

SNS UTBILDNINGSKOMMISSION



Lära för livet?

Om skolans och arbetslivets
avtryck i vuxnas färdigheter

JAN-ERIC GUSTAFSSON, PATRIK LIND, ERIK MELLANDER, MATS MYRBERG

SNS FÖRLAG

Lära för livet?

Om skolans och arbetslivets avtryck i vuxnas färdigheter

JAN-ERIC GUSTAFSSON

PATRIK LIND

ERIK MELLANDER

MATS MYRBERG

SNS FÖRLAG

SNS Förlag
Box 5629
114 86 Stockholm
Telefon: 08-507 025 00
info@sns.se
www.sns.se

SNS är en politiskt oberoende ideell förening som genom forskning, möten och bokutgivning bidrar till att beslutsfattare i politik, offentlig förvaltning och näringsliv kan fatta välgrundade beslut baserade på vetenskap och saklig analys.

SNS UTBILDNINGSKOMMISSION är ett flerårigt forskningsprogram med fokus på den övergripande frågan hur Sverige kan stärkas som kunskapsnation. Ambitionen är att arbetet ska mynna ut i tydliga och konkreta policyförslag för den svenska utbildningspolitiken. Fem forskningsrapporter varav en policyrapport kommer att produceras inom ramen för projektet.

Lära för livet? Om skolans och arbetslivets avtryck i vuxnas färdigheter
Jan-Eric Gustafsson, Patrik Lind, Erik Mellander och Mats Myrberg

© 2014 Författarna och SNS Förlag
Omslag och grafisk form: Allan Seppa
Tryck: TMG Sthlm, Stockholm 2014

ISBN 978-91-86949-63-1

Innehåll

UTGIVARENS FÖRORD 5

SAMMANFATTNING 7

1. INLEDNING 13

2. KUNSKAPSUTVECKLINGEN I DEN SVENSKA GRUNDSKOLAN
ENLIGT PIAAC 18

3. UNGDOMSUTBILDNINGENS BETYDELSE FÖR UTVECKLING AV
KOGNITIVA FÄRDIGHETER OCH ARBETSMARKNADSETABLERING
SENARE I LIVET 54

4. UTBILDNING, YRKESERFARENHETER OCH KOGNITIVA
FÄRDIGHETER BLAND 50-, 60- OCH 70-TALISTER 90

5. SLUTSATSER, RESERVATIONER OCH REKOMMENDATIONER 116

APPENDIX A 122

APPENDIX B 124

APPENDIX C 127

APPENDIX D 130

APPENDIX E 133

Utgivarens förord

SNS Utbildningskommission är ett flerårigt forskningsprogram med fokus på den övergripande frågan hur Sverige kan stärkas som kunskapsnation. Detta är den fjärde rapporten från forskningsprogrammet. Rapporten tar sin utgångspunkt i den internationella undersökningen *Programme for the International Assessment of Adult Competencies* (PIAAC), som mäter den vuxna befolkningens kunskaper och färdigheter. Utifrån PIAAC-materialet analyseras en rad intressanta frågeställningar tillsammans med svenska data från de olika Pisa-undersökningarna för 15-åringar och registerdata. Hur ser de svenska resultaten i PIAAC-undersökningen ut i en internationell jämförelse? Kan nedgången för Sverige i Pisa-undersökningarna även skönjas för samma ålderskohorter när dessa senare deltar i PIAAC-undersökningen? Hur väl tycks den svenska skolan i olika skeden och under olika reformperioder ha förberett individerna för arbetslivet och livet som samhällsmedborgare? Rapporten är skriven av Jan-Eric Gustafsson, professor i pedagogik, Göteborgs universitet, Patrik Lind, ekonomie magister och utredare, IFAU, Erik Mellander, docent i nationalekonomi, IFAU, och Mats Myrberg, professor emeritus i specialpedagogik, Stockholms universitet. Rapporten har kunnat skrivas tack vare ett forskningsanslag från Ragnar Söderbergs stiftelse.

En referensgrupp kring SNS Utbildningskommission har följt forskarnas arbete. I denna grupp ingår Ernst & Young, KTH, LO, Lärarförbundet, SKL, Skolinspektionen, Skolverket, Stockholms stad, Sveriges Skolledarförbund, The Education AB, Tieto och Viktor Rydbergs Stiftelse. Referensgruppen leds av ordförande Peter Gudmundsson, rektor vid KTH. SNS Utbildningskommission följs även av en expertgrupp bestående av Anders Björklund, professor i nationalekonomi, Institutet för social forskning, SOFI, Stockholms universitet; Arvid Carlsson, professor, Nobelpristagare

i medicin 2000; Anna Ekström, generaldirektör, Skolverket; Jan-Eric Gustafsson, professor i pedagogik, Göteborgs universitet; Lars Heikensten, vd, Nobelstiftelsen; Torkel Klingberg, professor i neurovetenskap, KI; Lars Leijonborg, ordförande, Friskoleutredningen; Pär Nuder, f.d. finansminister; Bengt Samuelsson, professor, Nobelpristagare i medicin 1982, och Sverker Sörlin, professor i miljöhistoria, KTH. SNS tackar för det engagemang som referensgruppens och expertgruppens ledamöter visat under arbetets gång och för de synpunkter som de lämnat.

SNS vill även tacka Karin Edmark, docent i nationalekonomi, Institutet för Näringslivsforskning (IFN), som granskat rapporten och framfört sina synpunkter på en tidigare version på ett akademiskt seminarium på SNS, samt Jonas Vlachos, docent i nationalekonomi, Stockholms universitet, som representerat SNS Vetenskapliga råd i referensgruppen. För analys, slutsatser och rekommendationer svarar helt och hållet rapportens författare. SNS som organisation tar inte ställning till dessa. Inte heller referensgruppen, expertgruppen, granskaren eller övriga personer som lämnat synpunkter ansvarar för innehållet i rapporten. SNS uppdrag är att initiera och presentera forskningsbaserade och policyrelevanta analyser av viktiga samhällsfrågor. Det är SNS förhoppning att rapporten ska bidra till en fördjupad diskussion om den svenska skolans förmåga att förbereda eleverna för arbetslivet och livet som samhällsmedborgare.

Stockholm i november 2014

Mia Horn af Rantzien
vd SNS

Sammanfattning

En viktig källa till information om utvecklingen av kunskaper och färdigheter i den svenska skolan är de återkommande internationella jämförande studierna. Dessa studier har under 2000-talet fått en alltmer central plats i debatten och diskussionen om grundskolan. Detta beror till stor del på att studierna visat på betydande nedgångar i kunskaper och färdigheter inom matematik, naturvetenskap och läsning. Inte minst verkar Sveriges resultat i den internationella undersökningen av elevers kunskaper, Programme for International Student Assessment (PISA), tyda på det. Frågan är vilka slutsatser man kan dra om prestationsskillnader även längre fram i livet utifrån PISA-resultaten.

Rapportens syfte

Syftet med den här rapporten är att undersöka hur väl det svenska utbildningssystemet och erfarenheter i arbetslivet rustar svenska ungdomar och vuxna för de utmaningar de möter som yrkesverksamma och som samhällsmedborgare. De internationella kunskapsundersökningarna har som regel haft den unga befolkningen som målgrupp och analyser som mäter vuxnas färdigheter har varit ytterst sällsynta. Nu finns emellertid en relativt ny undersökning som faktiskt gör det – Programme for the International Assessment of Adult Competencies (PIAAC). PIAAC, tillsammans med kunskapsundersökningar riktade mot ungdomar i PISA och andra undersökningar, samt den rika tilläggsinformation som har hämtats från nationella administrativa register, ger oss en unik databank. Utifrån denna analyserar vi i rapporten vilka eventuella spår i vuxnas färdigheter som de senaste 40 årens olika skolsystem har lämnat efter sig.

Disposition

Syftet med kapitel 2, författat av Jan-Eric Gustafsson, är att besvara två frågor om resultatförändringar i den svenska grundskolan: 1) Går resultatförändringarna enligt PISA även att återfinna i resultatskillnader mellan olika ålderskohorter i PIAAC? 2) Går det att fastställa hur grundskoleresultaten förändrats över längre tid, och i synnerhet när resultatförsämringen i den svenska skolan började? Syftet är sålunda i första hand att beskriva resultatförändringarna, inte att förklara dem.

I kapitel 3 analyserar Mats Myrberg skillnader i färdigheter som vuxna mellan ålderskohorter som skiljer sig i hur stor del av deras tid i ungdomsskolan som låg före och efter de skolreformer som genomfördes under 1990-talet. Kohortgruppsindelningen baseras dels på reformer av ungdomsskolan, dels på vilka läroplaner de olika kohortgrupperna mötte under sina år i ungdomsskolan. Den äldsta kohortgruppen gick till största delen igenom ungdomsskolan innan 1990-talets reformbeslut fick genomslag, medan den yngsta kohortgruppen gick i ungdomsskolan efter genomförandet av reformerna. Med denna kohortgruppsindelning kan eventuella skillnader i hur väl ungdomsskolan lyckades med att utveckla färdigheter för yrkeslivet och livet som samhällsmedborgare, före och efter reformerna, analyseras.

I kapitel 4, författat av Erik Mellander och Patrik Lind, flyttas fokus till de skolreformer som genomfördes i början på 1960-talet och på 1970-talet. Denna analys försöker besvara frågan om ungdomsskolans bidrag till individers färdigheter som vuxna skiljer sig mellan i) de kohorter som påbörjade ungdomsskolan innan grundskolan var införd fullt ut i hela landet, ii) de kohorter som i sin helhet gick igenom ungdomsskolan efter att den nya nioåriga, obligatoriska grundskolan och 1971 års gymnasiereform hade införts och iii) de kohorter som fortfarande gick kvar i gymnasieskolan när de första besluten om reformerna på 1990-talet fattades och genomfördes. Kapitlets analys fokuserar alltså på hur väl dessa olika utbildningssystem lyckades utveckla vuxenfärdigheter. Hänsyn tas också till i vilken mån yrkeserfarenhet bidrar till dessa färdigheter. Ansatsen liknar den i kapitel 3 men undersöker betydelsen av flera olika reformperioder.

Rapportens resultat

FÖRSÄMRADE RESULTAT I LÄSNING OCH RÄKNING

Resultaten från den första delstudien i kapitel 2 visar att den försämring av de svenska resultaten som PISA-undersökningarna demonstrerat under perioden 2000 till 2012 också återfinns som skillnader i prestationer mellan motsvarande ålderskohorter i PIAAC. Skillnaderna i PIAAC är lika stora som förändringarna i PISA, vilket pekar på att förändringar i skolresultaten vid 15 års ålder kvarstår oförändrade åtminstone upp till 12 år efter grundskolans slut.

En huvudfråga i den andra delstudien i kapitel 2 var när försämringen av resultaten i Sverige började. För läsning visar resultaten att de högsta svenska läsresultaten i den internationella jämförelsen uppnåddes av den åldersgrupp som lämnade grundskolan mellan 1988 och 1992 och som var mellan 35 och 39 år när PIAAC genomfördes. Alla yngre åldersgrupper presterar sämre resultat i PIAAC. För dem som lämnade grundskolan under perioden 2008–2011 ligger resultaten endast marginellt över det internationella medelvärdet. För matematik uppnåddes de högsta svenska resultaten i den åldersgrupp som lämnade grundskolan mellan 1998 och 2002, och som var mellan 25 och 29 år gamla när PIAAC genomfördes. Även för denna åldersgrupp är resultaten på hög nivå internationellt sett. För de yngre åldersgrupperna däremot är resultaten sämre, och sämst är de för dem som lämnade grundskolan 2008–2011, även om resultaten för båda dessa grupper ligger över det internationella medelvärdet. Dessa resultat pekar sålunda på att resultatnedgången i matematik började ungefär 10 år efter resultatnedgången i läsning.

INGA LÅNGSIKTIGA RESULTATSPÅR AV 1990-TALET S DECENTRALISERINGSREFORM

Resultaten av PISA-studierna 2000–2012 visar på en accelererande negativ utveckling i skolresultat för 15-åringar i Sverige. I kapitel 3 ställs frågan hur skolreformerna under 1990-talet kan ha påverkat läs-, räkne- och problemlösningsförmåga i IT-miljöer bland unga vuxna. Ungdomar i åldersgruppen 16–20 år i början av 2000-talet presterar väsentligt sämre i läsning jämfört med motsvarande generation ungdomar i början av 1990-talet. Att detta skulle bero på decentraliseringsreformerna under 1990-talet är dock inte självklart. Åldersgruppen 22–26 år i PIAAC har de bästa resultaten i samtliga tre kunskapsområden i jämförelse med såväl äldre som yngre ål-

dersgrupper. Denna grupp påverkades av decentraliseringsreformerna med målstyrning och fritt skolval i slutet av 1990-talet och början av 2000-talet.

Samtidigt visar analyserna att kopplingen mellan fortsatta studier efter grundskolan och läs-, räkne- och problemlösningsförmåga är mycket stark i samtliga studerade åldersgrupper. Kopplingen mellan utmaningar och krav i arbetslivet och ungdomars och unga vuxnas läs-, räkne- och problemlösningsförmåga i IT-miljöer visar sig däremot i analysen vara måttlig jämfört med kopplingen mellan fortsatta studier och utvecklingen av samma förmågor. Arbetslivet ger inte tillräckliga utmaningar enligt samstämmiga omdömen från ungdomar i samtliga studerade åldersgrupper. Detta gäller särskilt de yngsta individernas IT-vanor och förmågor. Ungdomsarbetslöshet visar sig i analysen ha en starkare negativ koppling med långsiktig utveckling av kognitiva förmågor än kopplingen till arbetsmarknadssituationen i vuxen ålder. Bristande läsförmåga visar sig ge en svag men statistiskt säkerställd ökad risk för arbetslöshet bland unga vuxna.

OFÖRÄNDRAT BIDRAG FRÅN UNGDOMSSKOLAN TILL VUXENFÄRDIGHETER

Resultaten från kapitel 4 visar att utbildningens bidrag till färdigheter i vuxen ålder inte skiljer sig mellan kohorterna som gick i gymnasieskolan före reformerna i början av 1990-talet och kohorter som delvis omfattades av dessa reformer i gymnasieskolan. Yrkeserfarenhet upprätthåller individens färdigheter men ökar dem i allmänhet inte, utom för individer med en utbildningsinriktning som gör dem lämpade att arbeta i IT-intensiva branscher. Personalutbildning har ingen inverkan på läs-, räkne- och problemlösningsfärdigheter i vuxen ålder.

Ett centralt resultat är att ungdomsskolans bidrag till individernas färdigheter i vuxen ålder inte skiljer sig mellan dem som föddes i slutet av 1940-talet och dem som föddes i slutet på 1970-talet. Slutsatsen blir därför att den resultatförsämring i svensk ungdomsskola som kan ses i PISA och som även kan spåras i PIAAC måste ha inletts efter det att den yngsta kohorten i den här analysen, födda 1973–1981, gick ut ungdomsskolan 1991–2000.

Rapportens rekommendationer

Redan de analyser som varit möjliga att genomföra inom ramen för denna rapport visar att PIAAC bidrar med ett mycket värdefullt underlag för långsiktig uppföljning ur utbildnings- och arbetsmarknadsperspektiv. Samtidigt måste vi konstatera att det svenska urvalet är för litet för att nå tillräcklig precision i de analyser som bygger på jämförelser mellan enskilda födelsekohorter, och att sammanslagning till kohortgrupper i många fall leder till alltför grova analyskategorier. Inför nästa omgång av PIAAC, som kommer att äga rum 2022, är det därför angeläget att stickprovsstorleken kan ökas, som minimum till cirka 7 500 respondenter. Ambitionen bör vara ett större antal respondenter i åldersgruppen 16–25 år, som är av särskilt intresse när det gäller uppföljning av effekter av såväl politiska beslut som samhällsskeenden.

Det vore också angeläget att på individnivå koppla samman PISA och PIAAC för att skapa en longitudinell studie av det slag som etablerats i Danmark. För att förbereda för detta bör personnummer och informerat samtycke inhämtas från de elever som deltar i de kommande PISA-omgångarna 2015, 2018 och 2021, så att urval av dessa kohorter kan följas upp i PIAAC 2022.

I detta sammanhang är det också angeläget att de skalor som används i PISA, PIAAC och IALS görs jämförbara så att både relativa och absoluta förändringar över tid kan studeras. Skillnader i mätegenskaper mellan de instrument som används i PISA och PIAAC bör också utredas. Det finns exempelvis stora könsskillnader till förmån för kvinnor i PISA men inte i PIAAC. Detta kan ha sin grund i att könsskillnaderna försvinner över tid, men det kan också bero på skillnader i hur proven i de två undersökningarna är utformade.

1. Inledning

En viktig källa till information om utvecklingen av kunskaper och färdigheter i den svenska skolan är de internationella jämförande studierna. Dessa studier har under inledningen av 2000-talet fått en alltmer central plats i diskussionen om grundskolan. En viktig anledning till detta är att studierna visat på betydande nedgångar i kunskaper och färdigheter inom matematik, naturvetenskap och läsning. Inte minst verkar Sveriges resultat i den internationella undersökningen av elevers kunskaper – *Programme for International Student Assessment* (PISA) – tyda på det. PISA undersöker femton-åringars kunskaper och färdigheter och har det största antalet deltagande länder, 65 länder i den senaste omgången. Vidare är det den undersökning som genomförs mest frekvent, vart tredje år, och vid varje tillfälle undersöks samtliga tre ämnen som brukar betraktas som skolans viktigaste – läsning, matematik och naturvetenskap. PISA-proven har ambitionen att mäta kunskaper och färdigheter som är viktiga för att eleverna framgångsrikt ska kunna delta i det samhälls- och yrkesliv de kommer att möta efter skolan. Detta innebär att resultatförändringar i proven kan tillmätas stor ekonomisk, social och mänsklig betydelse.

Problem med PISA

I takt med att PISA fått allt större genomslag i den utbildningspolitiska diskussionen har också kritiken mot undersökningen ökat både i Sverige och internationellt. PISA har ifrågasatts av forskare inom det utbildningsvetenskapliga fältet. Man har bland annat menat att PISA utövar en missriktad påverkan på den utbildningspolitiska diskussionen, framför allt därför att OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) genom PISA styr de deltagande ländernas utbildningspolitik i nyliberal riktning, genom fokus på decentralisering, avreglering och kvantitativt bestämda utbildningsresultat.

Forskare har också kritiserat hur PISA-undersökningen är upplagd och hur den genomförs. Inte minst har det faktum att PISA huvudsakligen bygger på prov med papper och penna lett till kritik med innebörden att PISA huvudsakligen mäter faktakunskaper som inte är intressanta vid sidan av mer svårfångade kompetenser som problemlösningsförmåga, kommunikationsförmåga och kreativitet. En annan del av kritiken går ut på att PISA-resultaten är känsliga för elevernas motivation och ansträngning vid provtillfällena. Synpunkter har framförts att de svenska eleverna missgynnas därför att de inte är lika vana vid prov som elever i andra länder. Andra har anfört att de svenska eleverna missgynnas på grund av trängseln av nationella prov på vårterminen i årskurs 9. Forskare har också ifrågasatt de komplexa statistiska modeller och mätmetoder som används i PISA. De menar att eftersom de antaganden som dessa bygger på inte uppfylls av PISA-data är inte heller resultaten från undersökningarna pålitliga (Kreiner & Christensen, 2014).

Mot bakgrund av diskussionen ovan kan man sålunda ställa en rad frågor om PISA-undersökningen och om utvecklingen av de svenska skolresultaten. PISA-undersökningen genomfördes första gången år 2000. Vid samtliga fyra undersökningstillfällen som undersökningen genomförts där efter har de svenska resultaten försämrats. En grundläggande fråga är dock om PISA-resultaten är pålitliga och betydelsefulla i den meningen att de går att återfinna i form av prestationsskillnader även längre fram i livet.

Syfte

Syftet med den här rapporten är att undersöka hur väl det svenska utbildningssystemet förbereder eleverna för det arbetsliv och det liv som samhällsmedborgare som väntar dem efter avslutad utbildning. På grund av att de internationella kunskapsundersökningarna som regel haft den unga befolkningen som målgrupp är sådana analyser ytterst sällsynta. De mätningar av den vuxna befolkningens färdigheter som PIAAC ger, tillsammans med kunskapsundersökningar riktade mot ungdomar i PISA och andra undersökningar, och den rika tilläggsinformation som har hämtats från nationella administrativa register utgör en unik databank. Utifrån denna analyserar vi i rapporten vilka eventuella spår i vuxnas färdigheter som de senaste 40 årens olika skolsystem har lämnat efter sig.

Undersökningar om den vuxna befolkningen: PIAAC och IALS

15

I oktober 2013 offentliggjordes resultaten från den hittills största och mest omfattande internationella undersökningen av vuxnas färdigheter, *Programme for the International Assessment of Adult Competencies* (PIAAC). Undersökningen mäter den vuxna (16–65 år) befolkningens färdigheter i läsning, räkning och problemlösning med hjälp av dator. I motsats till resultaten i PISA presterar Sveriges vuxna befolkning på en bra nivå i fråga om färdigheter som bedömts vara grundläggande för dagens arbets- och samhällsliv. Sverige var ett av endast fyra deltagande länder som presterade över OECD-genomsnittet i samtliga de tre kunskapsområden som undersöks i PIAAC: läsfärdigheter, räknefärdigheter och problemlösning med hjälp av dator/IT, se OECD (2013).

Före denna undersökning har den kvantitativa forskningen om utbildningssystemets kvalitet i huvudsak rört resultaten i grundskolan och i viss mån gymnasieskolan. Hur väl utbildningssystemet når sitt slutgiltiga mål – att utveckla de kompetenser och färdigheter som krävs i arbetslivet och livet som samhällsmedborgare – har, med få undantag, inte kunnat analyseras. Anledningen till detta är att omfattande och representativa mätningar av vuxnas färdigheter inte utförts tidigare.

En studie som trots allt möjliggjort viss forskning i denna riktning är den internationella kunskapsundersökningen, *International Adult Literacy Survey* (IALS), i vilken Sverige deltog 1994 och 1998. Den inriktade sig på att mäta kompetenser och färdigheter i den vuxna befolkningen. Sverige låg bra till i flera avseenden. Exempelvis hade Sverige de bästa genomsnittliga resultaten i fråga om läs- och skrivförmåga. Samtidigt visade resultaten i 1994 års undersökning att 25 procent av Sveriges vuxna befolkning inte klarade av att läsa och förstå en dagstidningsartikel om ett ämne som man inte var väl bekant med.

Många av de frågor som ställdes i IALS återkommer i PIAAC, vilket möjliggör intressanta jämförelser. Både IALS och PIAAC baseras, liksom PISA, på nationella representativa urval. Däremot har de tre undersökningarna helt olika målgrupper. Medan PISA riktar sig till skolelever i årskurs 9, omfattar IALS och PIAAC individer i åldersspannet 16–65 år.

Disposition

I kapitel 2 undersöker Jan-Eric Gustafsson om de kunskapsförsämringar som PISA påvisat också kan återfinnas i den vuxna befolkningens kunskaper och färdigheter. I en första delstudie är utgångspunkten de fem PISA-undersökningar som har genomförts under perioden 2000–2012. Den ålderskohort som deltog i PISA 2000 när de var 15 år hade när PIAAC genomfördes hunnit bli 27 år gamla. På motsvarande sätt hade deltagarna i PISA 2003 hunnit bli 24 år. På detta sätt går det att koppla förändringar i PISA-resultat över tid till eventuella skillnader i PIAAC-resultat för olika ålderskohorter.

Analysen genomförs genom att man först beräknar skillnader mellan de svenska resultaten och ett internationellt medelvärde, dels för PISA, dels för PIAAC, och sedan jämför dessa skillnader. I en andra delstudie är syftet att utsträcka analysen från att omfatta endast de unga vuxna till att omfatta hela åldersspannet mellan 16 och 65 år i PIAAC. Denna delstudie fokuserar på jämförelser mellan Sverige och Finland. Prestationsskillnaderna mellan dessa två länder jämförs med de resultatskillnader som finns dokumenterade i tidiga internationella undersökningar av kunskapsnivåer i läsning och matematik.

