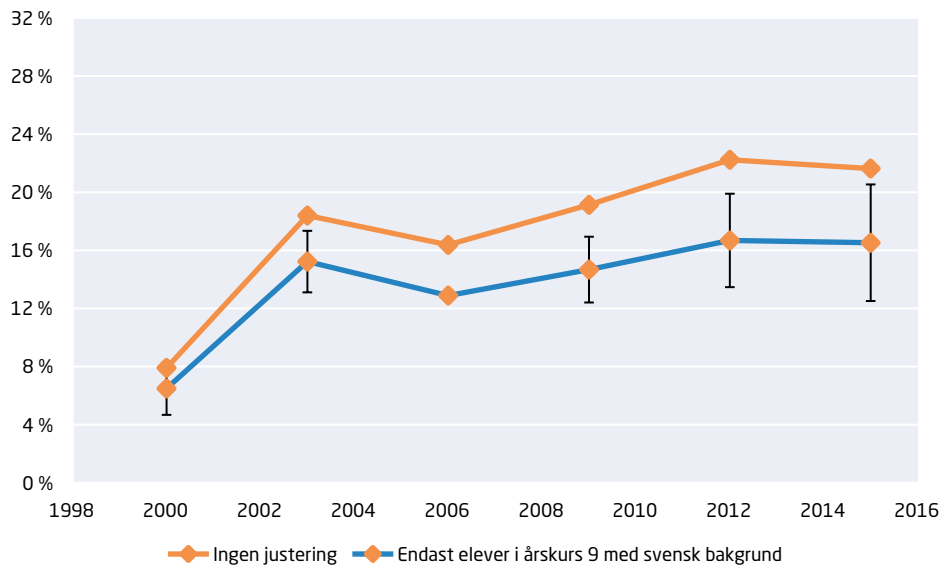
Figur F1. Andelen lågpresterande elever i läsförståelse över tid



Figur F2. Andelen lågpresterande elever i matematik över tid



Figur F3. Andelen lågpresterande elever i naturkunskap över tid



För att studera i vilken utsträckning detta drivs av förändringar i årskursen som elever skriver provet i samt av invandringen begränsar jag helt enkelt urvalet till elever som går i årskurs 9 och som har inhemska bakgrund enligt Skolverkets (2016a) definition.

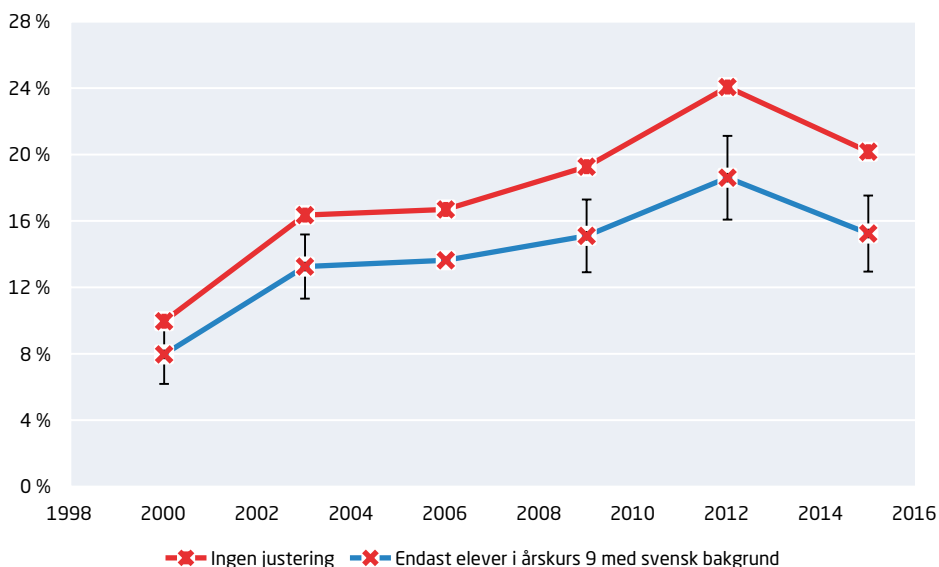
Resultaten redovisas i samma figurer som ovan och indikerar att årskurs och utländsk bakgrund tillsammans kan förklara en ansevärd del av ökningen i andelen lågpresterande elever över tid. I läsförståelse försvinner 35 procent av ökningen i andelen lågpresterande mellan PISA 2000 och PISA 2015. Denna skillnad är nu heller inte statistiskt signifikant. Mellan PISA 2006 och PISA 2015 har andelen lågpresterande faktiskt i princip legat still när man tar hänsyn till ursprung och årskurs.

I matematik försvinner samtidigt 55 procent av ökningen i andelen lågpresterande. Denna förändring var inte statistiskt säkerställd utan justeringen för urvalet, och är ännu längre från att vara det när man begränsar urvalet till elever med svensk bakgrund i årskurs nio. Här ser vi ett hopp mellan PISA 2000 och PISA 2003, som dock inte är helt tillförlitligt eftersom matematik var huvudämne för första gången i den senare undersökningen. Detta gäller speciellt PISA 2000 eftersom de plausibla värdena endast estimerades för ungefär hälften av eleverna i matematik och naturkunskap.

Bilden är densamma i naturkunskap där årskurs och utländsk bakgrund förklarar 31 procent av ökningen mellan PISA 2006 och PISA 2015. Denna skillnad är nu heller inte statistiskt säkerställd. Dessutom var andelen lågpresterande i princip lika hög i PISA 2003 som i PISA 2015.

När jag aggregerar alla tre ämnen i figur F4 och ignorerar osäkerheten som fångas upp av länkfelet stärks denna bild ytterligare. I genomsnitt förklarar årskurs och utländsk bakgrund 54 procent av ökningen i andelen lågpresterande mellan PISA 2006 – då alla ämnen hade varit huvudämne en gång – och PISA 2015. Skillnaden är inte statistiskt signifikant, trots att felmarginalen är undervärderad. I absolut mening är ökningen också liten: mellan 2006 och 2015 ökade andelen lågpresterande elever med svensk bakgrund i nian med endast 1,6 procentenheter i genomsnitt.

Figur F4. Andelen lågpresterande i genomsnitt



Om man istället jämför med PISA 2003 är bilden i princip densamma: inga förändringar kan skönjas. Däremot ser vi ett hopp mellan PISA 2000 till PISA 2003. Som figurerna F1–F3 visar drivs detta av resultaten i matematik och naturkunskap, som i PISA 2000 estimerades för endast cirka 50 procent av urvalet. Man bör därför inte dra alltför stora växlar av detta hopp.

Sammantaget står det klart att andelen lågpresterande elever har ökat i alla tre ämnen sedan de första gången var huvudämne, men inte med statistiskt säkerställd marginal i matematik. När man tar hänsyn till förändringar i andelen elever som skriver provet i årskurs nio samt andelen elever med utländsk bakgrund jämnas kurvorna ut. Förändringarna jämfört med första gången respektive ämne var huvudämne är då relativt små och inte statistiskt säkerställda. I genomsnitt förklarar årskurs och utländsk bakgrund 54 procent av ökningen mellan 2006 och 2015. Effekten av årskurs och utländsk bakgrund är alltså viktig för att förklara den ökning av andelen lågpresterande som skett. Dessutom står det klart att andelen lågpresterande sjönk i läsförståelse och matematik mellan PISA 2012 och PISA 2015, i samband med att de genomsnittliga resultaten i dessa ämnen förbättrades.

www.svensktnaringsliv.se

Storgatan 19, 114 82 Stockholm

Telefon 08-553 430 00