I kapitel 3 analyserar Mats Myrberg skillnader i färdigheter som vuxna, mellan kohortgrupper som skiljer sig i hur stor del av deras tid i ungdomsskolan som låg före och efter de skolreformer som genomfördes under 1990-talet. Kohortgruppsindelningen baseras dels på reformer av ungdomsskolan, dels på reformer av lärarutbildningen och dels vilka läroplaner de olika kohortgrupperna mötte under sina år i ungdomsskolan. Den äldsta kohortgruppen, födda 1974–1978, gick till största delen igenom ungdomsskolan innan 1990-talets reformbeslut fick genomslag, medan den yngsta kohortgruppen, födda 1986–1990, gick i ungdomsskolan efter genomförandet av reformerna. Med denna kohortgruppsindelning kan eventuella skillnader i hur väl ungdomsskolan lyckades med att utveckla färdigheter för yrkeslivet och livet som samhällsmedborgare, före och efter reformerna, analyseras.

I kapitel 4, författat av Patrik Lind och Erik Mellander, flyttas fokus till de skolreformer som genomfördes i början på 1960-talet och på 1970-talet. Tre kohortgrupper analyseras: individer födda 1946–1956 (som var 55–65 år när PIAAC genomfördes), födda 1957–1972 (39–54 år i PIAAC), samt födda 1973–1981 (30–38 år i PIAAC). Den äldsta kohortgruppen påbörjade ungdomsskolan innan enhetsskolan var införd fullt ut i hela landet. Kohorten

med födda 1957–1972 gick i sin helhet igenom ungdomsskolan efter att den nya nioåriga, obligatoriska grundskolan och 1971 års gymnasiereform hade införts, men innan de första besluten om reformerna på 1990-talet fattades och genomfördes. Den yngsta kohortgruppen, födda 1973–1981, påverkades av några av de reformer som genomfördes i gymnasieskolan i början av 1990-talet, exempelvis förlängningen av de yrkesinriktade programmen från två till tre år. Kapitlets analys fokuserar på hur väl dessa tre olika faser i det svenska utbildningssystemet lyckades utveckla vuxenfärdigheter och i vilken mån yrkeserfarenhet bidrar till dessa färdigheter. Ansatsen liknar alltså den i kapitel 3 men undersöker betydelsen av flera olika reformperioder.

Rapporten avslutas med en sammanfattning av resultaten och en diskussion kring dem. Diskussionen rör i vilken mån resultaten från de tre kapitlen pekar i samma riktning. Slutligen ges några policyrekommendationer.

Referenser

- Kreiner, S. & Christensen, K.B. (2014), "Analyses of model fit and robustness. A new look at the PISA scaling model underlying ranking of countries according to reading literacy", *Psychometrika*, 79(2), s. 210–231.
- OECD (2013), "OECD Skills Outlook 2013: First Results from the Survey of Adult Skills", OECD Publishing.

2. Kunskapsutvecklingen i den svenska grundskolan enligt PIAAC

Jan-Eric Gustafsson

Som beskrivs i kapitel 1 erbjuder OECD:s PIAAC-undersökning intressanta möjligheter att undersöka om resultaten i PISA går att återfinna i form av prestationsskillnader längre fram i livet. Det finns både likheter och skillnader mellan de två undersökningarna. PISA fokuserar helt på 15-åringar medan PIAAC omfattar urval från alla åldrar mellan 16 och 65 år. Både PISA och PIAAC mäter kompetenser i läsning och matematik, vilket ger underlag för direkta jämförelser mellan resultaten i de två undersökningarna inom dessa två områden. Eftersom deltagarna i PIAAC:s olika ålderskohorter har genomgått sin grundläggande skolutbildning under olika tidsperioder ger detta oss också möjligheter att undersöka den svenska skolans resultatutveckling under en längre tidsperiod än vad PISA gjort.

Vi vet att PISA-resultaten försämrats mellan år 2000 och 2012. Om PIAAC-resultaten uppvisar ett likartat mönster av skillnader mellan de ålderskohorter som deltagit i de olika PISA-omgångarna stärker detta tilltron till pålitligheten i både PISA och PIAAC. Skulle däremot resultatmönstren skilja sig åt mellan PISA och PIAAC kan det finnas flera möjliga förklaringar till detta. En är att resultaten från PISA inte är pålitliga, och en annan att resultaten från PIAAC inte är det. En ytterligare möjlighet är att både PISA och PIAAC ger korrekta resultat, men att det skett sådana förändringar i kunskaper och färdigheter efter PISA-mätningen att den ursprungliga nedgången inte längre kvarstår vid PIAAC-mätningen. Om det finns en samstämmighet mellan mönstret av förändringar i PISA och mönstret av kohortskillnader i PIAAC ger detta stöd för att gå vidare och

undersöka skillnader även mellan de äldre kohorterna i PIAAC. På detta sätt kan man söka fastställa hur grundskoleresultaten förändrats över en längre tidsperiod.

Syftet med detta kapitel är att besvara två frågor kring resultatförändringar i den svenska grundskolan: 1) Går resultatförändringarna enligt PISA även att återfinna i resultatskillnader mellan olika ålderskohorter i PIAAC? 2) Går det med hjälp av information från de äldre ålderskohorterna i PIAAC-undersökningen att fastställa hur grundskoleresultaten förändrats över längre tid – i synnerhet när resultatförsämringen i den svenska skolan började? Syftet är sålunda i första hand att *beskriva* resultatförändringar, inte att förklara förändringarna.

Kapitlet består av två huvudavsnitt. I det första beskrivs hur jämförelserna mellan PISA och PIAAC genomförts, och vad utfallet av dessa är. I det andra huvudavsnittet beskrivs skillnader i resultat mellan samtliga ålderskohorter som deltagit i PIAAC, och här görs även jämförelser med Finland.

Resultatutvecklingen 2000–2012 enligt PISA och PIAAC

Den första PISA-undersökningen genomfördes som redan nämnts år 2000. De 15-åringar som deltog i denna var 27 år gamla när PIAAC-data samlades in 2011/2012. Den senaste PISA-undersökningen genomfördes 2012, så de 15-åringar som deltog i denna var ungefär ett år yngre än de yngsta deltagarna i PIAAC. Mellan den första och den senaste undersökningen har ytterligare tre PISA-omgångar genomförts, där deltagarna hunnit bli mellan 18 och 24 år då PIAAC-insamlingen skedde. Det är dessa urval från PISA och PIAAC som analyseras här. Fokus ligger på i vilken utsträckning resultaten från PISA och PIAAC stämmer överens med varandra.

Först presenteras en översikt av tidigare forskning om hur PISA-resultat förhåller sig till utfall längre fram i livet och till resultat i PIAAC.

TIDIGARE FORSKNING

I några länder har uppföljningsundersökningar gjorts av deltagare i PISA-undersökningarna, och framför allt av PISA 2000. I dessa longitudinella studier har man bland annat intresserat sig för sambandet mellan PISA-resultaten och senare deltagande i utbildning och arbetsliv. I några studier har man också undersökt färdighetsutvecklingen efter 15 års ålder och hur olika faktorer påverkar denna.

I en kanadensisk uppföljningsundersökning intervjuades ett urval bland de 30 000 deltagarna i PISA 2000 vartannat år fram till 2006, då de var 21 år gamla (OECD, 2010). Resultaten visade på starka samband mellan PISA-resultat och sannolikheten att fullfölja en gymnasieutbildning, liksom med de uppnådda utbildningsresultaten. Sannolikheten att påbörja en universitets- eller collegeutbildning var också starkt relaterad till PISA-resultaten vid 15 års ålder.

Inom ramen för samma undersökning gjordes också en uppföljning vid 24 års ålder då en förnyad mätning av läsfärdigheter med PISA-uppgifter genomfördes i syfte att undersöka förändringar i läsfärdigheten mellan 15 års ålder (PISA-15) och 24 års ålder (PISA-24) (OECD, 2012a). Det urval som följdes upp i PISA-24 omfattade 1 297 personer som besvarade 28 frågor av de ursprungliga PISA-15-frågorna. Man kunde konstatera en betydande prestationshöjning mellan de två mätningarna. I medeltal var det 57 poängs skillnad mellan PISA-15 och PISA-24, eller cirka 0,6 *d*¹. Man konstaterade också att andelen deltagare som nådde upp till nivå 3 eller högre på en 5-gradig skala ökade från 79 procent i PISA-15 till 93 procent i PISA-24. Man menade att eftersom det är prestationer på denna nivå som krävs för att man ska klara av högre utbildning, innebär ökningen av läsprestation att andelen som kan förväntas klara av post-gymnasial utbildning ökat till över 90 procent.

Man fann också att variationen i läsfärdigheter var lägre i PISA-24 än i PISA-15, vilket hade sin grund i att de med lägre resultat i PISA-15 gjorde större framsteg till PISA-24. Kvinnors resultatfördel minskade från 32 poäng i PISA-15 till 18 poäng i PISA-24. Den kvarstående könsskillnaden berodde på att det fortfarande fanns en större andel män med svaga läsfärdigheter. Effekten av socioekonomisk status på resultaten minskade från 65 till 50 poäng. Personer födda utanför Kanada hade i PISA-15 i medeltal 21 poäng lägre läsresultat än personer födda i Kanada. I PISA-24 var emellertid denna skillnad helt försvunnen på grund av en större förbättring av resultaten bland födda utanför Kanada (77 poäng) jämfört med dem som var födda i Kanada (54 poäng).

De som hade avlagt en universitetsexamen efter en 3- eller 4-årig utbildning vid 24 års ålder förbättrade sina läsresultat med 56 poäng. De som hade en kortare post-gymnasial utbildning förbättrade sina läsresultat med 51 po-

1 I detta kapitel används genomgående måttet standardavvikelseenheter (*d*) för att beskriva storleken på skillnaden mellan två medelvärden. Eftersom standardavvikelsen i PISA-skallorna är cirka 100 motsvarar 0,01 *d* cirka 1 PISA-poäng. Eftersom PIAAC-skallornas standardavvikelse är cirka 40–50 motsvarar 0,01 *d* cirka 0,4–0,5 PIAAC-poäng.

äng, medan de som endast hade gymnasieutbildning ökade sina läsresultat med 65 poäng. Det fanns stora skillnader i resultaten både i PISA-15 och i PISA-24 mellan dessa tre grupper. Men att döma av förändringarna över tid finns det inget som tyder på att mer omfattande utbildning efter gymnasiet leder till förbättrade prestationer på PISA-proven. Det fanns inte heller några skillnader i poängförändring mellan dem som hade mindre än tre års arbete och dem som hade mer än tre års arbete.

I rapporten görs också försök till mer ingående analyser av effekter av utbildning på läsförmågan. Genom att analysera PISA-15-data med avseende på variationen mellan olika regioner i Kanada vad gäller bland annat regler för skolstart, konstaterade man att ett ytterligare utbildningsår leder till 59 poängs resultatförbättring. Detta framstår dock som ett orimligt resultat, givet resultat från andra studier där effekten av ålder och årskurs på utbildningsresultat separerats och där effekten av ett utbildningsår visat sig vara betydligt mindre (se Cliffordson & Gustafsson, 2008).

I en nyligen publicerad dansk studie redovisar Rosdahl (2014) resultat från en longitudinell studie. I denna följdes ett urval av de 1 881 danska ungdomar som deltagit i PISA 2000 upp i PIAAC, som ett kompletterande urval till det reguljära danska PIAAC-urvalet. Undersökningen fokuserar på läsning, eftersom läsning var huvudämne i PISA 2000. Studien hade två huvudfrågeställningar. Den ena avsåg i vilken utsträckning ungdomarnas läsprestationer vid 15 års ålder förmår att förutsäga hur väl de klarat sig i utbildning och arbetsliv fram till 27 års ålder, och den andra i vilken grad det sker förändringar i läsprestation mellan de två mätningarna.

Resultaten visade på betydande samband mellan goda läsfärdigheter enligt PISA och val av studieförberedande gymnasieutbildning. De visade också på lägre risk för att vara helt utan yrkesinriktad utbildning som 27-åring, liksom att ha fått försörjningsstöd. Goda läsfärdigheter var också förknippade med att i större utsträckning ha flyttat till en annan kommun, liksom att etablera sig på arbetsmarknaden och bilda familj senare i livet.

Resultaten visade även på betydande samband mellan läsresultaten i PISA och PIAAC. Man fann exempelvis att de som resultatmässigt hörde till den sämsta tredjedelen i PISA endast hade 11 procents chans att höra till den bästa tredjedelen i PIAAC. Det fanns dock även förändringar i de relativa läsfärdigheterna mellan PISA och PIAAC, då vissa personer flyttat sig uppåt i PIAAC-fördelningen jämfört med placeringen i PISA-fördelningen, medan andra flyttat sig neråt. På grundval av indelningen i tre kategorier fann studien att cirka 50 procent låg kvar på samma nivå i PIAAC som i PISA, medan 25 procent rört sig uppåt och 25 procent nedåt.

Analysen av danska PIAAC-data har visat att läsfärdigheterna ökar med stigande ålder mellan 16 år och cirka 30 år. I en tvärsnittundersökning som PIAAC kan detta tolkas som en ålderseffekt, eller som en kohorteffekt. Om läsresultaten i skolan successivt försämrades år från år, skulle detta observeras som ett positivt samband mellan ålder och läsförmåga. Rosdahl konstaterar dock att eftersom de danska PISA-resultaten varit i huvudsak konstanta från en omgång till en annan, bör det positiva sambandet med ålder tolkas som att färdighetsutvecklingen är en effekt av ålder. I en serie regressionsanalyser visar Rosdahl att den starkaste förklaringsvariabeln vad gäller PIAAC-resultat är antalet utbildningsår, och när både antal utbildningsår och ålder inkluderas i regressionsmodellen får åldersvariabeln ett negativt samband. Rosdahl tolkar detta som stöd för hypotesen om "use it, or lose it", det vill säga att man förlorar förmågor som inte används.

I studien presenteras också analyser av relativa förändringar i läsfärdigheter mellan PISA- och PIAAC-mätningarna, med fokus på vilka variabler som förklarar förändring i relativ position i de två fördelningarna. Anledningen till att det endast var möjligt att analysera relativa positionsförändringar, och inte absoluta förändringar som i den kanadensiska uppföljningen av PISA, var att PISA- och PIAAC-resultaten uttrycks med olika skalor.

Ett ytterligare resultat i Rosdahls studie var att kvinnor försämrade sin relativa position jämfört med män i PIAAC. En möjlig förklaring till detta som Rosdahl diskuterar är att PISA- och PIAAC-proven genom sin utformning i olika grad gynnar män och kvinnor. En förklaring skulle kunna vara att PIAAC-proven i mindre utsträckning än PISA-proven innehåller skönlitterära texter, och i större utsträckning facktexter. Rosdahl menar dock att den främsta förklaringen till kvinnornas relativa försämring är att männen har en mer positiv läsfärdighetsutveckling än kvinnor mellan 15 och 27 års ålder. Analysen visade också att de som hade hög utbildning förbättrade sin relativa position, medan mottagare av försörjningsstöd försämrade sin relativa position.

De resultat som Rosdahl (2014) presenterar är mycket intressanta. Men det faktum att inte några absoluta jämförelser kan göras mellan PISA- och PIAAC-resultaten innebär att det inte var möjligt att undersöka hur nivån på läsprestationerna förändrats mellan de två mätillfällena.

METOD, ANALYSSTRATEGI OCH BESKRIVNING AV DATA

Eftersom denna studie bygger på två tvärsnittundersökningar har vi inte möjlighet att studera individuella, relativa förändringar över tid, och inte heller att jämföra nivån på läsprestationer över tid. Ett sätt att angripa det-

ta metodproblem är att jämföra förändringar i Sverige med förändringar i andra länder, dels för PISA, dels för PIAAC. I denna analys jämförs åldersgruppen 16–19 år i PIAAC med PISA 2012 och PISA 2009 sammanslagna; åldersgruppen 20–24 år i PIAAC med PISA 2006 och PISA 2003 sammanslagna samt åldersgruppen 25–29 år i PIAAC med PISA 2000. Se ruta ”Den statistiska analysen” för en utförlig diskussion om den statistiska analysen.

Den statistiska analysen

Gruppen av jämförelseländer är en referensgrupp mot vilken de svenska resultaten dels i PISA, dels i PIAAC kan jämföras. För att detta angreppssätt ska ge meningsfulla och tolkbara resultat är det dock nödvändigt att referensgruppen är jämförbar både över PISA och PIAAC och över de olika PISA-omgångarna. Ett sätt att tillgodose detta krav är att basera jämförelserna på samtliga de länder som deltog i PIAAC och som också deltagit i samtliga PISA-mätningar. I PIAAC deltog 23 länder i den nu publicerade resultatomgången, där dock ett av länderna (Australien) inte gjort data allmänt tillgängliga. Två av de övriga länderna (Estland och Slovakien) har inte deltagit i samtliga PISA-omgångar. Därmed kvarstår 20 länder: Belgien, Danmark, England/Nordirland, Finland, Frankrike, Irland, Italien, Japan, Kanada, Korea, Nederländerna, Norge, Polen, Ryssland, Spanien, Sverige, Tjeckien, Tyskland, USA och Österrike. Dessa länder brukar hävda sig väl i internationella studier av kunskaper och färdigheter.

Åldersgrupper i PIAAC och undersökningsomgångar i PISA

För att det ska vara möjligt att jämföra PIAAC och PISA behöver vi identifiera de åldersgrupper i PIAAC från vilka urval till de olika PISA-omgångarna är gjorda. Här finns ingen direkt överensstämmelse och det finns restriktioner på vilka indelningar i åldersgrupper som är möjliga för PIAAC. Ett problem är att antalet individer födda ett visst år är relativt begränsade i PIAAC. Därför måste alla deltagare utnyttjas. Det skulle vara optimalt med en indelning i treårsintervall, med året för genomförande av en viss PISA-undersökning som mittpunkt, men tyvärr är information om födelseår endast tillgänglig inom ett femårsintervall för flera av länderna. Det är därför nödvändigt att använda dessa ungefärliga femårsintervall: 16–19 år, 20–24 år samt 25–29 år.

Datainsamlingen för PIAAC ägde rum mellan augusti 2011 och mars–maj 2012 medan insamlingen av data för PISA 2012 skedde under våren 2012. Detta betyder att 15-åringarna i PISA 2012 var 14–15 år när PIAAC genomfördes. Kohorten som deltog i PISA 12 var därför ungefär 1–1,5 år yngre än de 16-åringar som var de yngsta deltagarna i PIAAC. För PISA 2012 finns sålunda inte något direkt överlapp med de kohorter som deltog i PIAAC, även om det framstår som rimligt att göra jämförelser med den yngsta åldersgruppen i PIAAC. Urvalet till PISA 2009 sammanfaller i huvudsak med ålderskohorten 18 år i PIAAC. Många av dessa elever befann sig i slutet av det andra gymnasieåret. Urvalet till PISA 2006 gjordes ur den ålderskohort som var 21 år i PIAAC. Dessa ungdomar hade avslutat gymnasiestudierna och i allmänhet antingen påbörjat högre studier eller börjat arbeta. Urvalet till PISA 2003 gjordes ur åldersgruppen 24 år i PIAAC. Många ungdomar i denna åldersgrupp studerade eller arbetade. För PISA 2000 gjordes urvalet ur den ålderskohort som var 27 år i PIAAC. Många av dessa hade avslutat sina studier och var ute i arbetslivet.

Jämförelsegruppen av länder

Det är problematiskt att jämföra de svenska resultaten med resultaten i en grupp av länder som skiljer sig åt i en stor mängd avseenden, varav ett viktigt är skillnaden i befolkningsmängd (eller antalet elever i de aktuella årskurserna). För att göra det möjligt att räkna upp resultaten från de stickprov som görs i de olika länderna till populationsnivå finns en "populationsvikt" som anger hur många individer i populationen en viss individ i urvalet kan sägas representera. Denna populationsvikt beräknas huvudsakligen på grundval av sannolikheten för en individ att komma med i urvalet, men hänsyn tas också till sannolikheten för bortfall. Sådana populationsvikter finns i datafilerna för både PISA och PIAAC och används i alla beräkningar så att korrekta skattningar av populationsvärdena kan erhållas. Ett problem uppstår dock när urval från olika länder läggs samman. Populationsvikterna gör nämligen att stora länder får större inverkan på referensgruppens medelvärde än små länder. I Danmark, Finland och Norge var exempelvis populationen av 15-åringar cirka 60 000 för var och en av de fem PISA-omgångarna, medan den för USA var cirka 3,35 miljoner. Om dessa länder läggs samman i en jämförelsegrupp, kommer resultaten helt att domineras av eleverna i USA, vilket inte framstår som rimligt.

Ett alternativ kan då vara att i stället låta storleken på urvalet bestämma landets vikt. Detta är lätt att åstadkomma genom att man räknar om populationsvikterna till "normerade" vikter, vilka summerar till antalet

individer i urvalet. Urvalsstorleken varier mycket mindre än populationens storlek. Den uppgår för de nordiska länderna och för USA till cirka 5 000–6 000 elever per omgång. Men det finns även en betydande variation i urvalsstorlek för olika länder. Ett exempel på ett land som använder stora urval är Kanada, med cirka 25 000 deltagande elever i varje omgång av PISA. Ytterligare ett problem är att urvalets storlek varierar kraftigt över tid i vissa länder. I synnerhet finns det en tendens att urvalsstorlekarna ökar över tid. I Italien har exempelvis urvalets storlek ökat från cirka 5 000 elever i PISA 2000 till cirka 30 000 elever i PISA 2012. Eftersom vi här är intresserade av att undersöka förändringar över tid påverkas resultaten av sådana förskjutningar i urvalsstorleken i vissa länder.

Ett alternativ är att använda likaviktning för alla länder och alla undersökningstillfällen. Detta kan göras med hjälp av så kallade senatsvikter. Även dessa är enkla att beräkna från populationsvikterna. Användning av senatsvikter innebär att alla länder väger lika tungt, liksom att data från alla undersökningstillfällen har samma vikt. Eftersom syftet här är att undersöka utbildningssystem och deras förändring över tid, framstår denna form av hänsynstagande till de olika populationsstorlekarna som den mest rimliga. Vi kommer därför att använda senatsvikter för PISA. Även för PIAAC använder vi senatsvikter för att väga samman de olika ländernas resultat i jämförelsegruppen.

Statistisk hypotesprövning

De modeller för urval och mätning som används i PISA och PIAAC utnyttjar avancerade tekniker för att åstadkomma god kvalitet i mätningarna och för att optimera precisionen i de statistiska skattningarna. Modellerna är kombinationer av mätmodeller (*item response theory*), vilka gör det möjligt att använda olika uppgifter för olika personer i urvalet, och modeller för urval av personer som bygger på stratifierade klusterurval, det vill säga urval som innefattar både aggregat av individer (kluster) och enskilda individer och där urvalssannolikheterna skiljer sig åt mellan olika grupper (strata) (se Appendix D för en mer ingående presentation). De data som samlas in med dessa tekniker kan dock i allmänhet inte analyseras med hjälp av de gängse statistiska programpaketerna (till exempel SAS, SPSS och Stata), eftersom dessa bygger på antaganden om datas egenskaper som inte är uppfyllda. Speciella program har därför utvecklats för att analysera data från de internationella studierna, vilka bland annat använder sig av upprepade urval ur delar av det ursprungliga urvalet (så kallade återsamplingstekniker) för att bestämma omfattningen av den statistiska

osäkerheten, och versioner av dessa finns nu också tillgängliga som procedurer inom SAS, SPSS och Stata.

Dock är det inte möjligt att använda dessa specialutvecklade program för att analysera de data som vi är intresserade av här. Anledningen till detta är att de endast under vissa förutsättningar förmår att hantera data på landnivå från en undersökningsomgång. Här har vi dock skapat en jämförelsegrupp genom att lägga samman data från 19 länder dels i PISA, dels i PIAAC. När det gäller PISA är vi också intresserade av att analysera den information som finns i samtliga fem undersökningsomgångar. Det finns dock ett program för multivariat analys (Mplus; Muthén & Muthén, 1998–2012) som erbjuder kraftfulla hjälpmedel för att analysera komplexa data av den art som de internationella undersökningarna genererar. Nedan ges en kortfattad och förenklad beskrivning av hur detta program har använts för att skatta parametrar och bestämma osäkerheten i skattningarna.

Medan en mätning normalt resulterar i ett visst mätvärde (exempelvis en poängsumma på ett matematikprov) för varje person, ger den använda mätmodellen flera mätvärden (så kallade plausibla värden: 5 i PISA och 10 i PIAAC) för varje person. Skillnaderna mellan värdena är framför allt uttryck för de mätfel som följer av vilka uppgifter som personen fått att besvara. De beräknas genom slumpmässiga urval från en sannolikhetsfördelning av möjliga mätvärden för en viss person (se Appendix D för en mer utförlig förklaring). Det korrekta sättet att utnyttja de plausibla värdena är att genomföra en analys för varje plausibelt värde och sedan väga samman de olika skattningarna av parametrar och medelfel till en gemensam skattning. I Mplus finns funktioner för att genomföra skattningarna och sammanvägningen av dessa.

Som redan nämnts är det nödvändigt att använda vikter när data från PISA och PIAAC analyseras, eftersom sannolikheten att komma med i urvalet är olika för olika individer. Mplus kan utnyttja viktinformationen på så sätt att både parameterskattningar och skattningar av medelfel blir korrekta. En förutsättning är dock att summan av vikterna uppgår till urvalsstorleken, vilket innebär att populationsvikter inte kan användas. För normerade vikter är dock detta krav uppfyllt. Senatsvikterna har också bestämts på så sätt att den totala viktsumman över samtliga länder uppgår till urvalsstorleken, och även om detta är en approximation har jämförelser av medelfel beräknade med normerade vikter och senatsvikter på PISA-data visat att dessa är praktiskt taget identiska.

Ytterligare en komplikation måste hanteras, nämligen det faktum att PISA bygger på klusterurval. Först görs inom varje land ett urval av skolor. Inom

dessas skolor väljs sedan slumpmässigt ett antal elever (i allmänhet 30) att ingå i undersökningen. Eftersom det i de flesta länder finns en stor variation i prestationsnivån mellan olika skolor leder detta till en informationsförlust jämfört med om ett lika stort urval av elever dragits slumpmässigt utan hänsyn till vilka skolor de går i. Flera olika metoder kan användas för att ta hänsyn till effekterna av klustersampling. Inom pedagogisk forskning används också i allmänhet någon form av flernivåanalys för att göra detta. Inom ekonomisk forskning beräknas i stället ofta så kallade klusterrobusta medelfel, där medelfelen korrigeras för att ta hänsyn till den informationsförlust som klustersamplingen medför. Mplus kan beräkna klusterrobusta medelfel. Denna teknik har använts i analys av PISA-data, med skola som enhet.

I PIAAC görs urvalet inom varje land som ett stratifierat individurval; inom land ett finns alltså inget behov av korrigering av medelfelen, utöver den korrigering som användning av viktinformation medför. Men när vi lägger samman data från de 20 länderna kan detta betraktas som en form av klusterurval. Vi har därför beräknat klusterrobusta medelfel även vid analys av PIAAC-data, med land som enhet.

De ovan beskrivna teknikerna bör ge en god approximation till de resultat som kan erhållas med de specialutvecklade programmen byggda på återsamplingsteknik.

Proven i PISA och PIAAC

Det finns stora likheter i utformningen mellan proven för att mäta kunskaper och färdigheter i PISA och PIAAC, men det finns också viktiga skillnader. En likhet är att båda undersökningarna mäter läsförståelse (*literacy*) och matematik (*mathematical literacy*). Därutöver mäter PISA kunskaper och färdigheter i naturvetenskap, medan PIAAC också mäter problemlösning i IT-miljö. Båda dessa områden är av stort intresse, men eftersom de inte är jämförbara mellan PISA och PIAAC kommer vi inte här att presentera några resultat från dessa prov.

Läsning i PISA och PIAAC

Läsförståelse (*literacy*) definieras i PISA enligt följande: "Förmåga att förstå, använda, reflektera över och engagera sig i texter för att uppnå sina egna mål, utveckla sina kunskaper och sin potential och för att delta i samhället"

(OECD, 2009; Skolverket, 2013). Denna definition innebär mer än förmåga att avkoda ord och att direkt tolka textens innehåll. Den omfattar också förmågan att tillämpa den i en rad olika situationer och sammanhang samt för läsning av olika typer av texter i olika medier. Läsförståelsen innefattar även olika lässtrategier, som förmågan att söka efter information, liksom djupare reflektion och tolkning. Ramverket för läsning i PISA bygger på tre huvuddimensioner: *slag av text*, *läsprocess* och *sammanhang*, som har varit styrande vid utvecklingen av läsproven.

Definitionen av läsförståelse i PIAAC är identisk med definitionen i PISA (SCB 2013, s. 13; OECD, 2012b, s. 20). I PIAAC:s ramverk återfinns också i huvudsak samma tre huvuddimensioner som i PISA. Men det finns också skillnader mellan läsproven i PISA och PIAAC. I PIAAC tog huvuddelen av deltagarna läsproven via dator. Endast de som inte klarade eller önskade ta de datorbaserade proven gjorde dem med papper och penna (OECD, 2013). I PISA har en del av deltagarna i den senaste omgången genomfört digitala prov, men huvuddelen av PISA-proven har genomförts med papper och penna. En annan, och kanske viktigare skillnad, är att svarssätten skiljer sig åt. I PIAAC ges svaren i allmänhet genom att klicka på svarsalternativ eller genom att markera text. I PISA finns såväl flervalssuppgifter som uppgifter med öppna svar, men tyvärr är detta inte en explicit del av ramverket. I ramverket för läsning i PISA 2009 (OECD, 2009) hänvisas endast till att jämförelser över tid kräver att fördelningen av uppgifter med olika svarssätt är konstant över de olika mätomgångarna.

Lafontaine och Monseur (2009) noterade att könsskillnaderna till förmån för kvinnor var mycket större i PISA 2000 än i IEA:s Reading Literacy undersökning som genomfördes tio år tidigare (Elley, 1994). Medan det inte fanns några uppgifter i IEA-undersökningen som krävde mer omfattande öppna svar, var cirka 45 procent av uppgifterna i PISA av detta slag. Lafontaines och Monseurs (2009) analyser visade också att könsskillnaden var betydligt större i uppgifter med öppna svar. Eftersom det finns anledning att anta att svarssättet inte enbart påverkar könsskillnadens omfattning utan även andra jämförelser, som mellan elever med olika social och språklig bakgrund eller mellan olika länder, finns det anledning att vara försiktig vid tolkningen av jämförelser mellan resultat på PISA-prov och andra prov.

Matematik i PISA och PIAAC

Matematisk förmåga (*mathematical literacy*) definieras i PISA som förmågan att formulera, använda och tolka matematik i olika sammanhang. Detta inkluderar matematiska resonemang och användning av matematiska be-

grepp, procedurer, fakta och verktyg för att beskriva, förklara och förutsäga företeelser. PISA:s ramverk för matematik (se OECD 2013a, Skolverket, 2013) bygger på tre huvuddimensioner: innehåll, kontext, samt förmågor och processer. Tre olika svarssätt används i det pappersbaserade provet: öppna egenformulerade svar, slutna egenformulerade svar samt valbara svar. I det digitala provet som delvis används från PISA 2012 finns flera olika svarssätt.

Även för matematik är definitionen i PIAAC i stort sett identisk med den som anges i PISA, med fokus på användning av matematik i olika situationer i vuxenlivet. PIAAC:s ramverk är uppbyggt av fyra olika dimensioner, eller facetter. Tre av dessa motsvarar i stort de tre PISA-dimensionerna, medan den fjärde avser olika representationsformer för matematisk information, exempelvis symboler, bilder, grafer och text. Även när det gäller matematik finns sålunda stora likheter mellan ramverken för PISA och PIAAC. Men liksom för läsning framstår det som att PISA-proven ställer högre krav på omfattningen av skriftliga svar än vad som är fallet med PIAAC-proven.

Problemlösning i IT-miljö i PIAAC

PIAAC-provet i problemlösning i IT-miljö omfattar både det som beskrivs som datorkunskap (*computer-literacy*) och kognitiva färdigheter som behövs för att lösa problem. Syftet är inte att kartlägga kunskaper om IT-verktyg och applikationer som sådana, utan snarare att bedöma förmågan att använda dessa verktyg för att komma åt och använda information på ett effektivt sätt (SCB, 2013, s. 13).

DATA FRÅN PISA

I analyserna används data för de 20 länder som deltagit i samtliga fem hittills genomförda PISA-omgångar, och som dessutom deltog i PIAAC (se ovan). Sammantaget omfattar detta material 786 292 femtonåriga elever. Dock har endast de elever inkluderats som är födda i det land där de genomgått PISA-proven. Anledningen till detta är att analyserna i första hand syftar till att undersöka eventuella förändringar i grundskoleresultaten, och det är då rimligt att begränsa analyserna till att omfatta personer som deltagit i grundskolan. Det hade varit värdefullt om restriktionen hade kunnat utformas så att endast de uteslutits som kommit till landet efter skolstartsåldern, men i PISA 2000 saknas tyvärr uppgift om ålder för immigration. På detta sätt uteslöts 7,4 procent av eleverna i Sverige och 6,1 procent av eleverna i de övriga länderna, varefter 721 215 elever kvarstod. I tabell 2.1 presenteras deskriptiva uppgifter angående urvalet av individer och skolor.

Det kvarstående svenska urvalet omfattar drygt 4 000 elever i PISA

Tabell 2.1. Uppgifter angående deltagande individer och skolor i PISA 2000–2012.

	PISA 2000		PISA 2003–2006		PISA 2009–2012	
	Sverige	Övriga	Sverige	Övriga	Sverige	Övriga
Antal individer	4 013	107 923	8 266	273 037	8 487	319 489
Antal skolor	153	4 313	382	10 996	395	13 382
Elever/skola	26,2	25,0	21,6	24,8	21,5	23,9

2000 och drygt dubbelt så många i de två sammanslagna PISA-omgångarna. Det internationella jämförelsematerialet omfattar cirka 108 000 elever i PISA 2000 och cirka tre gånger så många i de sammanslagna PISA-omgångarna. Medelantalet elever uppgår till mellan 22 och 26 elever per skola. Avvikelsen från det gängse urvalet om 30 elever per skola förklaras delvis av kriteriet att endast elever födda i landet inkluderas i analyserna. Andra förklaringsfaktorer är bortfall av elever, och det faktum att vissa skolor inte har så många som 30 femtonåriga elever. Könsfördelningen var helt jämn i samtliga grupper.

Vi har också beräknat intraklasskorrelationen (ICC), som här är ett mått på omfattningen av skillnaderna i resultat i matematik och läsning mellan skolor. För jämförelseländerna uppgår dessa tal till mellan 0,36 och 0,42, vilket innebär att skoltillhörighet förklarar mellan 36 och 42 procent av variationen i elevresultat. För Sverige ligger ICC mycket lågt för den första omgången av PISA (0,05–0,07), men stiger sedan till cirka 0,15 för de två sista omgångarna. Denna ökning är ett uttryck för den ökande skolsegregationen i Sverige (Skolverket, 2012)².

² De höga ICC-värdena visar att klusterurvalet av skolor leder till stora förluster av precision, vilket gör det nödvändigt att ta hänsyn till effekterna av detta på det sätt som beskrivits i rutan "Den statistiska analysen" på sidan 21. Detta har också stor återverkan på skattningen av medelfelens storlek, som ökar med minst 50 procent då hänsyn tas till skolvariationen. Det ska dock betonas att de stora urvalen, och då särskilt i jämförelsegruppen, inte gör att den slumpmässiga variationen är någon betydande felkälla i PISA.

DATA FRÅN PIAAC

Vi går nu över till att mer kortfattat presentera det urval av data från PIAAC som vi kommer att använda. Som beskrivits ovan begränsar vi oss här till att utnyttja data från de tre åldersgrupperna 16–19, 20–24 och 25–29 år.

Totalt omfattar PIAAC 39 506 individer i det aktuella åldersintervallet för de länder som ingår i analysen. Av dessa var 3 534 (13,4 procent i Sverige och 8,8 procent i övriga länder) födda i ett annat land än det där PIAAC-proven genomfördes. Av samma skäl som redovisats ovan i anslutning till beskrivningen av PISA-data har dessa uteslutits från analyserna. Det totala antalet individer inkluderade i analyserna var 35 972. I tabell 2.2 redovisas antalet individer i de olika åldersgrupperna.

Det är ett lägre antal individer i åldersgruppen 16–19 år, vilket delvis har sin grund i att denna grupp endast omfattar fyra födelseår, mot fem i de övriga åldersgrupperna. Det finns dock också ett större antal deltagande i åldersgruppen 20–24 år än i åldersgruppen 25–29 år, vilket sannolikt förklaras av att bortfallet är mindre i den förra åldersgruppen. Det är också lätt att konstatera att antalet observationer är mycket mer begränsat i PIAAC än det är i PISA. I synnerhet för Sverige är antalet deltagande individer i PIAAC så lågt att det är viktigt att bevaka att observerade skillnader och effekter inte är orsakade av slumpen. Det finns en övervikt av kvinnor bland de deltagande i PIAAC, vilket dock bortfallsviktningen korrigerar för.

Resultat

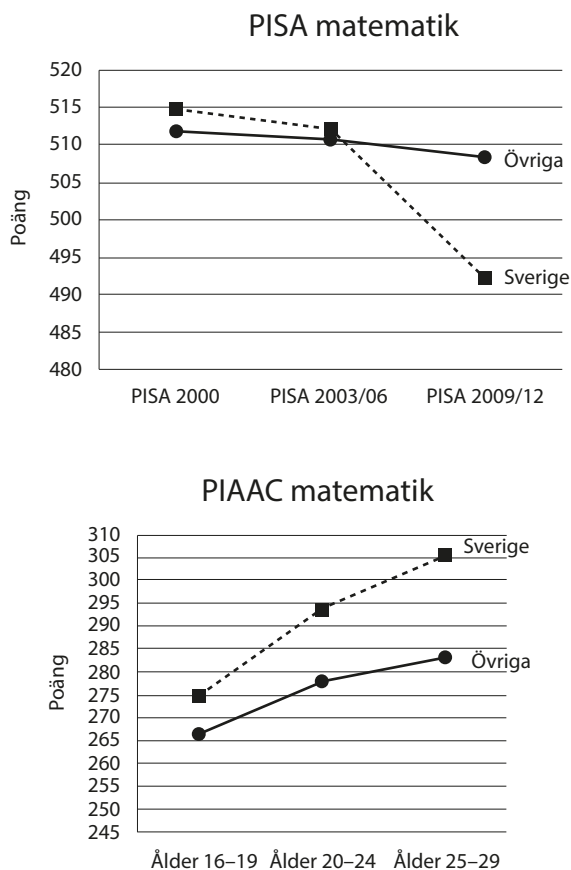
I detta avsnitt redovisar vi resultaten från jämförelser mellan analyser av PISA- och PIAAC-data. Vi presenterar först resultaten från analyser av hela materialet, och därefter med uppdelning efter kön.

Tabell 2.2. Antal deltagande individer från PIAAC.

	Ålder 16–19 år		Ålder 20–24 år		Ålder 25–29 år	
	Sverige	Övriga	Sverige	Övriga	Sverige	Övriga
Totalt	335	10 254	407	13 591	327	11 058
Kvinnor	181	5 118	205	6 876	170	5 826
Män	154	5 136	202	6 715	157	5 232

I figur 2.1 visas resultatutvecklingen i matematik för PISA, tillsammans med resultaten för de tre åldersgrupperna i PIAAC.

De två graferna ger, åtminstone vid en första anblick, mycket olika bilder av matematikresultaten. Detta har delvis sin grund i att PISA-grafen beskriver utvecklingen från år 2000 och framåt, medan PIAAC-grafen beskriver skillnader från den yngsta åldersgruppen till den äldsta – eller bakåt i tiden om man så vill. I PISA-grafen sammanfaller de svenska medelvärdena för PISA 2000 och PISA 2003/06 i stort sett med medelvärdena för de övriga länderna i jämförelsegruppen, medan medelvärdet för Sverige i PISA 2009/12 är 16 poäng lägre än medelvärdet för jämförelsegruppen.



Figur 2.1. Matematikresultat enligt PISA och PIAAC.

De elever som deltog i PISA 2009/12 är hämtade ur samma ålderskohorter som PIAAC-deltagarna i åldersgruppen 16–19 år. Vi borde då också även i PIAAC observera ett svenskt medeltal som är lägre än jämförelseländernas medeltal, men vi finner i stället att det svenska medeltalet är signifikant högre (9 poäng). Här finns sålunda en tydlig avvikelse mellan resultaten från PISA respektive PIAAC. Det är dock också intressant att notera att skillnaden i PIAAC-resultat till förmån för Sverige är betydligt större för åldersgruppen 20–24 år och ännu större för åldersgruppen 25–29 år. Om vi tolkar skillnaderna i matematikprestation mellan åldersgrupperna i PIAAC som orsakade av skillnader i kvaliteten på grundskoleutbildningen, så ger dessa resultat stöd åt hypotesen att PISA-nedgången 2009/12 är reell. Men eftersom PIAAC-resultaten för i synnerhet de äldre åldersgrupperna även påverkas av utbildning efter grundskolan, av arbete och andra faktorer, kan det också finnas alternativa förklaringar till dessa resultat.

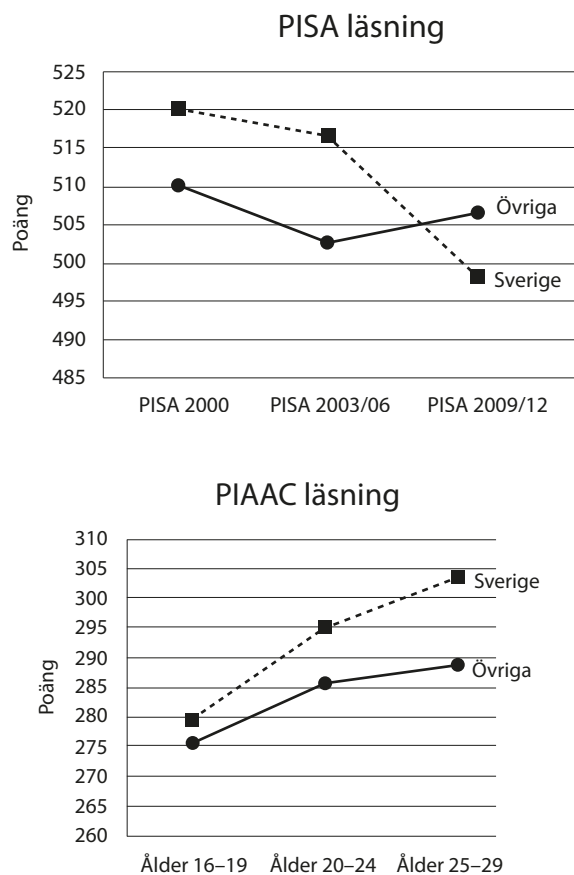
Sammanfattningsvis visar PISA och PIAAC upp ganska olika bilder av de svenska matematikresultaten. Den mest slående skillnaden är att de svenska resultaten enligt PIAAC ligger över det internationella genomsnittet medan de enligt PISA ligger på eller under det internationella genomsnittet. Samtidigt finns det åldersgruppsskillnader i PIAAC som verkar gå i samma riktning som förändringarna i PISA.

I figur 2.2 visas resultaten för läsning i PISA och PIAAC.

Enligt PISA har de svenska eleverna bättre resultat i läsning än jämförelseländerna fram till PISA 2009/12, då de svenska resultaten faller signifikant under det internationella medelvärde (-10 poäng). Denna förändring har framför allt sin grund i fallande svenska resultat men är delvis också orsakad av att det internationella medelvärde ökat mellan PISA 2003/06 och 2009/12. Läsresultaten enligt PIAAC sammanfaller i allt väsentligt med de ovan presenterade matematikresultaten – med ett något högre medeltal än det internationella medeltalet för åldersgruppen 16–19 år och med större skillnader till förmån för Sverige för de äldre åldersgrupperna.

Analys av standardiserade resultatskillnader

De resultat för matematik och läsning som presenterats ovan är svåra att överblicka och tolka. Anledningen är dels att resultaten i PISA och PIAAC uttrycks på olika skalor, dels att prestationsnivån för Sverige verkar vara relativt sett bättre i PIAAC än i PISA. För att kontrollera för både dessa faktorer har alla skillnader mellan Sverige och jämförelsegruppen inom PISA och PIAAC standardiserats genom omräkning till så kallade *d*-värden, som



Figur 2.2. Läsresultat enligt PISA och PIAAC.

är ett mått på storleken på en differens eller effekt.³

I tabell 2.3 presenteras en sammanställning av d -värden för skillnaderna i prestationer mellan Sverige och övriga länder. Dessa har beräknats separat för de tre åldersgrupperna i PIAAC och för de tre motsvarande grupperna av PISA-mätningar. Positiva värden anger högre resultat för Sverige.

För matematik ger PISA-mätningarna fram till 2006 ingen skillnad mellan de svenska resultaten och medelvärdet för jämförelseländerna (till exempel $d = 0,04$ för PISA 2000), men för PISA 2009/12 ligger de svenska

3 d -värden är standardavvikelseenheter, som beräknas genom division av medelvärdesdifferensen med ett vägt genomsnitt av standardavvikelsen inom grupperna.

resultaten signifikant under de övriga länderna ($d = -0,17$). I PIAAC har de svenska deltagarna i åldersgruppen 25–29 år ett betydligt högre resultat ($d = 0,42$). Resultaten för de svenska deltagarna i åldersgruppen 16–19 år är också högre än de övriga ländernas medelvärde ($d = 0,21$). Vi kan dock också konstatera att skillnaden i resultatdifferenserna för den yngsta och äldsta ålderskohorten i PIAAC ($-0,21$) är lika stor som skillnaden i resultatdifferenserna mellan den första PISA-mätningen och de två senaste PISA-mätningarna ($-0,21$). Anledningen till att det är svårt att upptäcka denna likhet i utfall i de två studierna är dels skillnaden i skalorna som används i de två studierna, dels de bättre svenska resultaten i PIAAC.

Vi har tidigare konstaterat att resultatbilden för läsning liknar den för matematik, men också att det finns vissa skillnader. För PISA 2000 och PISA 2003/06 är de svenska resultaten signifikant bättre än de internationella resultaten ($d=0,12$ för PISA 2000) medan de för PISA 2009/12 är signifikant sämre ($d=-0,07$). PIAAC visar på signifikanta skillnader till förmån för Sverige för samtliga tre åldersgrupper, men dessa ökar som en funktion av ålder ($d=0,13$ för åldersgruppen 16–19 år och $d=0,35$ för åldersgruppen 25–29 år). Intressant nog finner vi även här att differensen i resultat mellan den sista PISA-mätningen och den första PISA-mätningen ($-0,21$) är lika

Tabell 2.3. Prestationsskillnad mellan Sverige och övriga länder enligt PISA och PIAAC.

	PISA		PIAAC		Differens PIAAC–PISA
	d	t	d	t	
Matematik					
PISA 2009/12, PIAAC 16–19 år	-0,17	-7,54	0,21	3,39	0,38
PISA 2003/06, PIAAC 20–24 år	0,01	0,02	0,32	5,45	0,31
PISA 2000, PIAAC 25–29 år	0,04	1,61	0,42	5,56	0,38
Differens 2000–2012	-0,21		-0,21		
Läsning					
PISA 2009/12, PIAAC 16–19 år	-0,09	-3,75	0,13	2,08	0,23
PISA 2003/06, PIAAC 20–24 år	0,15	6,56	0,26	4,05	0,11
PISA 2000, PIAAC 25–29 år	0,12	4,29	0,35	4,70	0,23
Differens 2000–2012	-0,21		-0,22		

Not. Positiva differenser för d innebär högre resultat för Sverige.

stor som differensen i resultat mellan den yngsta och den äldsta åldersgruppen i PIAAC (-0,22). Dessutom sammanfaller dessa differenser med dem vi beräknat för matematik, så för både PISA och PIAAC är nedgången respektive skillnaden i matematik och läsresultat cirka $d=0,2$.

Skillnader och likheter i PISA- och PIAAC-resultaten

Det finns därmed en närmast häpnadsväckande överensstämmelse i resultaten från PISA och PIAAC när det gäller prestationsutvecklingen i den svenska skolan. Samtidigt är det lätt att i tabell 2.3 konstatera att den svenska resultatnivån generellt är högre i PIAAC än i PISA. I synnerhet gäller detta matematik där de svenska PIAAC-resultaten ligger 0,38 d över PISA-resultaten för både den yngsta/första gruppen och den äldsta/sista gruppen. För läsning är motsvarande skillnad 0,23 d . Det finns alltså både likheter och skillnader i de resultat som PISA och PIAAC får fram.

En möjlig förklaring till att de svenska deltagarna presterar relativt sett bättre i PIAAC än i PISA är att provens utformning skiljer sig åt och att de genomförs på olika sätt. Som framgår av beskrivningen av PISA- och PIAAC-proven ovan är visserligen både matematik- och läsproven utformade för att mäta i huvudsak samma kompetenser i de två undersökningarna. Vi har dock konstaterat att det finns en skillnad i det att PISA-proven i större utsträckning än PIAAC-proven kräver omfattande skriftliga svar på provuppgifterna. En annan skillnad är att PISA genomförs i skolan, under liknande former som gäller för andra prov, medan PIAAC genomfördes genom hemintervjuer och i allmänhet med hjälp av datorstöd. För eleverna är PISA-proven vad som brukar kallas *low-stakes*-prov, där resultaten inte har några direkta konsekvenser för de enskilda eleverna. Även PIAAC-proven är *low-stakes* men där bidrar möjligen intervjuarens personliga närvaro till att provtagaren anstränger sig mer vid provet. Den ekonomiska ersättning som utgår till PIAAC-deltagarna kan möjligen också haft en viss effekt på motivationen.

En annan möjlig förklaring tar sin utgångspunkt i att PIAAC-resultaten inte endast återspeglar de resultat som uppnåtts i grundskolan, utan även att deltagare i olika åldrar haft möjlighet att utveckla sina kompetenser bland annat genom studier och yrkesverksamhet. Men med tanke på att differensen mellan resultaten i PIAAC och PISA är relativt konstant för de olika åldersgrupperna är snarast de förklaringar som har med provens utformning och genomförande att göra mest rimliga.

Könsskillnader

I tabell 2.4 redovisas analyser av skillnader i resultatutvecklingen för män och kvinnor. Vi redovisar här endast resultat från analyserna av standardiserade skillnader. De d -värden som presenteras i denna tabell avser genomgående differenser mellan Sverige och övriga länder, där positiva värden anger högre resultat för Sverige.

För matematik är mönstret av skillnader i resultat mellan Sverige och övriga länder i huvudsak lika för män och för kvinnor. Men för varje PISA-omgång är skillnaden för gruppen av män mindre positiv än för gruppen av kvinnor. I PISA 2000 hade sålunda kvinnor i Sverige ett högre resultat än kvinnor i övriga länder, medan det inte fanns någon skillnad i resultat för svenska män och män från övriga länder. I PISA 2009/12 hade de svenska männen ett sämre resultat än män i övriga länder ($d = -0,23$). Detta gällde även för kvinnor, men med en mindre skillnad ($d = -0,10$). Skillnaden i resultatdifferens mellan PISA 2009/12 och PISA 2000 var dock i huvudsak densamma för män och kvinnor ($-0,23$ d respektive $-0,20$ d).

För PIAAC var skillnaden till Sveriges fördel signifikant för samtliga åldersgrupper. Skillnaden i resultatdifferens mellan åldersgruppen 16–19 år och 25–29 år var även för PIAAC i huvudsak densamma för män och kvinnor ($-0,23$ respektive $-0,26$).

Tabell 2.4. Jämförelser mellan Sverige och övriga länder för män och kvinnor, d -värden.

	PISA		PIAAC		Differens PIAAC–PISA	
	Män	Kvinnor	Män	Kvinnor	Män	Kvinnor
Matematik						
PISA 2009/12 , PIAAC 16–19 år	-0,23	-0,10	0,21	0,18	0,44	0,29
PISA 2003/06, PIAAC 20–24 år	-0,03	0,05	0,29	0,35	0,32	0,30
PISA 2000, PIAAC 25–29 år	0,00	0,10	0,44	0,45	0,44	0,35
	-0,23	-0,20	-0,23	-0,26	0,00	-0,06
Läsning						
PISA 2009/12 , PIAAC 16–19 år	-0,15	-0,04	0,15	0,11	0,30	0,14
PISA 2003/06, PIAAC 20–24 år	0,13	0,18	0,22	0,31	0,09	0,12
PISA 2000, PIAAC 25–29 år	0,10	0,15	0,33	0,40	0,23	0,25
	-0,25	-0,19	-0,18	-0,30	0,07	-0,11

Not. Positiva värden för d innebär högre resultat för Sverige.

Resultatbilden för läsning liknar den för matematik. Även här finns för PISA en tendens till att skillnaden för gruppen av kvinnor är mer positiv till Sveriges fördel än för gruppen av män. Förändringen av resultatdifferensen över tid är också något mer negativ för män (-0,25) än för kvinnor (-0,19).

Även PIAAC-resultaten för läsning pekar på vissa skillnader för män och kvinnor i skillnaderna mellan resultaten för Sverige och de övriga länderna. Interaktionen mellan land och kön i analysen var dock inte signifikant för någon av åldersgrupperna. Skillnaden i resultat mellan Sverige och de övriga länderna mellan den yngsta och den äldsta åldersgruppen var dock något större för kvinnor (-0,30) än för män (-0,18). Detta pekar på en relativt sett större försämring i läsning bland svenska kvinnor än bland svenska män enligt PIAAC, medan PISA-resultaten pekade på en större försämring för män än för kvinnor. På grund av de jämförelsevis små PIAAC-urvalen ska dock dessa trender tolkas försiktigt.

Vi går nu över till att granska könsskillnadernas omfattning enligt PISA och PIAAC. I tabell 2.5 uttrycker d -värdena genomgående skillnaden i prestation mellan män och kvinnor, och positiva värden visar på skillnad till förmån för män. I PISA finns inte några könsskillnader i matematikprestationer i Sverige, medan det bland övriga länder finns en tendens till bättre resultat i matematik för män ($d = 0,14$). I PIAAC är matematikresultaten något högre för män i både Sverige och övriga länder.

Tabell 2.5. Jämförelser mellan män och kvinnor i Sverige och övriga länder.

	PISA		PIAAC		Differens PIAAC-PISA	
	Övriga	Sverige	Övriga	Sverige	Övriga	Sverige
Matematik						
PISA 2009/12, PIAAC 16–19 år	0,13	0,00	0,12	0,15	-0,01	0,15
PISA 2003/06, PIAAC 20–24 år	0,14	0,06	0,18	0,13	0,05	0,07
PISA 2000, PIAAC 25–29 år	0,14	0,04	0,20	0,19	0,06	0,15
Läsning						
PISA 2009/12, PIAAC 16–19 år	-0,39	-0,50	-0,04	0,01	0,35	0,51
PISA 2003/06, PIAAC 20–24 år	-0,37	-0,42	0,00	-0,09	0,37	0,33
PISA 2000, PIAAC 25–29 år	-0,34	-0,39	-0,02	-0,10	0,32	0,29

Not. Positiva värden för d innebär högre resultat för män.

För läsning i PISA finns det en mycket stor och signifikant könsskillnad till förmån för kvinnor i både Sverige och övriga länder. I de senaste två PISA-omgångarna uppgår den till $d = -0,50$ i Sverige. Samtidigt kan vi konstatera att det inte finns någon könsskillnad alls i åldersgruppen 16–19 år i PIAAC, medan det finns smärre könsskillnader till förmån för kvinnor i de två äldre åldersgrupperna. Dessa senare skillnader var dock inte signifikanta.

De könsskillnader som presenterats ovan visar inte på några betydande avvikelser från det resultatmönster som vi fann i analysen av data för samtliga deltagare. Dock framträder i PIAAC ett något mer differentierat mönster av skillnader mellan könen. Det kan ha sin grund i att könsdifferentieringen vad gäller utbildning och arbetsmarknad ökar efter att den obligatoriska skolan upphört. Ett anmärkningsvärt resultat är dock den stora könsskillnaden till förmån för kvinnor i PISA:s läspröv. Detta kan vara en utvecklings- och erfarenhetsbetingad skillnad, som föreslås av Rosdahl (2014). Men det faktum att PIAAC:s läspröv inte visade på någon könsskillnad för åldersgruppen 16–19 år innebär snarare att de olika resultaten när det gäller könsskillnader kan föras tillbaka på skillnader i provens utformning.

Diskussion och slutsatser

Resultaten visar att den försämring av de svenska resultaten som PISA-undersökningarna demonstrerat under perioden 2000–2012 också återfinns som skillnader i prestationer mellan motsvarande ålderskohorter i PIAAC. Skillnaderna i PIAAC är av samma storlek som förändringarna i PISA, vilket pekar på att förändringar i skolresultaten vid 15 års ålder kvarstår oförändrade, i genomsnitt, åtminstone upp till 12 år efter grundskolans slut. För både matematik och läsning uppgår effekten till drygt 0,2 d i både PISA och PIAAC. Men det måste betonas att detta sannolikt är en underskattning som orsakas av den grova kategoriseringen av ålderskohorterna i PIAAC och av att de fem PISA-undersökningarna slås samman till tre grupper.

Det måste också betonas att alla analyser bygger på jämförelser mellan de svenska resultaten och resultaten för jämförelsegruppen bestående av de 19 länder som deltagit i PIAAC och i samtliga PISA-omgångar. Skattningarnas storlek påverkas av sammansättningen av denna grupp av länder, men de torde vara relativt robusta mot byte av enskilda länder. Eftersom metoden att använda en internationell jämförelsegrupp av länder för analys av skillnader i skillnader inte har använts tidigare i dessa sammanhang, finns

det dock ett stort behov av metodstudier i den fortsatta forskningen.

Resultatmönstret för matematik är detsamma för män och kvinnor, även om det finns skillnader i könsskillnadernas storlek mellan de två studierna. I huvudsak gäller detta även för läsning. Här finns dock enligt PIAAC tendenser till en större försämring i läsning bland svenska kvinnor än bland svenska män, vilket inte gäller för PISA. Dessa tendenser är intressanta att studera närmare i den fortsatta forskningen.

Den mest dramatiska könsskillnaden är dock att kvinnor har ett mycket bättre läsresultat än män enligt PISA (0,4–0,5 d), medan det inte för någon av åldersgrupperna finns någon signifikant könsskillnad i läsresultat för PIAAC. Lafontaine och Monseur (2009) har visat att kravet på omfattande skriftliga svar i PISA ger upphov till en stor resultatskillnad till fördel för kvinnor, som generellt har betydligt bättre skrivförmåga än män (se Willingham & Cole, 1997). Det är därför en rimlig slutsats att de stora resultatfördelarna för kvinnor i PISA har sin grund i att provet mäter både läs- och skrivförmåga, medan PIAAC-resultaten inte är påverkade av skrivförmåga. Denna skillnad i könsskillnadens storlek i PISA- och PIAAC-proven skapar oklarhet och förvirring. Ett exempel på detta är Rosdahls (2014) studie av individuella förklaringsfaktorer av förändringar i läsprestation mellan 15 och 27 års ålder. Rosdahl drog slutsatsen att män har en mer gynnsam utveckling av läsförmågan än kvinnor, när det i själva verket handlar om att det finns en stor könsskillnad till förmån för kvinnor i PISA:s läsprov, medan det inte finns någon könsskillnad i PIAAC:s läsprov.

Den innehållsliga huvudslutsatsen från vår studie så här långt är att de svenska resultatförsämringer som PISA visat på för matematik och läsning kvarstår i oförändrad omfattning, i genomsnitt, åtminstone 12 år efter avgången från grundskolan. Denna slutsats ger också stöd för hypotesen att det är möjligt att spåra förändringar i skolresultat i prestationsskillnader mellan olika ålderskohorter, vilket öppnar för möjligheten att utnyttja information från de övriga ålderskohorterna i PIAAC för att undersöka förändringar i kvaliteten i den grundläggande utbildningen. Vi går därför vidare med en sådan undersökning.

Resultatutvecklingen för Sverige och Finland enligt PIAAC

Huvudsyftet här är att försöka fastställa när resultatnedgången för den svenska skolan tog sin början. Det innebär att alla ålderskohorter, grupperade i femårsintervall, analyseras. Analysen begränsas dock inte till att omfatta Sverige, utan även Finland är inkluderat. Ett skäl för detta är att Finlands skolsystem är hyllat för sina goda kunskapsresultat, och då i synnerhet enligt PISA. Det är av stort intresse att försöka fastställa när den positiva utvecklingen tog sin början. Finland är också ett nordiskt land och information om utbildningssystem och andra förhållanden är relativt lättillgänglig, vilket gör det förhållandevis enkelt att jämföra Finland med Sverige.

METOD

Vi använder samma ansats som i den ovan rapporterade undersökningen, med jämförelser mellan Sverige och Finland å ena sidan, och de övriga PIAAC-länderna hopslagna till en jämförelsegrupp å andra sidan. Samma analysteknik har använts som i den ovan rapporterade studien.⁴

I tabell 2.6 presenteras antalet individer i de olika urvalen, antalet uteslutna utlandsfödda, och det antal som inkluderats i analysen. Av tabellen framgår att det finns en betydande variation i andelen utlandsfödda, såväl över länder som över år. I Finland varierar andelen utlandsfödda mellan 1 och 9 procent för de olika ålderskohorterna, och i Sverige mellan 10 och 25 procent. För jämförelseländerna är det mellan 7 och 15 procent som utesluts på grund av att de är födda i ett annat land än där de bodde då PIAAC-proven genomfördes. De finska urvalen är för samtliga åldersgrupper betydligt större än de svenska, och effekten av detta förstärks av att en större andel av det svenska urvalet utesluts.

RESULTAT

Nedan redovisas resultaten för matematik, läsning och problemlösning. I den mån det är möjligt jämförs också resultaten med de tidiga internationella undersökningar i läsning och matematik som genomförts av IEA.

4 Analyserna är baserade på samtliga 10 plausibla värden, med senatsvikter som summerar till den sammanlagda stickprovsstorleken. Förutom matematik och läsning har även det tredje PIAAC-provet, Problemlösning i IT-miljö, inkluderats i analyserna.

Tabell 2.6. Antal individer per land och åldersgrupp.

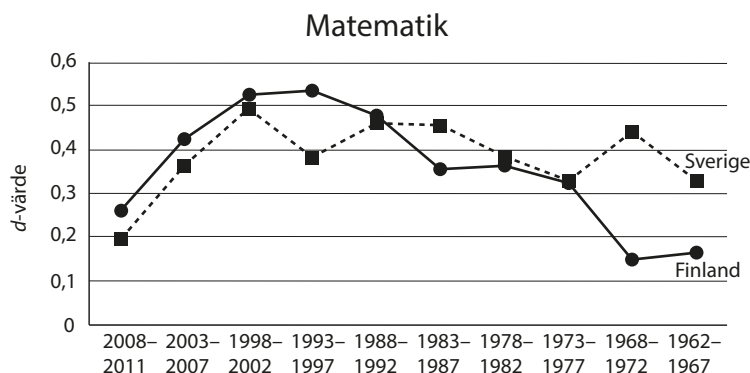
Sverige					Finland				Övriga länder			
Ålder	Urval	Utlands-födda	Inklu-derade	Inklu-derade (%)	Urval	Utlands-födda	Inklu-derade	Inklu-derade (%)	Urval	Utlands-födda	Inklu-derade	Inklu-derade (%)
16–19	389	54	335	86	422	11	411	97	10 597	754	9 843	93
20–24	453	46	407	90	473	26	447	95	14 243	1 099	13 144	92
25–29	392	65	327	83	491	25	466	95	12 046	1 454	10 592	88
30–34	411	104	307	75	553	26	527	95	11 913	1 842	10 071	85
35–39	424	90	334	79	480	42	438	91	12 648	1 889	10 759	85
40–44	442	85	357	81	491	34	457	93	13 217	1 816	11 401	86
45–49	479	78	401	84	579	22	557	96	13 424	1 571	11 853	88
50–54	447	84	363	81	544	23	521	96	12 834	1 300	11 534	90
55–59	419	60	359	86	642	17	625	97	12 434	1 052	11 382	92
60–65	613	73	540	88	789	4	785	99	14 326	1 029	13 297	93

Matematik

I figur 2.3 visas matematikresultaten för Sverige och Finland. För att underlätta tolkningen av resultaten anges i figuren det intervall av avgångsår från grundskolan eller motsvarande (16 års ålder) som svarar mot de olika ålderskategorierna.

Grafen visar differensen mellan de svenska respektive finska resultaten å ena sidan och det internationella medelvärdet å andra sidan. Figuren visar sålunda både skillnader i resultat mellan Sverige och Finland och dessa två länders resultat i den internationella jämförelsen. För samtliga åldersgrupper ligger de svenska resultaten över det internationella medelvärdet, även om det svenska försteget successivt minskar för de tre yngsta åldersgrupperna, som redan visats. De som gick ut grundskolan 1998–2002 har de högsta svenska resultaten och ligger cirka 0,15 *d* över den grupp som lämnade grundskolan 2003–2007, vars resultat i sin tur är cirka 0,15 *d* högre än för den grupp som lämnade grundskolan 2008–2011. Dessa resultatskillnader är fullt ut i överensstämmelse med PISA-resultaten.

Gruppen med avgångsår 1993–1997 har betydligt sämre resultat (-0,19 *d*) än de som lämnade grundskolan 1998–2002. Detta resultat är överraskande av två skäl. Det ena är att för de två föregående åldersgrupperna återgår de svenska resultaten i huvudsak till den tidigare höga nivån. Det andra skälet



Figur 2.3. Skillnader i matematikresultat (d-värden) i PIAAC för olika åldersgrupper i Sverige och Finland jämfört med ett internationellt medelvärde.

är att i TIMSS-undersökningen som genomfördes 1995 (Beaton m.fl., 1996) hade de svenska eleverna i årskurs 8 ett mycket gott resultat (540 poäng). Det svenska urvalet i årskurs 8 var dock bara hälften så stort som ett reguljärt urval, vilket kan ha bidragit till en slumpmässig överskattning av resultaten. För att få ett bättre underlag för att värdera detta är det intressant att jämföra med Finland, som har ett högt och jämnt resultat för de tre åldersgrupper som avgick mellan 1988 och 2002. Finland deltog inte i TIMSS 1995, men deltog med årskurs 7 i TIMSS 1999. I matematik hade de finska eleverna 520 poäng, medan de svenska eleverna i årskurs 7 hade 519 poäng. De svenska eleverna i årskurs 8 hade cirka 20 poäng högre resultat än de svenska eleverna i årskurs 7, och denna skillnad är närmast något mindre än vad resultatskillnaden mellan två årskurser brukar vara. Dessa jämförelser pekar därmed på att de svenska resultaten vid mitten av 1990-talet var i nivå med de finska, och att de svenska resultaten för årskurs 8 inte är överskattade jämfört med årskurs 7-resultaten. Snarare tycks de svenska PIAAC-resultaten vara underskattade för gruppen med avgångsår mellan 1993 och 1997. Det är framför allt kvinnor som har mycket svaga resultat medan avvikelsen från det förväntade är mindre för män. Som framgår av tabell 2.6 är detta den åldersgrupp där högst andel i det ursprungliga PIAAC-urvalet är utlandsfödda. Eftersom dessa är uteslutna ur analyserna kan det låga resultatet inte vara en effekt av immigrationen i sig. Det kan röra sig om en slumpeffekt i det lilla svenska urvalet, men skillnaden mellan det svenska

och det finska medelvärdet är dock signifikant.⁵

De svenska matematikresultaten för de grupper som lämnade grundskolan under perioden 1962–1988 är goda i internationell jämförelse, och i synnerhet för de två äldsta åldersgrupperna. Det finns dock anledning att tro att PIAAC-resultaten för de äldsta åldersgrupperna inte endast återspeglar skolresultat. De är även effekter av vuxenutbildning och andra tillfällen att utveckla matematikkunskaper, exempelvis i arbetslivet, som Sverige kan ha erbjudit i större utsträckning än andra länder.

De svenska PIAAC-resultaten för matematik kan kort sammanfattas så att de flesta åldersgrupperna har resultat som ligger en bra bit över den internationella medelnivån, men att de åldersgrupper som lämnat grundskolan några år in på 2000-talet och därefter har tydligt försämrade resultat.

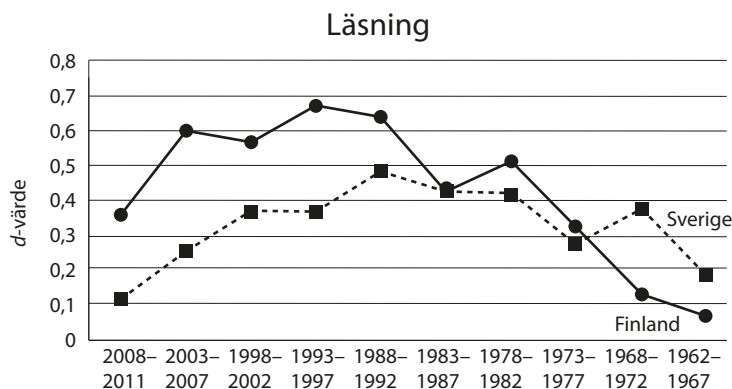
De finska resultaten sammanfaller i allt väsentligt med de svenska. Gruppen som lämnade grundskolan 1993–1997 presterar dock, som redan nämnts på samma nivå som de kringliggande åldersgrupperna, vilket kan tolkas som ytterligare stöd för hypotesen att de svaga svenska resultaten för motsvarande svenska grupp är en slumpeffekt. Vi kan också konstatera att för de två äldsta åldersgrupperna ligger de finska matematikresultaten endast marginellt över det internationella medelvärdet.

Läsning

Figur 2.4 presenterar på samma sätt som för matematik PIAAC-resultaten i läsning. Resultaten för läsning skiljer sig betydligt från resultaten för matematik, framför allt när det gäller skillnader mellan Sverige och Finland, där Finland har mycket höga resultat för alla de åldersgrupper som lämnade grundskolan från och med slutet av 1980-talet. Det är dock också intressant att konstatera att för de flesta åldersgrupper är även de svenska resultaten mycket goda i den internationella jämförelsen. Högst var de för de ålderskohorter som slutade grundskolan under perioden 1988–1992, där de svenska resultaten låg cirka 0,5 *d* över det internationella medelvärdet och de finska resultaten drygt 0,6 *d* över. Dessa resultat skulle kunna ha sin grund i det faktum att de finska och svenska skolsystemen försåg de elever som lämnade skolan runt 1990 med goda läsfärdigheter.

År 1991 genomförde The International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA) en undersökning av elevers läsförståelse i 32 länder (IEA RL; Elley, 1994). Sverige och Finland deltog med elever från

5 $\chi^2 = 5,62$. $p < .02$.



Figur 2.4. Skillnader i läsresultat i PIAAC för olika åldersgrupper i Sverige och Finland jämfört med ett internationellt medelvärde.

årskurs 3 och årskurs 8. Finland hade i båda dessa årskurser de i särklass bästa resultaten bland samtliga deltagande länder. Även Sverige hade mycket goda resultat, och var det tredje bästa landet. Bland de deltagande länderna fanns ett drygt 20-tal OECD-länder, och många av dessa ingår också i jämförelsegruppen av PIAAC-länder, vilket gör det rimligt att jämföra de svenska och finska resultaten med medelvärdet för denna grupp av länder. För eleverna i årskurs 8 låg de finska resultaten 0,48 *d* över det internationella medelvärdet, och de svenska 0,30 *d* över, medan motsvarande resultat för årskurs 3 var 0,73 *d* respektive 0,35 *d*. IEA RL visar sålunda att det är rimligt att hänföra de goda finska och svenska läsresultaten i PIAAC för gruppen som avgick från grundskolan under åren runt 1990-talets början till de mycket goda skolresultaten.

De elever som deltog i IEA RL i årskurs 3 lämnade grundskolan 1997. PIAAC-resultaten för de finska elever som lämnade grundskolan 1993–1997 var bättre än de för åldersgruppen som avgick från grundskolan 1988–1992, medan de var sämre för de svenska eleverna. Det är en rimlig hypotes att de förbättrade finska resultaten har sin grund i de utomordentligt goda resultat som de finska eleverna uppvisade redan i årskurs 3. Men eftersom urvalen är relativt små och åldersgrupperna grovt indelade är det svårt att hävda en bestämd slutsats om detta. Det är dock intressant att konstatera att för samtliga åldersgrupper som slutade grundskolan efter mitten på 1990-talet ligger de finska läsresultaten ungefär 0,2–0,3 *d* över de svenska.

För de åldersgrupper som gick ut grundskolan före 1988 är skillnaderna

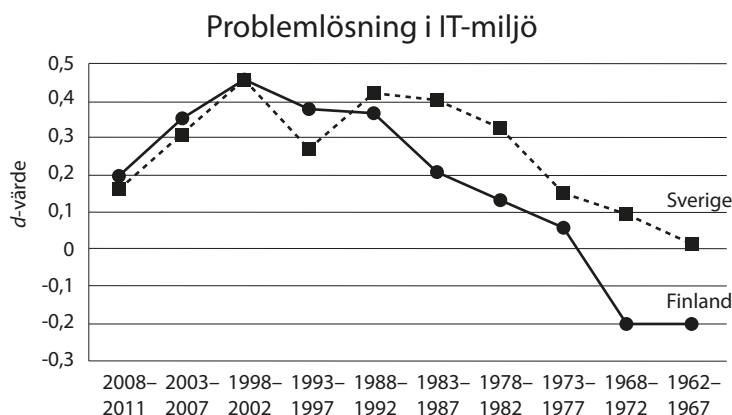
i läsresultat mellan Sverige och Finland små, och de skillnader som finns är till Sveriges fördel. I synnerhet gäller detta de åldersgrupper som slutade grundskolan före 1972, där Sverige har ett relativt stort försteg. Det är en intressant fråga om även denna skillnad kan hänföras till goda skolresultat. I den första internationella läsundersökningen, som genomfördes 1970, hade dock både svenska och finska 14-åringar resultat nära det internationella medelvärdet (Thorndike, 1973). Resultaten från denna jämförelse ger sålunda inte något stöd för att det skulle vara möjligt att knyta PIAAC-resultaten till skolresultaten för de äldsta åldersgrupperna, det vill säga i motsats till vad som tycks gälla för de yngre kohorterna. Detta kan ha sin grund både i kvalitets- och jämförelseproblem vad gäller denna komparativa pionjärundersökning, och i påverkan på läsförståelsen av olika former av vuxenutbildning och deltagande i arbets- och samhällsliv.

Den internationella jämförelsen visar att Finlands läsförståelseresultat i PIAAC är tydligt relaterade till avgångsår från grundskolan, med mycket goda resultat för de yngre kohorterna. För de äldsta ålderskohorterna är skillnaderna små, men från och med avgångna från 1973 finns ett tydligt resultatförsteg i den internationella jämförelsen. Det är dock först i och med de som avgick från 1988 och senare som den verkligt betydande skillnaden till Finlands fördel föreligger. De svenska resultatskillnaderna mellan de olika ålderskohorterna är inte lika stora som de finska. Icke desto mindre är det slående hur tydliga prestationsskillnaderna är mellan de grupper som lämnade grundskolan efter 1990, med en negativ förändring som är i det närmaste linjär, och som uppgår till drygt 0,1 *d* per femårsperiod.

Sammanfattningsvis kan vi dra slutsatsen att de svenska läsresultaten i PIAAC låg på en hög internationell nivå för de åldersgrupper som lämnade grundskolan fram till de första åren av 1990-talet, men att de visar en tydlig och successiv försämring för de åldersgrupper som lämnat grundskolan därefter. För Finland ökar snarare läsprestationerna successivt från den äldsta åldersgruppen fram till den yngsta, där det finns en nedgång från ett medelvärde som ligger mycket högt över det internationella medelvärdet, till ett medelvärde som fortfarande är högt över.

Problemlösning i IT-miljö

För problemlösningsprovet i PIAAC finns inga jämförelsemöjligheter med PISA eller andra internationella undersökningar, men det är ändå av intresse att jämföra resultaten för dessa färdigheter med resultaten för matematik och läsning. I figur 2.5 presenteras medelvärdesdifferenserna för Sverige och Finland gentemot det internationella medelvärdet.



Figur 2.5. Skillnader i resultat på problemlösning i PIAAC för olika åldersgrupper i Sverige och Finland jämfört med ett internationellt medelvärde.

För elever som gick ut från skolan under perioden 1988–2011 har Finland och Sverige praktiskt taget identiska resultat, även om den lägre resultatnivån för dem som gick ut 1993–1997 i Sverige, som vi noterade för matematik, återigen uppträder här. Vidare framträder här samma mönster av successivt lägre resultat för de tre yngsta åldersgrupperna som vi noterat tidigare för både matematik och läsning. För de äldre kohorterna, med avgång från grundskolan mellan 1962 och 1987, har Sverige bättre resultat än Finland. I den internationella jämförelsen faller resultaten för både Sverige och Finland i takt med stigande ålder hos individerna, från en hög nivå för dem som gick ut 1983–1987, till en nivå nära medelvärdet för de allra äldsta.

DISKUSSION

Den huvudfråga vi vill ha svar på i dessa analyser är när den svenska resultatnedgången började. För att vi ska kunna utnyttja PIAAC för att besvara denna fråga måste vi göra antagandet att skillnader i uppnådda resultat för olika åldersgrupper även i 2012 års tvärsnittsmätning återspeglar skillnader i skolresultat. För ålderskohorterna fram till 27 års ålder ger jämförelser med PISA gott stöd för att så är fallet, och för ålderskohorterna runt 32–37 år ger de två IEA-undersökningarna TIMSS och RL stöd åt PIAAC-resultaten. För de äldre kohorterna finns inga pålitliga jämförelsepunkter, och resultaten antyder att det här är nödvändigt att vara försiktig med tolkningar av resultatskillnader i termer av kvalitetsförändringar i den grundläggande utbildningen.

För läsning visar resultaten att de högsta svenska läsresultaten i den internationella jämförelsen uppnåddes av den åldersgrupp som lämnade grundskolan mellan 1988 och 1992 och som var mellan 35 och 39 år när PIAAC genomfördes. I IEA RL 1991 hörde också Sverige till de högst presterande länderna. Alla yngre åldersgrupper presterar i PIAAC sämre resultat än avgångna 1988–1992, och för dem som lämnade grundskolan under perioden 2008–2011 ligger resultaten marginellt över det internationella medelvärdet.

För matematik ser resultatbilden något annorlunda ut. De högsta resultaten i den internationella jämförelsen uppnås här av den åldersgrupp som lämnade grundskolan mellan 1998 och 2002, och som var mellan 25 och 29 år gamla när PIAAC genomfördes. Även för denna åldersgrupp är resultaten på hög internationell nivå, men för de yngre åldersgrupperna är resultaten sämre, och sämst är de för dem som lämnade grundskolan åren 2008–2011. Enligt PIAAC är dock matematikresultaten även för denna grupp högre än det internationella genomsnittet. Dessa resultat pekar sålunda på att resultatnedgången i matematik började ungefär 10 år efter att resultatnedgången började i läsning.

För problemlösning sammanfaller resultatnedgången med den för matematik, och även i övrigt liknar resultaten för problemlösning i huvudsak dem för matematik.

Avslutande diskussion

De resultat som framträder i de två studier som presenterats i detta kapitel pekar på att PIAAC kan ge ett genuint tillskott till beskrivningen av den svenska skolans resultatutveckling. Den första studien visar att den mycket uppmärksammade resultatförsämringen bland svenska 15-åringar från år 2000 som framkommit ur PISA-resultaten också återfinns i prestationsskillnader bland motsvarande ålderskohorter i PIAAC, åtminstone upp till 27 års ålder. Den andra studien, som enbart bygger på PIAAC-data, kompletterade med information hämtad från tidiga IEA-undersökningar, pekar på att resultatförsämringen i matematik tog sin början under de första åren av 2000-talet, medan resultatförsämringen i läsning började redan ungefär 1990.

FÖRKLARINGSMODELLER

Efter att vi konstaterat att resultatförändringarna går att belägga och att de är omfattande, återstår den viktiga frågan hur de kan förklaras. Det skulle

dock föra alltför långt att försöka besvara denna fråga här – det får den fortsatta forskningen göra. Det kan dock vara värt att ta upp några mer generella frågor om vilka slags förklaringsfaktorer som kan vara relevanta att söka bland. Det bör då först av allt noteras att även om vi här diskuterat skolresultat och resultatförsämringar i skolan, så är det inte endast kvalitetskillnader i skolans verksamhet som återspeglas i resultatskillnaderna mellan de olika kohorterna. Här kan också finnas effekter av förskola och förändrade uppväxtvillkor, exempelvis i form av massmedier, hälso- och sjukvård, urbanisering och demografiska förhållanden, för att endast nämna några.

En faktor som kan förväntas ha betydelse är immigration. I de analyser som redovisas här är första generationens invandrare uteslagna, eftersom de i allmänhet inte fått den grundläggande utbildningen i Sverige. Men andra och efterföljande generationers invandrare är inkluderade, och en förändrad befolkningssammansättning med avseende på kulturell och social bakgrund kan förväntas ha effekter på skolresultaten. Effekten av sådana förändringar går att studera med hjälp av data från bland annat PISA och PIAAC.

Det finns dock anledning att tro att de stora och snabba resultatförändringar som vi exempelvis ser i den positiva resultatutvecklingen i läsning i Finland från slutet av 1980-talet, och i den negativa resultatutvecklingen i Sverige under ungefär samma tid, går att knyta till förändringar i undervisningens genomförande och kvalitet. En hypotes är att den finska femåriga lärarutbildning som introducerades i anslutning till införandet av den finska grundskolan under slutet av 1970-talet och början av 1980-talet ligger bakom de finska resultatförbättringarna. Denna hypotes framstår dock som tivelaktig mot bakgrund dels av att resultatförbättringen inträffade endast ett fåtal år efter att den femåriga lärarutbildningen introducerats, dels av att effekten var så omedelbar och stark. Att ersätta en existerande lärarkår med nyutbildade lärare är tidskrävande, så om de förbättrade resultaten orsakats av förbättrad individuell lärarkompetens bör detta ha skett successivt och under lång tid. En alternativ hypotes är att de snabbt och dramatiskt förbättrade finska läsresultaten vid 1990-talets början har sin grund i den specialundervisning som byggdes upp i anslutning till införandet av den finska grundskolan. En stor del av denna fokuserades på läs- och skrivsvårigheter som klassläraren diagnosticerat under det första skolåret, och som läraren inte själv kommit till rätta med. Detta system var fullt utbyggt vid mitten av 1980-talet (Ihatsu & Savolainen, 1995; Niemi, 2014), vilket tidsmässigt stämmer väl med att det fått effekt vid 1990-talets början. Detta är en hypotes som är intressant att undersöka närmare i den fortsatta forskningen.

En annan hypotes är att de förändringar i läroplaner och i skolans orga-

nisation och styrning som genomfördes i Sverige under början och mitten av 1990-talet påverkat undervisningens utformning negativt. Mindre lärarledd undervisning och större betoning av elevers eget arbete kan exempelvis ha medverkat till de försämrade resultaten i matematik. De förändringar i läraryrket, inklusive löne- och arbetsvillkor som organisationsförändringarna medfört, kan också ha lett till att läraryrket blivit mindre attraktivt och att lärarutbildningen försämrats, med försämrad rekrytering som följd. Det är dock intressant att notera att den svenska resultatförsämringen i matematik från början av 2000-talet haft en parallell i Finland, och där har de faktorer som nämnts för Sverige inte funnits med. Det behöver givetvis inte vara samma omständigheter som orsakat nedgången i Finland, men det framstår angeläget att söka identifiera dessa.

Eftersom många av förändringarna skedde vid ungefär samma tidpunkt är det också svårt att separera effekten av de olika förklaringsfaktorerna. Men det faktum att PIAAC gör det möjligt att mer bestämt ringa in när förändringar har ägt rum kan bidra till att underlätta värderingen av olika förklaringsfaktors rimlighet. Den rika tillgången på information i PIAAC om bland annat deltagarnas bakgrund, utbildning och yrkesverksamhet bidrar också till att stärka möjligheterna att pröva hypoteser om olika förklaringar.

Det bör dock påpekas att för de äldsta ålderskohorterna är det inte rimligt att tro att de kunskaper och färdigheter som mäts i PIAAC i särskilt hög grad är bestämda av skolresultaten. De mycket goda resultaten för de två äldsta ålderskohorterna i Sverige, som blev 16 år 1962–1972, är förmodligen snarare effekter av vuxenutbildning än av den grundläggande skolutbildningen, en hypotes som torde vara relativt enkel att undersöka med hjälp av PIAAC-data. Tidigare forskning har dock visat på positiva effekter av införandet av grundskolan i Sverige under 1960-talet (Meghir & Palme, 2005), och i Finland under 1970-talet (Kerr, Pekkarinen & Uusitalo, 2013). Det vore därför av stort intresse att undersöka riktade hypoteser om kort- och långtidseffekter av införandet av en nioårig sammanhållen grundskola med hjälp av PIAAC-data. Sådana frågor är för övrigt mycket aktuella, eftersom den ökande segregeringen och differentieringen i den svenska grundskolan gör att den i vissa avseenden och i viss utsträckning innebär en återgång till ett organisatoriskt differentierat skolsystem.

FRAMTIDA FORSKNING

Den metod som vi här har använt för att studera resultatförändringar bygger genomgående på jämförelser med en internationell referensgrupp. Ett problem med denna relativa ansats är att resultaten påverkas av referens-

gruppens sammansättning, vilket gör att storleken på effektskattningarna också blir relativa. I detta fall har det dock varit möjligt att utnyttja den mycket stora mängd data som finns tillgänglig i både PISA och PIAAC för att identifiera en stor grupp av länder som det är intressant att jämföra Sverige med, och där samma grupp av länder ingick i analyserna av både PISA och PIAAC. Det behöver dock utredas närmare hur robusta dessa jämförelser är mot förändringar i sammansättningen av jämförelsegruppen. Denna fråga aktualiseras om man önskar göra analyser med en mindre grov indelning av ålderskategorierna, exempelvis på årsnivå, eftersom den mer detaljerade åldersinformationen endast finns tillgänglig för en del av länderna. Frågan aktualiseras också om man önskar göra mer systematiska jämförelser med TIMSS, där endast vissa av länderna som ingått i PIAAC har deltagit.

En annan konsekvens av användningen av en referensgrupp är att förändringar som är gemensamma för alla länder inte blir synliga. Den stora åldersrelaterade förändringen i kunskaper och färdigheter som finns i alla länder är sålunda inte synlig i de resultat som presenterats här. I samtliga länder finns en ökning av nivån på kunskaper och färdigheter från 16 år upp till ungefär 30 års ålder, och ökningen är i huvudsak orsakad av deltagande i utbildning. Det faktum att denna ökning inte syns, betyder givetvis inte att omfattningen av utbildning inte har betydelse, utan att denna huvudsakligen är densamma för alla länder. Det är dock rimligt att tro att precisionen i analysresultaten kan ökas genom att antal utbildningsår inkluderas i analysen. Eventuellt kan även andra kontrollvariabler inkluderas.

SKILLNADER MELLAN PISA OCH PIAAC

Det finns också anledning att diskutera skillnaderna i de resultat som framkommer ur data från PISA och PIAAC. Visserligen ger de två studierna en samstämmig bild av de relativa resultatförändringarna för Sverige. Men i synnerhet för matematik utfaller resultatjämförelserna mellan Sverige och Finland mycket olika, och detta gäller också jämförelser mellan de svenska och de internationella resultaten. I PIAAC är resultatskillnaderna mellan Sverige och Finland marginella för de tre yngsta ålderskategorierna, och både Finland och Sverige har för samtliga åldersgrupper resultat som ligger över det internationella medelvärdet. I PISA har Finland betydligt bättre resultat än Sverige: medan de finska resultaten ligger betydligt över det internationella medelvärdet ligger de svenska resultaten på eller under det internationella medelvärdet.

Dessa resultatskillnader har sin grund i att trots att PISA- och

PIAAC-proven i teorin är utformade för att mäta samma kompetenser finns det skillnader i provens faktiska utformning som får stort genomslag i skillnaderna mellan länderna. PISA-proven genomförs med papper och penna och kännetecknas av att en stor andel av uppgifterna kräver att eleverna själva formulerar utförliga skriftliga svar. PIAAC-proven är datorbaserade, och i dessa prov svarar deltagarna på uppgifterna på en mängd olika sätt, men inte genom omfattande textproduktion. Vi har redan hänvisat till Lafontaine och Monseur (2009) som har visat att kravet på omfattande skriftliga svar i PISA:s läsprov ger upphov till en stor resultatskillnad till fördel för kvinnor, som generellt har bättre skrivförmåga än män. De tydliga skillnaderna i matematikresultat för Sverige och Finland i PISA å ena sidan och i PIAAC å andra sidan har förmodligen också sin grund i att PISA:s matematikprov ställer krav på skrivande, vilket inte PIAAC:s matematikprov gör. Det faktum att PIAAC-proven är datorbaserade kan givetvis medföra att skillnader i datorerfarenhet slår igenom i provresultaten, men det finns ingen anledning att tro att detta skulle förklara de finska elevernas relativt sett sämre resultat i PIAAC än i PISA.

Att Finland resultatmässigt är ett av de mest framstående länderna i alla tre PISA-proven har sålunda delvis sin grund i den finska överlägsenheten i läsning och skrivning, vilket ger god poängmässig utdelning även i proven i matematik och naturvetenskap. Mer generellt finns det naturligtvis även andra länder som gynnas eller missgynnas av PISA-provens utformning. De systematiska effekter av provens utformning som framträder så tydligt i dessa jämförelser mellan PISA och PIAAC framstår som djupt problematiska. Det är därför angeläget att omfattningen och konsekvenserna av dessa analyseras mer ingående.

Referenser

- Beaton, A.E., Mullis, I.V.S., Martin, M.O., Gonzalez, E.J., Kelly, D.L. & Smith, T.A. (1996), *Mathematics Achievement in the Middle School Years: IEA's Third International Mathematics and Science Study (TIMSS)*. Chestnut Hill, MA: Boston College.
- Cliffordson, C. & Gustafsson, J.-E. (2008), "Effects of age and schooling on intellectual performance: Estimates obtained from analysis of continuous variation in age and length of schooling", *Intelligence*, 36(2), s. 143–152.
- Elley, W.B. (red.) (1994), *The IEA study of reading literacy: Achievement and instruction in thirty-two school systems*. Pergamon Press.
- Ihatsu, M. & Savolainen, H. (1995), "Special Education in Finland: Systems, History and Current Issues", *Australasian Journal of Special Education*, 19(1), s. 45–52.

- Kerr, S.P., Pekkarinen, T. & Uusitalo, R. (2013), "School tracking and development of cognitive skills", *Journal of Labor Economics*, 31(3), s. 755–602.
- Lafontaine, D. & Monseur, C. (2009), "Gender gap in comparative studies of reading comprehension: To what extent do the test characteristics make a difference?", *European Educational Research Journal*, 8(1), s. 69–79.
- Meghir, C. & Palme, M. (2005), "Educational reform, ability, and family background", *American Economic Review*, 95(1), s. 414–424.
- Muthén, L.K. & Muthén, B.O. (1998–2012), *Mplus User's Guide*. Sjunde upplagan. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Niemi, P. (2014), Personlig kommunikation, 2014-08-15.
- OECD (2009), *PISA 2009 Assessment Framework: Key Competencies in Reading, Mathematics and Science*. Paris: OECD Publishing.
- OECD (2010), *Pathways to Success. How Knowledge and Skills at Age 15 Shape Future Lives in Canada*. OECD Programme for International Student Assessment.
- OECD (2012a), *Learning beyond Fifteen. Ten Years after PISA*. OECD Programme for International Student Assessment.
- OECD (2012b), Literacy, Numeracy and Problem Solving in Technology-Rich Environments: Framework for the OECD Survey of Adult Skills. Paris: OECD Publishing.
<http://dx.doi.org/10.1787/9789264128859-en>
- OECD (2013a), *PISA 2012 Assessment and Analytical Framework: Mathematics, Reading, Science, Problem Solving and Financial Literacy*. Paris: OECD.
- OECD (2013b), *Technical Report of the Survey of Adult Skills (PIAAC)*. Paris: OECD.
- Rosdahl, A. (2014), *Fra 15 år til 27 år. Pisa 2000-eleverne i 2011/12*. Rapport 14:13. København: SFI.
- SCB (2013), "PIAAC – Den internationella undersökningen av vuxnas färdigheter", Rapport 2013:2. Statistiska Centralbyrån.
- Skolverket (2013), "PISA 2012: 15-åringars kunskaper i matematik, läsförståelse och naturvetenskap", Rapport 398. Stockholm: Skolverket.
- Skolverket (2012), "Likvärdig utbildning i svensk skola? En kvantitativ analys av likvärdighet över tid", Rapport 374. Stockholm: Skolverket.
- Thorndike, R.L. (1973), *Reading comprehension education in fifteen countries*. Stockholm: Almqvist & Wiksell.
- Willingham, W.W. & Cole, N.S. (1997), *Gender and fair assessment*. London: Lawrence Erlbaum.

3. Ungdomsutbildningens betydelse för utveckling av kognitiva färdigheter och arbetsmarknadsetablering senare i livet

Mats Myrberg

De senaste tjugofem åren har inneburit stora förändringar på såväl den svenska ungdomsarbetsmarknaden som för skolan i Sverige. Arbetslöshetstalen, som under 1980-talet var exceptionellt låga i ett europeiskt perspektiv, steg dramatiskt under de följande tio åren. Detta drabbade särskilt den ungdomsgeneration som lämnade skolan under 1990-talet. Fram till 1991 låg arbetslöshetstalen för 16–24-åringar i Sverige under 8 procent. De följande åren steg andelen arbetslösa i den åldersgruppen till över 25 procent. Efter en trendmässig nedgång fram till början av 2000-talet steg arbetslöshetstalen sedan åter till nivåer mellan 20 och 25 procent, med en arbetslöshetsrisk nära tre gånger risken för arbetskraften totalt (Oscarsson 2013).

Under 1990-talet förändrades det svenska skolsystemet i grundläggande avseenden. Från att ha varit ett system med starkt centraliserad styrning togs under 1990-talet en rad skolpolitiska beslut i riktning mot stark decentralisering. Den ekonomiska kris som låg bakom den negativa arbetsmarknadsutvecklingen drabbade samtidigt skolsystemet med full kraft. Lärartätheten i grundskolan sjönk drastiskt under 1990-talet samtidigt som andelen obehöriga lärare ökade kraftigt (Andersson 2007). Samma generation som drabbades av den svåra arbetsmarknadssituationen från och med finans-

kraschen på 1990-talet drabbades också av resursneddragningar i skolan under 1990-talet.

Medan såväl arbetsmarknadsetablering för 16–24-åringar som kunskapsutveckling bland 15-åringar ägnats stor uppmärksamhet i forskning och samhällsdebatt, har de samlade effekterna av förändringar på arbetsmarknaden och i skolsystemet för ungdomars kunskaps- och färdighetsutveckling inte beskrivits i svensk forskning. PIAAC 2012 öppnar möjligheter att ge en sådan samlad beskrivning. I detta kapitel undersöks om, och i så fall hur, förändringar på arbetsmarknaden och i skolsystemet sedan 1990-talet påverkat unga vuxnas arbetsmarknadsetablering och kunskapsutveckling.

I ett inledande avsnitt ges en beskrivning av utbildningspolitiska beslut (framför allt kopplade till den så kallade decentraliseringsreformen) som kan antas ha haft betydelse för resultatutvecklingen i skolsystemet. Därefter följer en genomgång av uppföljnings- och utvärderingsstudier av såväl 1990-talets skolpolitiska beslut som ungdomars arbetsmarknadsetablering. I avsnittet ”Metod och data” beskrivs metodansats och dataunderlag. Jämförelser mellan resultaten i PIAAC för ungdomsgenerationer födda från 1970-talet fram till 1990-talet är en utgångspunkt i studien. I resultatavsnittet beskrivs sysselsättnings- och lärandeförhållandena för de aktuella ungdomsgenerationerna samt hur erfarenheter i dessa avseenden inverkar på kunskaper och färdigheter i PIAAC 2012.

Utbildningspolitiska beslut som kan antas ha påverkat PIAAC-resultaten

Efter de genomgripande reformerna av grundskolans och gymnasieskolans läroplaner i slutet av 1960- och början av 1970-talet (Lgr69 respektive Lgy70) utmärktes 1980-talet av stabilitet och relativt få förändringar i utbildningspolitiken. De ambitioner som fanns i 1978 års gymnasieutredning att ”grundskolifiera” gymnasieskolan enligt principen om uppskjutna val kom till exempel aldrig att förverkligas. Lärarutbildningen hade i stora drag samma uppbyggnad från lärarutbildningsreformen 1967 fram till nästa reform 1988. Under hela detta skede gällde Skolöverstyrelsens normalstudieplan för klasslärarutbildningen enhetligt över hela landet med över 2 000 timmar schemalagd undervisning under loppet av två år (att jämföra med senare lärarutbildning med mindre än hälften av detta schemalagda timtal), inklusive praktik om cirka 900 timmar (Myrberg 2005). Lärare som examinerades enligt 1967 års lärarutbildningsreform dominerade lärarkåren i

årskurs 1–6 på 1980- och 1990-talen. Ämneslärarkåren, särskilt då med No/Matematikinriktning hade samtidigt ett stort inslag av fortbildade folkskollärare. År 1977 inordnades lärarutbildningen i högskolans organisation utan större innehållsmässiga förändringar av klasslärarutbildningen.

I och med lärarutbildningsreformen 1988 avskaffades klasslärarutbildningen till förmån för ett ämneslärarsystem (men klasslärarsystemet bibehölls ändå i grundskolan, vilket innebär att ämnesobehörigheten gradvis blev ett problem). Akademiseringen av klasslärarutbildningen tog fart i och med 1988 års reform, med stärkt ställning för ämnesstudier och försvagad ställning för metodik och praktik.

Speciallärarutbildningen avskaffades 1988 och ersattes av specialpedagogutbildning med fyra inriktningar (komplicerad inläring, syn, hörsel, särskola). År 1998 slogs inriktningarna samman till en enda. Högskoleverket drog i sin utvärdering av den sammanslagna specialpedagogutbildningen slutsatsen att specialpedagogernas elevinriktade arbetsuppgifter försummats i högskolornas lokala utformning av utbildningen (Högskoleverket 2006).

Från och med läsåret 1982/83 började den nya läroplanen Lgr80 att gälla. Lgr80 utgjorde ett led på vägen mot ökad lokal frihet. Samtidigt framhölls temastudier på bekostnad av ämnesstudier (SOU 2014:5). Eleverna förväntades i förment ”deweyansk”¹ anda ta ansvar för sitt eget lärande.

1990-TALET S SKOLREFORMER

”Ansvarspropositionen” 1989 decentraliserade ansvaret för skolan till kommunerna, med målstyrning i stället för innehållsstyrning. Som en konsekvens övergick man i kursplanerna till att (i tämligen allmänna termer) ange mål i stället för kursinnehåll. Staten tog flera steg tillbaka när det gäller ansvaret för skolan. Lärarna blev kommunalanställda. Kommunerna fick själva fritt disponera det som tidigare var ändamålsbestämda statliga anslag för skolan, även för ändamål utanför skolans område. Ändringar i kommunalagen 1991 gjorde det möjligt att inordna skolfastigheterna under kommunala bolag (som då inte lyder under skollagen). Skolverket, som ersatte Skolöverstyrelsen som statens myndighet för styrning av skolan, höll en mycket låg profil gentemot kommunerna (”Stanna vid kommungränsen” – ett motto

¹ John Dewey, amerikansk reformpedagog som inspirerade grundskolereformen i Sverige. Hans princip om ”learning-by-doing” har dock övertolkats och förvanskats i pedagogisk praktik och debatt.

jag ofta mötte som ett av Skolverkets undervisningsråd på 1990-talet), med villrådighet från såväl skolhuvudmän som lärare om hur den nya läroplanen skulle tolkas som resultat (SOU 2014:5).

Ett nytt betygssystem började efter en intensiv period med utveckling av lokala kursplaner och mål att gälla från och med 1997 (SCB 1999) med nya regler för behörighet till gymnasiestudier. Rektorerna blev enhetschefer (inte sällan med annan bakgrund än läraryrket) med ett uttalat ekonomiskt resultatansvar, men ett betydligt otydligare pedagogiskt resultatansvar. ”Friskole- och valfrihetsreformerna” 1991 hade liten effekt på friskoleetablering under 1990-talet, men stark effekt på 2000-talet – 10 procent av grundskoleeleverna och 22 procent av gymnasieeleverna gick i fristående skolor 2009. Två av tre fristående skolor drivs nu i aktiebolagsform. En tre-årig yrkesutbildning i gymnasieskolan infördes 1991 med kurssystem och kursbetyg i allmänna ämnen på alla linjer.

Nya läroplaner för grundskolan och gymnasieskolan (Lp094 respektive Lfp94) började gälla från och med läsåret 1996/97, men med en mycket blygsam lärarfortbildningsinsats i anslutning till genomförandet. De nya läroplanerna angav inget centralt innehåll som tidigare läroplaner gjort. I stället angavs ”uppnående- och strävansmål”, vilket ledde till stor vilsenhet i lärarkåren. Fokus i det nya absoluta betygssystemet kom att ligga på Godkänt i både grundskolan och gymnasieskolan. Från och med slutet av 1990-talet uppträdde en systematisk betygsinflation i grundskolan (SOU 2014:5, s. 224) samtidigt som konkurrensen om elever mellan skolor blev påtaglig. Parallellt med betygsinflationen kunde man också se en negativ trend i PISA-resultaten.

Från 1990-talet beslutar staten om tidsbegränsade lärarfortbildningsinsatser (exempelvis ”Ylvapengar” och ”Wärnersonpengar”) för att markera den statliga närvaron i utbildningspolitiken. Insatserna genomfördes utan utvärderingsambitioner och utan påvisad effekt på elevresultaten (SOU 2013:30, s. 139; Andersson 2007, s. 22). Strategin fortsatte under 2000-talet i form av kunskapslyft, lärarlyft och andra satsningar.

2000-TALETS SKOLREFORMER

Med lärarutbildningsreformen 2001 fortsatte akademiseringen av lärarutbildningen med ämneslärarsystem ned på lågstadiet. En lärarexamen med gemensam pedagogisk kärna och större elevåldersspann i inriktningar infördes. Lärosätena och studenterna styrde utformningen av utbildningen med stor heterogenitet som följd. Under perioden 2002–2011 fanns 26 olika lärarutbildningar med samma examensbeteckning. Ett antal lokalt utveck-

lade kurser i systemet har visat sig inte berättiga till den lärarlegitimation som introducerades 2011.

År 2008 tillkom den statliga Skolinspektionen samtidigt som Myndigheten för skolutveckling (som tillkom 2003) utvecklades utan att ha lämnat synbara spår i skolans utveckling.

Sammanlagt rör det sig om ett brokigt raster av reformer² som beslutats och implementerats under fyrtio år från 1970-talet och framåt. Det förefaller inte som om reformerna anvisar en tydlig och samlad färdriktning för skolhuvudmän, lärare, elever och föräldrar. På flera punkter kan man tvärtom anta att besluten i den mån de samverkat haft en negativ inverkan på skolresultaten.

Uppföljning och utvärdering av 1990-talets reformbeslut

De stora kunskapsmätningarna i OECD:s och IEA:s regi har i stort sett använts för internationella kunskapsjämförelser, sällan för att belysa effekter av reformer eller förändringar i skolsystem. De genomgripande reformerna under 1990-talet åtföljdes inte heller av något systematiskt forsknings- eller uppföljningsprogram. Den svenska skolforskningen bantades tvärtom kraftigt som en del av decentraliseringsarbetet. De nationella utvärderingar som genomfördes 1992–2003 i Skolverkets regi utformades för att värdera skolans måluppfyllelse, inte för att belysa reformeffekter.

I några avseenden har uppföljning och utvärdering kunnat visa på negativa konsekvenser av reformbesluten, exempelvis när det gäller införande av treåriga yrkesprogram (Hall 2009, a.a.) och övergången från relativa till målrelaterade betyg (Björklund m.fl. 2010).

En bestående följd av de återkommande arbetslöshetstopparna för ungdomar sedan början av 1990-talet är att arbetsmarknadseffekter av skolpolitiska beslut blivit ett viktigt utvärderingskriterium. Mot denna bakgrund har exempelvis den skolförlagda svenska yrkesutbildningen ifrågasatts

2 Observera att "skolreformer" inte bara är läroplansreformer. Valfrihets- och decentraliseringsreformerna finns med i resonemanget ovan, men det finns även andra faktorer som har betydelse. Under de senaste dryga tjugo åren har betygssystemet förändrats, lärarutbildningsreformer trätt i kraft och system för lärarfortbildning förändrats. Vidare har lärarutbildningens attraktionskraft förändrats. Dessa faktorer kan i sig, eller tillsammans med läroplansreformer, omedelbart eller med fördröjning påverka skolans resultat påtagligt.

(Olofsson 2014). Ligger en del av orsakerna till den höga ungdomsarbetslösheten i Sverige på lösningen med skolförlagd yrkesutbildning? Ett stort antal vetenskapliga studier, såväl i Sverige som internationellt, har belyst ungdomsarbetslöshet och politiska beslut om åtgärder till stöd för arbetslösa ungdomar, inklusive skolpolitiska beslut. Studierna har oftast speglat konsekvenser av ungdomsarbetslöshet i termer av etablering på arbetsmarknaden. Konsekvenser för löneutveckling har också belysts. Medan lönepremien för utbildning avtagit kraftigt under efterkrigstiden fram till 1990-talet för att därefter öka svagt, har ”sysselsättningspremien” av utbildning, det vill säga den ökade sannolikheten att vara sysselsatt till följd av utbildning, fortsatt att minska (Björklund m.fl. 2010, a.a.).

Ett antal studier har belyst konsekvenser av organisatoriska förändringar i skolsystemet för elevernas etablering på arbetsmarknaden. Institutet för arbetsmarknads- och utbildningspolitisk utvärdering (IFAU) redovisar i en stor genomgång av ekonomisk och pedagogisk forskning arbetsmarknads-effekter av utbildningspolitiska beslut i Sverige sedan 1950-talet (Björklund m.fl. 2010, a.a.). Man konstaterar att det ”saknas studier [...] som på ett trovärdigt sätt mäter orsakssamband mellan kunskapsmätt och arbetsmarknadsutfall” (a.a., s. 120). Vidare säger man att kognitiva och icke-kognitiva förmågor i samspel är viktiga för att förklara individers arbetsmarknadssituation (a.a., s 123). Som huvudförklaring till nedgången i de svenska resultaten i de internationella kunskapsmätningarna sedan 1995 för man fram förändrade arbetsformer i skolan – förändringar som inneburit ett mindre strukturerat och lärarlett arbetssätt. Lärarkompetens bedöms enligt flera studier, som refereras i översikten, vara den faktor som har störst betydelse för elevernas resultat. Ändå är lärarkompetensens bidrag för att förklara variation i elevresultat tämligen blygsamt (mellan 5 och 25 procent av den förklarade variansen enligt Hattie [2008], mer för matematikkunskaper än för läsförmåga). När det gäller läsförmåga har flera studier visat på ett mycket starkt genetisk inflytande i de första årskurserna, medan uppväxtmiljön har minst lika stor betydelse som skolfaktorer (Samuelsson m.fl. 2008).

Mindre vanliga är studier om effekterna av arbetslivsförhållanden på kunskapsutveckling. Ett antal studier har påvisat samband mellan bruk av färdigheter i arbetet och kunskaper av det slag som IALS³ och PIAAC mäter. Eftersom det rör sig om analyser baserade på tvärsnittsdata är det svårt att uttala sig om påverkansriktning. Edin och Gustavsson (2008) konstaterade emellertid i en analys baserad på paneldata från IALS 1994 (återtest 1998 av var fjärde av deltagarna 1994) en tydlig koppling mellan frånvaro från arbetslivet och försämrade kunskaper. Redan ett par månaders frånvaro från arbetet leder till försämrade kunskaper. Rosdahl (2014) konstaterar i en uppföljningsstudie av danska PISA-deltagare år 2000 som också deltagit i PIAAC 2012, att mer än ett år med arbetslöshetsersättning eller motsvarande påverkar kunskapsutvecklingen negativt fram till 27 års ålder (då PIAAC genomfördes för deltagarna i studien).

En slutsats av IALS-studien 1994 var att läsförmåga är en färskvara (OECD 1995). Den som inte möter vardagskrav som ständigt aktualiserar skolkunskaperna kommer att förlora dem. För ett antal individer uppträder sådana "svarta kompetenshål" över längre perioder eller i vissa sammanhang. Effekterna av dem blir tydliga när krav ställs till exempel i samband med återinträde på arbetsmarknaden för arbetslösa, flyktingar, föräldralediga och långtidssjuka som inte själva eller på myndigheters initiativ söker sig till kompetensutvecklande aktiviteter. Implikationen av slutsatsen att läsförmåga är en färskvara är att uppmätta förmågor påverkas direkt av hur väl dessa förmågor övas i den aktuella vardagssituationen. Väl övade förmågor stärks, medan förmågor som ej övas försämras. Edins och Gustavssons studie (2008) kan ses som en empirisk belysning av denna tes.

Som kontrast till denna teori kan man se tesen om "Matteuseffekten" (Stanovich 1986; Cunningham & Stanovich 2001). Här är slutsatsen i stället att förmågor som inte övas dagligen (och i unga år) oåterkalleligt kommer att leda till stagnation i förmågeutvecklingen. Förmågor som ej etablerats i tidig ålder kan inte kompenseras senare i livet. Ett svenskt exempel på hur denna princip manifesteras från barndomen upp i vuxen ålder är Fouganthines (2012) studie av utvecklingen upp till vuxen ålder för barn med tidiga läs- och skrivsvårigheter. Jämfört med en matchad kontrollgrupp har endast 17 procent av individerna med läs- och skrivsvårigheter fullföljt en

3 IALS, International Adult Literacy Survey, se vidare sid. 62.

högskoleutbildning i vuxen ålder jämfört med 50 procent i den matchade kontrollgruppen. Översatt till internationella undersökningar såsom PISA och PIAAC/IALS skulle detta innebära att svaga resultat i de skolbaserade studierna sätter ett tak för resultaten i vuxenstudier.

FORSKNINGSFRÅGOR

- * Kan man se effekter av utbildningsreformer och beslut sedan 1970-talet på utveckling av elevers kognitiva färdigheter på längre sikt?
- * Hur samspelar utbildning och arbetsmarknadsförhållanden under ungdomsåren med arbetslivsetablering och utveckling av kognitiva färdigheter?
- * Finns det skillnader i läs-, räkne- och IT-förmågerelaterade förhållanden i ungdomars liv mellan IALS 1994 och PIAAC 2012 ?

61

Metod och data

När skolpolitiska beslut ska utvärderas är longitudinella data av central betydelse. Detta gäller inte minst när man vill studera arbetsmarknadseffekter för unga. PIAAC ger tillsammans med registerdata möjlighet att tillämpa en retrospektiv longitudinell design genom att följa ungdomskullars utveckling såväl när det gäller etablering på arbetsmarknaden som långsiktig utveckling av kognitiva färdigheter efter skoltiden. PIAAC ger en bild av kognitiva kompetenser – läsfärdigheter (*literacy*), räknefärdigheter (*numeracy*) och problemlösning i IT-miljöer (*ICT problem solving*) – och levnadsförhållanden för vuxna 16–65 år 2012. De äldsta i undersökningen gick i enhetsskolan/folkskolan på 1950-talet, medan de yngsta nyligen lämnat grundskolan. Genom registeruppgifter från 1993 till och med 2011 får vi en bild av utvecklingen i utbildnings- och arbetslivshänseenden under tjugo år. Genom att jämföra uppgifterna för ungdomsgenerationen som gick i grundskola och gymnasieskola före de utbildningspolitiska besluten på 1990-talet (decentraliseringsreformerna) med uppgifter för generationer som fullföljt ungdomsskolan i slutet av 1990-talet och början av 2000-talet (då besluten fick gradvis ökat genomslag) kan vi belysa färdighetsskillnader som är relaterade till dessa utbildningspolitiska reformer. Samtidigt kan vi relatera PIAAC-resultat till samhällsskeenden (arbetsliv, kommunikationsteknisk utveckling) sedan början av 1990-talet. Med hjälp av registerdata från 1993 och framåt är det möjligt att se vilka förhållanden som kan rela-

teras till PIAAC-data 2011/2012. Ett syfte med analysen är att se om man kan spåra skillnader i kognitiva utfall i PIAAC mellan kohorter⁴ som gick i skolan i olika reformskedet.

Kohort 1

I PIAAC-filen identifieras därför en ålderskohort födda 1974–1978 (cirka 100 000 födda per åldersklass, gymnasieavgångna 1993–1997, $n = 395$ i PIAAC, i fortsättningen benämnd kohort 1) som gick igenom både grund- och gymnasieskolan innan reformbesluten i början av 1990-talet trätt i kraft eller hunnit få verkan. Gymnasieskolans läroplan Lgy70 gällde, men med treåriga yrkeslinjer. De lämnade skolsystemet i en tid då arbetsmarknadssituationen var mycket besvärlig. Kohort 1 kan betraktas som referenskategori i denna studie.

Kohort 2

En andra kohort, födda 1980–1984 (cirka 90 000 födda per åldersklass, gymnasieavgångna 1999–2003, $n = 407$ i PIAAC, i fortsättningen benämnd ”kohort 2”) gick samtliga de första åren i grundskolan enligt Lgr80, men i högstadiet (de två yngsta åldersklasserna) och gymnasieskolan (samtliga) enligt Lpo/Lpf94 med den nya betygsskalan (IG)/G/VG/MVG. Friskoleetableringen hade börjat men inte tagit fart. Kommunaliseringsreformen var genomförd fullt ut i och med de nya läroplanerna (även om vilsenheten om deras innebörd bland lärarna var stor), men med hårda resursneddragningar. De kommunala besparingarna under 1990-talet slog särskilt mot grundskolan med sänkt lärartäthet. Man kan beskriva detta skede i den svenska skolhistorien som den stora oredans tid. Motstridiga politiska ambitioner levde vidare i samma regelverk. Kohort 2 lämnade skolsystemet i en förhållandevis gynnsam arbetsmarknadssituation.

Kohort 3

För kohort 3, födda 1986–1990 (cirka 110 000 födda per åldersklass, gymnasieavgångna 2005–2009, $n = 401$ i PIAAC) hade 1990-talets skolpolitiska beslut fått genomslag. De kan därför betraktas som ”behandlingsgrupp”

4 Eftersom PIAAC-urvalet begränsas till cirka 80–100 individer per årskull är det inte möjligt att få robusta resultat genom analyser årskullsvis. Kohorterna i analysen omfattar därför fem årskullar vardera, det vill säga cirka 400 individer. IALS-studien som också används i analysen har ett ännu mer begränsat urval om cirka 60 deltagare per årskull. Kohorterna i IALS omfattar därför ungefär 300 individer.

i förhållande till kohort 1 när det gäller att spåra effekter på långsiktiga kognitiva utfall av 1990-talets skolpolitiska beslut. Samtliga i kohort 3 gick igenom såväl grundskolans högstadium som gymnasieskolan enligt Lp094/Lpf94 med det nya målrelaterade betygssystemet. Friskolesystemet hade etablerats i större och mellanstora städer. Från 2008 byttes en relativt gynnsam arbetsmarknadssituation till en mycket besvärlig sådan.

Kohort 4

En fjärde födelsekohort, födda 1992–1996 (från nära 120 000 födda 1992 till 95 000 födda 1996, $n = 482$ i PIAAC, i fortsättningen benämnd ”kohort 4”) möter det nya skolsystemet med fullt genomslag för valfrihets- och friskolesystemet. Det blev 1998 obligatoriskt för kommunerna att erbjuda förskoleklass samtidigt som förskolan för första gången fick en egen läroplan. Ännu i början av 2000-talet låg andelen barn i åldern 4 till 6 år i förskole- eller skolverksamhet lågt i jämförelse med många västeuropeiska länder (SCB 2003). Majoriteten i kohort 4 gick i förskoleklass enligt Lpfö98 med en ökad betoning av språkutvecklingsuppdraget. Betoningen av språkutvecklande och läs- och skrivförberedande färdigheter i förskolepedagogiken har tio år efter förskolans läroplan 1998 ännu inte fått systematiskt genomslag i praktisk pedagogik (Skolinspektionen 2011). Det nya systemet med nationella prov i årskurs 3 och 6, samt betyg från årskurs 6, hade ännu inte trätt i kraft för individerna i kohort 4. Majoriteten av dem gick fortfarande i gymnasieskolan 2012 då PIAAC genomfördes. De ingår därför inte i analyserna med arbetslivsvariabler.

Vidare används data från den svenska delen av IALS 1994 i analysen. IALS utgjorde startpunkten i den serie internationella studier av vuxenkompetenser som OECD genomfört, och där PIAAC 2012 är den senaste. Skolorna i IALS och PIAAC är inte direkt jämförbara. Relativa prestationsskillnader mellan olika grupper i de två studierna är dock möjliga att analysera. Det finns vidare ett antal gemensamma frågor i bakgrundsankäten som utnyttjas för jämförelser mellan kohorter. Den äldsta PIAAC-kohorten i denna studie (födda 1974–1978) är samtidigt den yngsta kohorten i IALS 1994. Den äldsta kohorten från IALS som används i analysen var födda 1956–1960. De gick ut grundskolan enligt Lgr69 och gymnasieskolan enligt Lgy70 med tvååriga skolförslagda yrkesutbildningslinjer. De mötte också en gynnsam ungdomsarbetsmarknad.

Variabler som ingår i analysen hämtas såväl från PIAAC- och IALS-data som från registerdata. Beroende variabler är:

- * läsfärdigheter
- * räknefärdigheter
- * problemlösning i IT-miljöer
- * arbetsmarknadssituation 2012.

I olika analyser används olika oberoende variabler, exempelvis:

- * kohorttillhörighet
- * högsta uppnådda utbildningsnivå
- * kognitiva förstärkare:
 - * arbete i linje och nivå med utbildning
 - * arbete där man enligt PIAAC möter nya uppgifter (eller annat som ställer krav på läs-, skriv- och räkneförmåga)
 - * arbetslöshetsepisoder (enligt registerdata 1993–2011).

Materialet har analyserats genom t-test, variansanalys och regressionsanalys. Man bör observera att uttryck som ”effekt” och ”andel förklarad varians” i texten hänför sig till vedertaget statistiskt språkbruk utan anspråk på kausalitet.

Resultat

Resultatredovisningen inleds med en beskrivande text som följs av en analys med syfte att få svar på forskningsfrågorna ovan.

SYSSELSÄTTNINGSFÖRHÅLLANDEN

De två äldsta kohorterna i analysen är 34–38 år (kohort 1) respektive 28–32 år (kohort 2) gamla när PIAAC genomförs 2011/2012. Den stora majoriteten förvärvsarbetar (tabell 3.1). Kohort 3 är 22–26 år gamla med en stor andel som fortfarande studerar. I kohort 4 är tre av fyra kvar i skolsystemet.

Arbetsmarknadssituationen är besvärlig för de i kohort 4 som inte studerar. Omräknat till arbetslöshetstal enligt AKU är 30 procent av arbetskraften i kohort 4 arbetslösa i mätveckan. Motsvarande andel för kohort 3 är 16 procent, för kohort 11 procent och för kohort 1 är den 4 procent. Ser man till samlad arbetslöshetserfarenhet från 19 till 23 års ålder är det stora skillnader i summerade arbetslöshetserfarenheter för de tre äldsta kohorterna. Totalt antal arbetslöshetsmånader i kohort 1 (födda 1974–1978) är 1 710,

Tabell 3.1. Sysselsättningssituation enligt PIAAC 2012 (mätveckan). Procent inom vardera av kohorterna.

	Andel med avlönat arbete senaste veckan	Andel studerande	Andel arbetslösa arbetssökande av samtliga	Hem- arbetande	Övrigt
Kohort 1 f. 1974–1978	86	3	4	4	3
Kohort 2 f. 1980–1984	75	9	9	7	1
Kohort 3 f. 1986–1990	52	33	10	2	3
Kohort 4 f. 1992–1996	16	76	7	0	1

Not. Observera att alla punktskattningar i tabellerna i det följande omges av osäkerhet. Ett konfidsensintervall anger graden av osäkerhet. Vid en punktskattning om till exempel ”52” för ”Andel med avlönat arbete” i kohort 3 ligger osäkerhetsmarginalen på +/- 3 procent vid ett urval om n=400. För lägre eller högre procentandelar än 50 procent blir osäkerhetsmarginalen mindre.

i kohort 2 (födda 1980–1984) 1129 och för kohort 3 (födda 1986–1990) 572⁵.

Effekten av det ansträngda arbetsmarknadsläget i mitten av 1990-talet är påtaglig för kohort 1. Samhällets beredskap för att möta de yngstas problem på arbetsmarknaden var dålig. Tre av tio i kohorten har varit arbetslösa någon gång under 1997 (då genomsnittsåldern i kohorten var 21 år), var fjärde mer än en månad och var tionde mer än fyra månader under året. Två år senare var andelen drabbade endast marginellt lägre, medan tiden i arbetslöshet sjunkit påtagligt.

Kohort 2 lämnade gymnasieskolan i en betydligt gynnsammare arbetsmarknadssituation. Åtgärdsberedskapen var också bättre för att möta de yngstas arbetsmarknadsproblem. Däremot var situationen 2005, när genomsnittsåldern i kohorten var 23 år, väsentligt besvärligare. Såväl andelen drabbade som den summerade arbetslöshetserfarenheten låg till och med högre än för de genomsnittliga 23-åringarna i kohort 1.

I kohort 3 steg arbetslösheten brant i samband med finanskraschen 2008. Eftersom en femtedel av kohorten endast var 21 år vid sista registeråret 2011 kan vi inte följa utvecklingen för kohorten efter finanskraschåret. Trots den

5 Avser arbetslöshet för personer i åldern 19–21 år.

dramatiskt försämrade arbetsmarknadssituationen var andelen drabbade och den summerade arbetslöshetserfarenheten vid 21 års genomsnittsålder endast marginellt högre än i kohort 2.

I kohort 1 är det framför allt från 19 till 21 års ålder som arbetslösheten slår hårdast, medan det i kohort 2 är från 22 till 23 års ålder problemen är som störst. I kohort 3 drabbades 21-åringarna hårdast. Antalet drabbade individer per år är lägst i kohort 3 och högst i kohort 1. Ser man till arbetsmarknadsläget allmänt visar det sig att ungdomarna i kohort 1 löpte dubbelt så hög risk att drabbas av arbetslöshet jämfört med samtliga i arbetskraften (Nordström Skans 2009, s. 10). Drygt var tredje i kohorten hade erfarenhet av arbetslöshet under 1995. I kohort 2 var det hälften så stor andel som hade erfarenhet av arbetslöshet under 2005, medan i kohort 3 drygt 14 procent hade erfarenhet av arbetslöshet. Den nedtrappning av risken att råka ut för arbetslöshet man ser mellan kohorterna handlar sannolikt i större utsträckning om samhällets förbättrade åtgärdsberedskap än om gynnsammare arbetsmarknadsutsikter för ungdomar. Detta gäller särskilt de yngsta. I den officiella statistiken kan man konstatera att den relativa arbetslösheten avtagit för de yngsta (15–19-åringarna) från 2008 till 2009, medan den ökat kraftigt för 20–24-åringar (SCB 2009).

Gränsen mellan att vara studerande och att tillhöra arbetskraften är flytande bland de yngre. Bland de yngsta (kohort 4, födda 1992–96) arbetar 45 procent 0–10 timmar per vecka. Heltidsarbete är ovanligt (tabell 3.2).

Tabell 3.2 Arbetade timmar per vecka. Procent inom vardera av kohorterna 1–4.

	Arbetade timmar mätveckan			
	0–20	21–40	41–60	61–80
Kohort 1 f. 1974–1978	4	71	24	1
Kohort 2 f. 1980–1984	9	69	20	2
Kohort 3 f. 1986–1990	20	63	16	1
Kohort 4 f. 1992–1996	60	38	2	0

Sammanfattning

- * 1990-talets ekonomiska kris drabbade arbetsmarknadsinträdet för ungdomarna i kohort 1 hårt, men man kan inte se långsiktiga effekter på sysselsättning eller arbetslöshet av krisen 20 år tidigare.
- * För ungdomarna i kohort 3 satte 2008 års kris tydliga spår i ökad arbetslöshet. Arbetslöshetstalet ligger fortfarande fyra år senare högt.
- * Medan gruppen under 20 år utsattes hårdast för 1990-talets arbetsmarknadskris är det gruppen över 20 år som idag löper ökad risk för öppen arbetslöshet i samband med 2008 års kris.

67

Vilka är då de långsiktiga relationerna mellan ungdomsarbetslöshet, utbildning, arbetslivsförhållanden och kognitiva förmågor i vuxen ålder? Hur avspeglas arbetsmarknadsförhållandena under ungdomsåren i ställning på arbetsmarknaden och kognitiv utveckling? I de följande avsnitten behandlas denna fråga, först deskriptivt, sedan analytiskt.

LÄRANDEFÖRHÅLLANDEN

Med begreppet lärandeförhållanden vidgas skolperspektivet på lärande till ett livsperspektiv. Bland de yngsta i studien är skolan självklart den främsta lärandearenan. Tre av fyra i den yngsta kohorten gick fortfarande i skolan när PIAAC genomfördes 2012. Även bland ungdomar födda 1986–1990 var en stor andel fortfarande studerande (jämför tabell 3.2 ovan). Det är därför bara för de två äldre kohorterna som jämförelser av högsta uppnådda utbildning är meningsfulla. Ungefär en tredjedel i båda kohorterna har genomgått en högskoleutbildning om minst tre år. Sammanlagt har nära hälften i båda kohorterna en högskoleutbildning, vilket väl tillgodoser det senare framförda politiska målet ”50 procent av en årskull till högskolan”. Ungefär en tredjedel i respektive kohort har tillbringat minst 15 år i miljöer med fokus på planerat och systematiskt lärande. Ytterligare 16–18 procent har en något kortare sammanlagd utbildningstid. Såväl individernas som samhällets investering i utbildning är massiv.

Andelen utrikes födda varierar mellan kohorterna. För kohort 1 och 2 ligger andelen över 20 procent (24 procent för kohort 2, 21 procent för kohort 1), medan andelen för de två yngre kohorterna ligger på drygt 10 procent (11 procent för kohort 3, 13 för kohort 4). I kohort 2 är andelen med enbart grundskoleutbildning högre än i kohort 1, vilket sannolikt avspeglar en ökad invandring av lågutbildade. Majoriteten av de utrikes födda i kohort 1 och 2 kom till Sverige efter 20 års ålder (67 procent i kohort 1 och 61 procent i kohort 2). I de två yngre kohorterna är förhållandet det omvända: 55 pro-

Tabell 3.3. Högsta fullföljda utbildning inom kohort 1 och 2. Procent inom var kohort.

	Högst grund- skola 9 år	Gymnasie- skola	Högskola, "kor- ta program"	Högskola, "långa program"
Kohort 1 f. 1974–1978	11	40	16	33
Kohort 2 f. 1980–1984	16	35	18	31

cent är yngre än 21 år vid ankomsten till Sverige i kohort 3 och 66 procent i kohort 4. Man kan notera att nära 30 procent av de utrikes födda i kohort 3 kom till Sverige före sex års ålder. Ålder vid ankomst visade sig i IALS 1994 ha stor betydelse för utvecklingen av läsförmåga på svenska (Myrberg 2001).

Lärande i olika former präglar den aktuella situationen för en majoritet av individerna i samtliga fyra kohorter: 70–94 procent har deltagit i någon form av utbildning de senaste 12 månaderna (tabell 3.4). Ett antal har dock under samma period vare sig deltagit i utbildning, eller haft något arbete. De fyller därmed kriterierna för NEET, den internationellt vedertagna kategorin "Not in education, employment or training" i arbetsmarknadsstatistiken.

Tabell 3.4. Utbildningsdeltagande de senaste tolv månaderna. Procent inom respektive kohort.

	Kohort 1 f. 1974–1978	Kohort 2 f. 1980–1984	Kohort 3 f. 1986–1990	Kohort 4 f. 1992–1996
Deltagit i utbildning de senaste tolv mån.	70	75	81	94
NEET, "Not in employment, education or training"	6	5	7	0,5
Bedrivit läraaktiviteter utanför skola senaste tolv mån.	65	66	65	60
(därav på arbetsplatsen)	31	32	41	36
(därav deltog för att få bättre yrkeskompetens)	61	56	56	43
(därav deltog av eget intresse)	25	21	17	23

Man kan notera att andelen "NEET" enligt PIAAC är lägre än den officiella statistiken anger (cirka 4 procent för åldersgruppen 15–19 år och cirka 11 procent för åldersgruppen 20–24 år 2012; Olli Segendorff 2013). Att skaffa eller förbättra yrkeskompetens är den viktigaste anledningen till att många oavsett kohorttillhörighet deltar i utbildning. Drygt hälften i kohort 1–3, och drygt 40 procent i kohort 4 har uppgivit detta som motiv för deltagande. För ungefär en tredjedel (drygt 40 procent i kohort 3) har också arbetsplatsen varit arena för utbildning.

Lärandemiljöer handlar också om möjligheter till inflytande över den egna arbetssituationen. Om arbetsuppgifterna i huvudsak innebär att expediera rutinmässiga uppgifter som inte utmanar den egna förmågan saknas incitament för lärande. Hur ser då arbetssituationen ut i dessa avseenden för ungdomarna i kohort 1–4?

Arbetstillfredsställelse och självbestämmande på arbetet

Arbetet lämnar stor frihet när det gäller självbestämmande. Nära 90 procent i kohort 1–3 uppger att de har inflytande över hur arbetet ska utföras. För drygt 50 (kohort 3) till kring 70 procent (kohort 1 och 2) gäller att man har stort eller mycket stor inflytande. Mellan 30 (kohort 1) och 40 procent (kohort 3 och 4) uppger att de lär sig nya saker genom arbetsledare eller arbetskamrater varje vecka. Ungefär 40 procent i kohort 1 och 2 anger att de löser komplicerade problem i arbetet varje vecka. För kohort 3 är andelen 30 procent, och för kohort 4 är den 15 procent. Samtidigt som en stor majoritet (mellan 80 och 90 procent) uppger att de är nöjda med sitt jobb anger lika många att de vill ha mer utmaningar i jobbet. Drygt hälften i kohort 4 anser att deras jobb inte kräver någon formell utbildning, jämfört med 15 till 25 procent i kohort 1 till 3. I kohort 1 och 2 anser kring 40 procent att deras jobb kräver högskoleutbildning. Sammantaget ger enkätsvaren en bild av att det råder arbetstillfredsställelse och att det finns möjligheter till självbestämmande och utveckling i arbetet för alla fyra kohorterna.

Ser vi till kraven på läs-, räkne och IT-relaterade förmågor i arbetet är det stora skillnader mellan de yngre och de äldre kohorterna. De yngre har till exempel mer sällan tillgång till e-post och internet i arbetet. På frågan "Anser du att du har de IT-kunskaper som krävs i arbetet?" svarar över 90 procent ja i samtliga kohorter.

Datoranvändning utanför arbetet

När det gäller att skriva och räkna med hjälp av dator i vardagslag utanför arbetet är generationsskillnaderna ofta de omvända. Väsentligt fler i kohort

4 anger att de använder IT för att göra beräkningar, diagram eller liknande. Väsentligt fler använder också ordbehandlingsprogrammet Word utanför arbetet. Dessa resultat avspeglar sannolikt uppgifter kopplade till studier för många i den yngsta kohorten. Detsamma gäller andra aktiviteter relaterade till läs-, räkne- och IT-förmåga utan koppling till arbetet, liksom läsning hemma.

Man kan notera att bok- och tidningsläsning utanför arbetet är lika vanligt förekommande i samtliga kohorter. Nära hälften av de svarande i samtliga kohorter läser böcker var vecka, vilket ligger avsevärt högre än de siffror Kulturrådet och Litteraturutredningen redovisar för närliggande åldersgrupper (Kulturrådet 2008, s. 79; SOU 2012:65, s. 45). I dessa källor ser man en kraftig tillbakagång i bokläsande i åldersgrupperna under 45 år (särskilt för 16–19-åringarna) sedan början av 1980-talet.

Sammanfattning

- * Andelen högskoleutbildade är stor i båda de kohorter som uppnått en ålder då man kan förvänta sig att högskolestudierna fullföljts. Nära hälften i båda kohorterna har genomgått en högskoleutbildning. Ungefär en tredjedel i båda kohorterna har examen från en lång (minst treårig) högskoleutbildning.
- * En stor andel i samtliga kohorter har deltagit i någon form av utbildning senaste året. Det vanligaste motivet är att man vill utveckla eller förbättra sin yrkeskompetens. Lärande på arbetsplatsen är vanligt förekommande i samtliga tre äldsta kohorter, med arbetsledare och arbetskamrater som pedagoger.
- * De yngsta har goda IT-kunskaper som oftast ej utnyttjas på deras arbetsplatser.

Den deskriptiva framställningen ovan visar på en tillvaro såväl på som utanför arbetsplatsen som ger goda möjligheter till lärande. För en majoritet i samtliga kohorter är tolvårig skolgång ett minimum. Hur kan då förhållanden som beskriver utbildning och arbetsliv relateras till uppmätta kognitiva förmågor i PIAAC? Vilka aspekter i vardagsliv och livslopp är positivt respektive negativt associerade till kognitiv utveckling? Dessa frågor belyses i följande avsnitt. Framställningen inleds med en grundläggande bild av relationen mellan ålder och kognitiva färdigheter, såväl i PIAAC 2012 som i IALS 1994.

LÅNGSIKTIGA SKILLNADER MELLAN KOHORTERNA I KOGNITIVA FÖRMÅGOR

De fyra ålderskohorterna har gått i skolsystem som skiljer sig åt i väsentliga avseenden. Under 1900-talet gick skol-Sverige från att ha haft en tydlig statlig styrning av lärtjänster, fortbildning, resursfördelning, kursinnehåll och så vidare till att få ett av Europas mest decentraliserade system. En så radikal förändring av skolsystemets funktionssätt borde sätta långsiktiga spår i de vuxenkompetenser som det är skolans uppgift att grundlägga. Det finns också signifikanta skillnader i de tre kognitiva färdighetsmått i PIAAC mellan kohorterna (tabell 3.5) på alla tre områdena. Kohort 3 är den som har bäst resultat i samtliga tre ämnesområden, medan kohort 1 och 2 presterar på samma nivå (kohort 2 marginellt, dock ej signifikant bättre än kohort 1 i problemlösningsförmåga i IT-miljöer). Kohort 4, däremot, presterar avsevärt under övriga på alla områden. Hur ska man tolka dessa skillnader mellan kohorterna i tabell 3.5? I motsats till vad man kunde förvänta sig utifrån den allmänna debatten är den kohort som gått igenom svenska grundskolan enligt de nya läroplanerna (Lpf respektive Lpo 94), alltså kohort 3, den som lyckas bäst. I vuxen ålder, 22–26 år, har de signifikant bättre resultat än kohort 1 som gick igenom grundskolan före decentraliseringsreformerna på 1990-talet. Kohort 2 drabbades av nedskärningar och konflikter mellan lärare och skolhuvudmän, men i huvudsak med de

71

Tabell 3.5. Genomsnittlig poäng i läsfärdighet, räknefärdighet och problemlösning i IT-miljöer. Fetstilade värden anger signifikanta (5 procents nivå) positiva eller negativa skillnader gentemot kohort 2.

	Läsfärdighet	Räknefärdighet	Problemlösning i IT-miljöer
Kohort 1 f. 1974–1978	291,2	288	302
Kohort 2 f. 1980–1984	288,5	287,2	307,9
Kohort 3 f. 1986–1990	296,3	297,3	313,1
Kohort 4 f. 1992–1996	272,9	267	293,2

Not. Skattningar baserade på "plausible value 1" i datafilen.

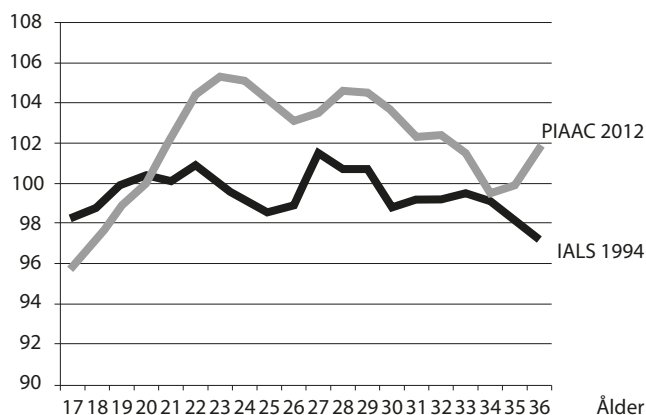
gamla läroplanerna. Friskolereformen hade ännu inte satt avtryck i skolsystemet för denna kohort.

Den närmast liggande tolkningen är den slutsats som drogs av IALS-studien 1994 (OECD 1995, a.a.), nämligen att "läsförmåga är en färskvara", det vill säga förmågor som används dagligen stärks. Kohort 3 har högsta andelen som studerar i högskolan 2012, vilket innebär att de förmågor som mäts i PIAAC utnyttjas dagligen och i hög grad. Ser vi till motsvarande kohortskillnader i IALS 1994 är de inte alls lika påtagliga (figur 3.1). Kohort 2 och 3 (från 22 till 32 års ålder) presterar på nästan identiskt samma nivå, medan kohort 1 ligger lägre.

De yngsta (födda 1992–1996, det vill säga 16–20 år gamla) är alltså de som har den lägsta genomsnittspoängen på alla tre områdena. Samtidigt kan vi konstatera att den yngre gruppen i Sverige (16–24 år) i internationell jämförelse har goda (när det gäller problemlösning i IT-miljöer mycket goda) resultat (OECD 2013). Är det möjligen så att det naturliga utvecklingsförlopp över livsspannet som man i många studier kunnat påvisa för läs- och räknefärdigheter kommer till uttryck i den branta åldersgradienten mellan 16 och 24 år i PIAAC? I den kunskapsöversikt som Desjardins och Warnke (2012) gjorde för OECD:s räkning visar det sig att en rad underliggande kognitiva förmågor relaterade till läs- och räknefärdigheter (arbetsminne, perceptuell processhastighet, snabb minnesaccess med mera) ökar under barn- och ungdomsåren för att sedan avta längre fram i livet. Samtidigt växer ordförrådet (relaterat till omvärldskunskap) kontinuerligt upp till relativt hög ålder. För Sveriges del visade IALS 1994 en i internationell jämförelse flack utvecklingskurva i läsfärdighet med en viss uppgång för de yngsta och en långsam nedgång som påbörjades före 40 års ålder. Analyser visade också att nedgången började senare för högutbildade än för lågutbildade (Myrberg 2001). Man kan anta att kurvans förlopp är resultatet av interaktion mellan biologiskt arv och levnadsförhållanden. I PIAAC avviker utvecklingsförloppet under de första 20 åren efter den grundläggande skolgången från IALS-resultaten (figur 3.1).

Utvecklingen⁶ från 16 till 24 års ålder i PIAAC är dramatisk jämfört med utvecklingen i motsvarande åldersintervall i IALS. Effekten av ålder på läsfärdighet är starkt positiv och signifikant i PIAAC upp till 24 års ål-

6 Observera att kurvorna baseras på tvärsnittsstudier. Desjardins och Warnke (2012) diskuterar för- och nackdelar med longitudinella studier och tvärsnittsstudier för att beskriva förmågeutveckling.



Figur 3.1. Utveckling i läsfärdigheter i PIAAC 2012 i åldersintervallet 16–38 år jämfört med utvecklingen för motsvarande åldrar på motsvarande område i IALS 1994. Index 100 för 20-åringar. Glidande medelvärden i treårsgrupper.

der. Därefter är effekten av ålder svagt negativ, men fortfarande signifikant. I IALS är däremot effekten av ålder i gruppen yngre än 25 år svag och icke signifikant. För gruppen äldre än 24 år är effekten liksom i PIAAC svag men signifikant. Den påtagliga skillnaden mellan de två studierna i ålders-effekt för de yngre pekar på att det rör sig om en generationseffekt snarare än en ålderseffekt. Möjligen kan generationseffekten ha att göra med svagare skolresultat på 2000-talet jämfört med i början av 1990-talet, men den kan också vara ett uttryck för förändrade läsvanor bland de yngsta. Mellan IALS 1994 och PIAAC 2012 har läsningen minskat starkt bland ungdomar.

Effekten av ålder på läsfärdigheter är alltså likartad både i IALS 1994 och PIAAC 2012 för åldrarna 25 år och uppåt, vilket stämmer väl med de studier av utvecklingsförlopp i kognitiv förmåga som Desjardins och Warnke (2012) beskriver. För de yngre är däremot utvecklingsförloppen olika för IALS-deltagarna 1994 och PIAAC-deltagarna 2012. Åldersgruppen 34–38 år (det vill säga kohort 1) i PIAAC motsvarar åldersgruppen 16–20 år i IALS 1994, vilket öppnar för att beskriva utvecklingsförlopp över åldersspannet 16–38 år. Dessvärre är det på grund av skillnader i skalningsmetodik mellan de två studierna inte möjligt att dra definitiva slutsatser om absoluta skillnader i läsfärdighet mellan de två studierna⁷.

7 OECD har aviserat en metodrapport som kommer att klargöra möjligheterna att göra sådana jämförelser.

Sammanfattning

Åldersgruppen 22–26 (kohort 3 – ”behandlingskohorten”) har signifikant bättre resultat såväl vad gäller läsfärdigheter som matematiska färdigheter och förmåga till problemlösning i IT-miljöer. Denna åldersgrupp var också den första som mötte kommunaliseringsreformen med nya läroplaner, nytt betygssystem, utbyggt friskolesystem med mera. Det är dock förhastat att tillskriva utbildningsreformerna på 1990-talet förtjänsten för detta. Nästföljande ålderskohort, som mötte samma skolsystem, presterade under förväntan i PIAAC, vilket inte pekar på att vi har att göra med positiva effekter för de ungdomsgenerationer som genomgick det reformerade skolsystemet.

KAN ARBETSLIVET KOMPENSERA FÖR ETT SÄMRE UTGÅNGSLÄGE EFTER SKOLAN?

PISA-studien 2012 visar en brant nedåtgående kurva i såväl läsförståelse som matematisk förmåga för svenska 15-åringar från 2000 till 2012. Samtidigt visar den internationella PIAAC-rapporten goda resultat för svenska ungdomar i åldern 16–24 år (när det gäller datorbaserad problemlösning-förmåga till och med mycket goda). Hur ska denna skillnad mellan de två studierna tolkas? Yamamoto (2002) har visat att PISA:s läsförmågemått och PIAAC:s föregångare IALS motsvarande mått är nära besläktade. Det förefaller inte troligt att skillnaden kan förklaras med att de två studierna mäter olika saker. Är det då så att erfarenheter under perioden efter grundskoletiden kan kompensera för dålig förmågeutveckling i grundskolan? Det finns studier som pekar på stor rörlighet (såväl uppåt som nedåt) i läsförmågeutveckling beroende på de utvecklingsbetingelser vardagslivet erbjuder (OECD 1995 a.a., Elbro m.fl. 1991). Samtidigt visar den danska uppföljningsstudien av PISA-kullen 2000 i Danmark (Rosdahl 2014, a.a.) starkt samband mellan läsförståelse vid 15 års ålder och läsförståelse vid 27 års ålder. Vad kan PIAAC tillföra när det gäller att förklara skillnaderna i färdigheter för svenska 15-åringar i PISA och svenska unga vuxna i PIAAC?

PIAAC-studien ger en bild av vardagslivserfarenheter och utmaningar för unga vuxna i Sverige. I bakgrundsenkäten finns en rad frågor som rör förmågekrav, erfarenheter och självrapporterad förmåga i olika situationer i vardagslivet (arbetet, fritiden, skolan). De två äldsta kohorterna är väl etablerade inom yrkesområden med uttalade utbildningskrav (”professionsyrken”). För de två yngsta kohorterna är facklärd (*white collar*) typkategorin. Här återfinns många yrken inom handel. En av fem i kohort 4 arbetar inom yrken utan krav på utbildning eller erfarenhet (tabell 3.6).

Skillnader i kvalifikationsnivå mellan yrkeskategorierna avspeglas också

i medelvärden för prestationer på de kognitiva uppgifterna i PIAAC för samtliga sysselsatta. När det gäller problemlösning i IT-miljöer avviker mönstret från läs- och räknefärdigheter. Här är skillnaderna mellan facklärd- och ej facklärd inte signifikanta (tabell 3.7).

Såväl arbetslivet i Sverige som vardagslivet i övrigt innebär flitiga möten med läs-, skriv-, räkne- och IT-utmaningar. Oavsett om vi ser till ungdomar (16–24 år) eller vuxna (25–65 år) är slutsatsen att svenska arbetsplatser är arenor för lärande. Mellan 50 och 60 procent i samtliga kohorter anser att de lär sig nya saker i jobbet var vecka. Två av tre anser att jobbets utbildningskrav motsvarar deras egen utbildningsnivå. Endast var sjunde bland de

Tabell 3.6. Typ av arbete (indelning baserad på utbildningskrav, ISCO 08*). Procent inom respektive kohort.

	Professions- yrken	Facklärd (<i>white collar</i>)	Facklärd (<i>blue collar</i>)	Ej facklärd
Kohort 1 f. 1974–1978	51	26	19	4
Kohort 2 f. 1980–1984	44	30	20	6
Kohort 3 f. 1986–1990	26	42	24	8
Kohort 4 f. 1992–1996	12	51	19	19

* ISCO = International Standard Classification of Occupations, version från 2008. I PIAAC har en särskild variabel, "ISCOSKIL" som beskriver kvalifikationskrav i yrke utvecklats baserad på ISCO.

Tabell 3.7. Kognitiva genomsnittresultat per yrkeskategori (indelning baserad på yrkeskrav, ISCO 08). Signifikanta skillnader jämfört med kategorin "facklärd" (*white collar*) fetstilade.

	Professionsyrken	Facklärd (<i>white collar</i>)	Facklärd (<i>blue collar</i>)	Ej facklärd
Läsfärdigheter	301	276	266	251
Räknefärdigheter	304	270	270	246
Problemlösning i IT-miljöer	302	283	273	271

yngsta anser dock att jobbet kräver mer än ett års utbildning jämfört med cirka hälften bland övriga åldersgrupper.

PIAAC visar också en frekvent IT-användning i svenska jobb, dock inte särskilt kvalificerad. För de yngre stämmer inte detta helt. Endast sex av tio har erfarenhet av IT-användning i jobbet jämfört med drygt åtta av tio i övriga åldersgrupper. Endast var tredje använder e-post i jobbet bland de yngre jämfört med sju av tio i övriga åldersgrupper. Inte fullt nio av tio i åldersgrupperna över 25 anser att de har de IT-kunskaper som behövs i jobbet, medan i det närmast samtliga bland de yngre instämmer i det.

Väsentligt färre bland de yngre läser i jobbet. Dubbelt så stor andel som i övriga åldersgrupper svarar att de aldrig läser (30–67 procent för olika typer av texter). När det gäller att räkna i jobbet är mönstret detsamma, men med skillnaden att det är väsentligt färre som räknar än som läser i jobbet. Ännu färre skriver i jobbet.

Det finns många höga samband⁸ mellan variabler mellan rapporterad IT-användning i jobbet och övriga frågeområden, framför allt när det gäller att räkna, skriva, läsa och lära nytt i jobbet. Sambandsanalysen visar på kluster av vanor mellan å ena sidan datoranvändning och räkneaktiviteter i jobbet, och å andra sidan läs- och skrivaktiviteter och datoranvändning. Datorerna utgör föreningspunkten för läsande, skrivande och räknande i arbetet.

I vilken utsträckning förklarar skeenden i arbetslivskarriären variationer i kognitiva färdigheter i vuxenlivet? En faktor som utifrån tidigare forskningsresultat borde kunna vara av betydelse är arbetsplatsens utbildnings-sammansättning. Stegvisa regressioner på PIAAC- och registerdata tillsammans visar emellertid inte någon positiv inverkan på kognitiva färdigheter av att arbeta i en miljö med många högutbildade arbetskamrater utöver högsta uppnådda utbildningsnivå. Läs- och räknefärdigheter påverkas inte av användning av dessa färdigheter i arbetet utöver den förklarade variation som utbildningsnivå står för. Problemlösningsfärdigheter i IT-miljöer är dock ett undantag. Här finns signifikanta tillskott i förklaringskraft utöver utbildningsnivå av såväl användning av läsning och räkning i arbetet som datorvanor (tabell 3.8). Detta gäller särskilt för kohort 3, där användning av läsning, räkning och datorbaserad problemlösning i arbetet förklarar mer av variationen i utfallsvariabeln ”problemlösning i IT-miljöer” än utbildningsnivå gör (11,87 skalpoäng per steg – som mest 71 skalpoäng – jämfört med 16,69 skalpoäng per steg – som mest 50 skalpoäng).

8 (över $r = 0,4$).

Tabell 3.8. Inverkan av läs-, räkne- och datorvanor i arbetet på "Problemlösning i IT-miljöer". "-" betecknar "ingen (ytterligare) effekt". Stegvis regression inom vardera kohort.

	Andel förklarad varians	EFFEKTSTYRKA			
		Utbildningsnivå	Användning av IT-förmåga i arbetet	Användning av matematisk förmåga i arbetet	Användning av läsförmåga i arbetet
Kohort 1 f. 1974–1978	0,367	23,94	5,56	-	-
Kohort 2 f. 1980–1984	0,126	12,98	-	9,59	-
Kohort 3 f. 1986–1990	0,23	16,69	8,05	11,87	10,83

För den äldsta kohorten är andelen förklarad varians i regressionsmodellen störst. Över en tredjedel (36,7 procent) av den totala variationen i "Problemlösning i IT-miljöer" förklaras i modellen. Effekten av högsta uppnådda utbildning bidrar mest till modellens förklaringskraft. Användning av "räknefärdigheter" och "läsfärdigheter" i arbetet tillför ingen förklaringskraft i modellen för de äldsta, medan däremot "IT-färdigheter" gör det. För kohort 3 är effekten av högsta utbildning mindre än för kohort 1, medan alla tre läs-, räkne- och IT-relaterade mått ger påtaglig effekt. Uppenbarligen kan inte läs- och räknevanor i arbetslivet förklara variationer i läs- och räknefärdigheter bland unga. Samtidigt kan vi som redovisats ovan inte se att de yngre ägnade sig åt kognitivt krävande uppgifter utanför arbetslivet i väsentligt större utsträckning än de vuxna (kohort 1 och 2) i analysen. Variationen i detta avseende fångas sannolikt upp av utbildningsnivå i regressionskvationerna ovan.

Vilken effekt har då erfarenhet av arbetslöshet på utvecklingen av kognitiva färdigheter? Har de som drabbats hårdast också påverkats långsiktigt i sina kognitiva färdigheter av arbetslösheten? Tabell 3.9–3.11 visar på signifikanta negativa effekter av arbetslöshet på utvecklingen i alla tre förmågeområdena för kohort 1 och 3. Effekterna är dock väsentligt mindre än den positiva effekten av högsta utbildningsnivå. Medan varje steg på utbildningsnivåskalan ger ett tillskott på mellan 20 och 35 poäng i de olika kohorterna ger erfarenheter av arbetslöshet (arbetslöshetserfarenheter från inga alls till återkommande episoder samtliga år efter 19 års ålder) en minskning med mellan 0,5 (kohort 1) och nära 5 skalpoäng (kohort 3).

Tabell 3.9. Inverkan av utbildningsnivå och arbetslöshetserfarenheter på "Läsförståelse". Stegvis regression inom vardera kohort.

	Andel förklarad varians	EFFEKTSTYRKA	
		Utbildningsnivå	Arbetslöshetserfarenheter
Kohort 1 f. 1974–1978	0,277	34,33	-0,536
Kohort 2 f. 1980–1984	Ingen signifikant förklaringskraft		
Kohort 3 f. 1986–1990	0,2	24,12	-4,67

Tabell 3.10. Inverkan av utbildningsnivå och arbetslöshetserfarenheter på "Räknefärdigheter". Stegvis regression inom vardera kohort.

	Andel förklarad varians	EFFEKTSTYRKA	
		Utbildningsnivå	Arbetslöshetserfarenheter
Kohort 1 f. 1974–1978	0,247	35,44	-0,83
Kohort 2 f. 1980–1984	Ingen signifikant förklaringskraft		
Kohort 3 f. 1986–1990	0,201	31,29	-4,168

Tabell 3.11. Inverkan av utbildningsnivå och arbetslöshetserfarenheter på "Problemlösning i IT-miljöer". Stegvis regression inom vardera kohort.

	Andel förklarad varians	EFFEKTSTYRKA	
		Utbildningsnivå	Arbetslöshetserfarenheter
Kohort 1 f. 1974–1978	0,178	25,37	-0,585
Kohort 2 f. 1980–1984	Ingen signifikant förklaringskraft		
Kohort 3 f. 1986–1990	0,153	20,58	-2,63

Man kan notera att modellen stämmer bättre, det vill säga förklarar variationen i "Läsfärdigheter" bättre för "kontroll-" och "behandlings"-kohorten (kohort 1 och 3) än för kohort 2.

Mönstret för modellerna med Räknefärdigheter (tabell 3.10) respektive "Problemlösning i IT-miljöer" som utfallsvariabel ser likartade ut. Utbildningsnivå har ungefär lika stor effekt på räknefärdigheten i både kohort 1 och kohort 3, medan modellen inte stämmer för kohort 2. Förklaringskraften i modellen med "Problemlösning i IT-miljöer" (tabell 3.11) är sämre än i de två övriga modellerna (20–28 procents förklarad varians jämfört med 15 till 18 procent). När det gäller färdigheter kopplade till IT-användning finns uppenbarligen andra förklarande faktorer som inte representeras i modellerna.

Sammanfattning

Läs- och räknefärdigheter påverkas starkt av höjd utbildningsnivå, men inte i signifikant utsträckning av krav på läs- och räknefärdigheter i arbetsuppgifterna. En rimlig tolkning är att dessa förmågor utvecklas och befasts i andra miljöer, framför allt i utbildningssammanhang. Däremot finns en statistiskt säkerställd inverkan av krav på såväl läs- och räknefärdigheter i arbetet som IT-färdigheter på "Problemlösningsförmåga i IT-miljöer". Arbetslivet förefaller vara en bättre utvecklingsmiljö för dessa förmågor än för läs- och räkneförmåga.

Följande avsnitt ägnas åt frågan om hur arbetslöshetsrisken i vuxen ålder påverkas av ungdomsarbetslöshetshistoria samt huruvida den är relaterad till kognitiv förmåga.

EFFEKTER AV UNGDOMSARBETSLÖSHET PÅ SENARE ARBETSMARKNADSETABLERING

Kohort 1 är den som drabbats hårdast av ungdomsarbetslöshet i samband med den ekonomiska krisen på 1990-talet. Frågan är om denna besvärliga entré på arbetsmarknaden även satt spår långsiktigt när det gäller arbetsmarknadsetablering. Hur förhåller sig denna kohorts arbetsmarknadssituation i vuxen ålder till situationen för kohort 2 och 3? För att få svar på denna fråga genomfördes regressionsanalyser med utfallsvariabeln "arbetslös/ej arbetslös" 2012 för de tre kohorterna. Oberoende variabler i analysen är, förutom kohorttillhörighet, summerad arbetslöshet mellan 19 och 21 respektive 22 och 27 års ålder, utbildningsnivå, kön och läsfärdigheter, räknefärdigheter och problemlösning i IT-miljöer.

Analysen visar på mycket små effekter av bakgrundsvariablerna på ris-

ken för arbetslöshet i vuxen ålder. Andelen förklarad varians är mindre än 4 procent; 96 procent av variationen i arbetslöshetsrisk förklaras alltså av faktorer som ej ingår i analysen. Den enda bakgrundsfaktor som har signifikant effekt i analysen är kohorttillhörighet (att tillhöra kohort 3 jämfört med kohort 1). Här är det dock inte fråga om kvarstående effekter av den höga risken för ungdomsarbetslöshet i kohort 1. I stället är det något högre risk för medlemmarna i kohort 3 att bli arbetslösa i vuxen ålder. Detta förklaras dock sannolikt av tendensen till utdragen arbetsmarknadsetablering för yngre idag jämfört med på 1990-talet.

Förändras bilden om man ersätter arbetslöshetserfarenheter i åldern 19–21 år med arbetslöshetserfarenheter i åldern 22–27 år? Effekten av att tillhöra kohort 3 kvarstår. Dessutom finns en liten men signifikant effekt av arbetslöshetserfarenheter mellan 22 och 27 års ålder på risken för arbetslöshet i vuxen ålder. Den tolkning som ligger närmast till hands är att det är mer graverande att vara arbetslös som ung vuxen än kring 20 års ålder.

Inget av områdena läsfärdigheter, räknefärdigheter eller problemlösning i IT-miljöer ser ut att ha något med arbetslöshetsrisk att göra. En komplicerande faktor är dock det höga sambandet mellan dessa områden som riskerar att ta ut effekten av ett enskilt förmågeområde. När enbart läsfärdigheter tas med i analysen visar det sig att denna förmåga har signifikant effekt på arbetslöshetsrisken, främst i modellen med arbetslöshetserfarenheter 19–21 år. I modellen med arbetslöshetserfarenheter 22–27 år är p-värdet för läsfärdighet 0,062, det vill säga nära signifikans. Den som brister i läsfärdighet löper alltså större risk än den som brister i räknefärdighet och problemlösningsförmåga i IT-miljöer att bli arbetslös som vuxen. Effekten är dock blygsam som konstaterades ovan.

FINNS DET SKILLNADER I LÄS-, RÄKNE- OCH IT-FÖRMÅGERELATERADE FÖRHÅLLANDEN I UNGDOMARS LIV MELLAN IALS 1994 OCH PIAAC 2012?

År 1994 deltog Sverige tillsammans med flera andra länder i den första omgången survey-studier i PIAAC-traditionen, IALS. Studien avsåg områdena "Prose literacy", "Document literacy" och "Quantitative literacy", av vilka "Prose literacy" närmast kan likställas med Läsfärdigheter i PIAAC 2012. Sverige hade de bästa resultaten i alla tre områdena för såväl hela befolkningen 16–65 år som för ungdomar 16–24 år (OECD 1995; Myrberg 2001). Eftersom måtten och skalningsmetodiken i IALS inte är omedelbart jämförbara med PIAAC är det inte möjligt att göra direkta jämförelser av kognitiva förmågor mellan IALS 1994 och PIAAC 2012. I figur 3.1 ovan

visas relativa ålderprofiler för båda studierna (20 år = 100). Denna figur säger dock inget om de absoluta förmågenivåerna. Däremot kan man göra direkta jämförelser av svaren på ett antal gemensamma frågor i bakgrundsenkäterna som relaterar till de uppmätta förmågorna i de två studierna. Det gäller exempelvis sysselsättningssituation, högsta uppnådda utbildning, födelseland och arbetsledaransvar i jobbet. Nedan redovisas jämförelser mellan IALS 1994 och PIAAC 2012 för de fyra ålderskohorterna 16–20 år, 22–26 år, 28–32 år och 34–38 år i de två studierna. Kohort 1 i PIAAC (födda 1974–1978) utgörs av samma årskullar som kohort 4 i IALS, men nu 18 år äldre. Kohort 1 i IALS (födda 1956–1960) innehåller de första kullarna som gick i grundskolan enligt Lgr69 utan linjeuppdelning och gymnasieskolan enligt Lgy70 med allmäntheoretiska ämnen på alla program. Kohort 2 i IALS (födda 1962–1966) gick i grundskolan när de första IEA-studierna visade att svenska elever presterade mycket bra i de internationella undersökningarna av läsfärdigheter. Kohort 3 i IALS (födda 1968–1972) gick i grundskolans högstadium enligt Lgr80 och i gymnasieskolan före införandet av en treårig yrkesutbildning och ”decentraliseringsreformerna” på 1990-talet.

Invandringen hade under de 18 år som förflutit mellan de två studierna ändrat såväl karaktär som omfattning. Andelen utrikes födda är dubbelt så hög i kohort 1–3 2012 jämfört med 1994. I kohorten under 20 år har andelen fyrdubblats (tabell 3.14). Medan det fram till början av 1990-talet var relativt ovanligt med invandrade i skolåldrarna ökade detta påtagligt under de följande 20 åren.

I de svenska resultaten i IALS 1994 visade det sig att Sverige hade en mycket stor klyfta mellan invandrades och inföddas resultat. Samtidigt kunde man se att de som invandrat före skolstartsålder inte hade signifikant sämre resultat än den infödda befolkningen (Myrberg 2001).

Tabell 3.14. Andel utrikes födda i IALS 1994 och PIAAC 2012 i samtliga kohorter. Procent inom vardera kohort.

	Kohort 1 34–38 år	Kohort 2 28–32 år	Kohort 3 22–26 år	Kohort 4 16–20 år
IALS 1994	12	11	7	3
PIAAC 2012	21	24	11	13

KÖNSSKILLNADER I KOGNITIVA FÖRMÅGOR

De skolbaserade kunskapsmätningarna i OECD:s och IEA:s regi har konsekvent visat ett försprång för flickor när det gäller läsfärdigheter. Den senaste PISA-studien (Skolverket 2013) visar ett försteg för flickor även i naturkunskap. I matematik presterade svenska flickor och pojkar på samma nivå. Historiskt har det skett en utveckling mot mindre könsskillnader, det vill säga minskat försteg för pojkar i matematik och för flickor i läsförståelse. Den danska uppföljningsstudien från PISA 2000 till PIAAC 2012 (Rosdahl m.fl. 2014) visade att pojkarna hämtade upp en väsentlig del av flickornas försprång under åren från 15 till 27 års ålder. Vi har tyvärr ingen äkta longitudinell studie på svenska PISA- och PIAAC-data som kan belysa förhållandena i Sverige. Däremot kan tvärsnittsdata från PIAAC 2012 och IALS 1994 visa på såväl utveckling mellan ålderskohorter som utveckling över tid (generationsskillnader). Tabell 3.15 och 3.16 nedan visar att könsskillnaderna minskat under de 18 år som förflutit mellan studierna. I båda studierna är dock de signifikanta skillnader som uppträder till männens fördel.

Skillnaden till flickornas fördel i "prose literacy" i IALS 1994 är nästan signifikant på 5 procents nivå. I PIAAC 2012 är denna skillnad borta. Man kan vidare notera att statistiskt säkerställda skillnader till männens fördel framför allt uppträder i åldersgruppen 28–32 år i såväl PIAAC 2012 som IALS 1994.

Tabell 3.15. Differens män–kvinnor i förmågenivå (skalpoäng) i läsfärdigheter, räknefärdigheter och problemlösning i IT-miljöer mellan män och kvinnor för kohorter födda 1974–1978 till 1992–1996 i PIAAC (signifikanta värden fetstilta).

	Ålder			
	16–20 år	22–26 år	28–32 år	34–38 år
Läsfärdigheter	1,55	-1,0	4,86	-0,6
p-värde	0,687	0,920	0,406	0,442
Räknefärdigheter	7,90	7,80	13,45	10,0
p-värde	0,085	0,139	0,036	0,104
Problemlösning i IT-miljöer	5,80	-0,4	13,13	3,3
p-värde	0,084	0,920	0,001	0,442

Tabell 3.16. Differens i förmågenivå (skalpoäng) i IALS-skalor "prose literacy", "document literacy" och "quantitative literacy" mellan män och kvinnor födda 1956–1960 till 1974–1978 (signifikanta skillnader fetstilta).

	Ålder			
	16–20 år	22–26 år	28–32 år	34–38 år
"Prose literacy"	-9,0	6,0	3,7	-5,65
p-värde	0,063	0,285	0,631	0,280
"Document literacy"	1,9	12,5	13,1	5,95
p-värde	0,849	0,109	0,04	0,413
"Quantitative literacy"	6,2	12,1	16,6	14,05
p-värde	0,325	0,042	0,008	0,055

Högsta uppnådda utbildning

Den äldsta kohorten i IALS 1994 mötte en mycket välkomnande ungdomsarbetsmarknad när de lämnade grundskolan. I denna grupp, födda 1956–1960, var det 25 procent som lämnade skolsystemet med grundskola som högsta uppnådda utbildningsnivå.

Motsvarande andel i den äldsta PIAAC-kohorten, födda 1974–1978, är 6 procent. Ser man till andelen som har examen på högskolenivå är skillnaderna påtagliga mellan IALS-kohort 1–2 och PIAAC-kohort 1–2 (tabell 3.17 nedan). Under de 18 år som förflutit mellan de två studierna har andelen med högskoleutbildning ökat med närmare 50 procent. Den officiella målsättningen att hälften av en ungdomskull ska gå vidare till högskolan har med andra ord uppnåtts mellan 1994 och 2012. Ser man till slutsatserna i OECD:s internationella rapport (OECD 2013) motsvarar varje ytterligare skolår i regressionsmodellerna ungefär 7 skalpoäng på läsfärdighets- och räknefärdighetsområdena. Om detta skulle stämma in på jämförelserna

Tabell 3.17. Andel med högskoleutbildning i de äldsta IALS- och PIAAC-kohorterna (procent inom varje kohort).

Andel med eftergymnasial utbildning	34–38 år	28–32 år
IALS 1994	32	30
PIAAC 2012	49	47

mellan IALS- och PIAAC-kohort 1–2 borde PIAAC-resultaten för de två äldsta kohorterna ligga väsentligt över resultaten för motsvarande kohorter i IALS, vilket inte ser ut att vara fallet (med viss reservation för olikheterna i mått och skalning). Den höjda utbildningsnivån uttrycker sannolikt till inte oväsentlig del vidgad selektion snarare än höjd kvalifikation. En allt större andel får högskoleutbildning men inte fullt ut på samma kvalifikationsnivå som tidigare. Det återstår dock, som framhållits ovan, att etablera jämförbar skalning mellan de två studierna innan man kan uttala sig med någon säkerhet om detta.

SYSSELSÄTTNINGSSITUATION

IALS genomfördes 1994, mitt i ett av de mest bekymmersamma arbetsmarknadslägena under efterkrigstiden i Sverige. Detta avspeglas inte i påtagligt lägre sysselsättningsgrad men däremot i väsentligt högre arbetslöshetstal i IALS samtliga kohorter jämfört med PIAAC (tabell 3.18). De yngsta i IALS hade en väsentligt högre arbetslöshetsrisk än motsvarande grupp i PIAAC. Arbetslöshetsrisken för den yngsta kohorten relativt den äldsta har dock ökat väsentligt från IALS till PIAAC. Risken att bli arbetslös för 16–20-åringar i PIAAC 2012 är mer än 8 gånger så hög som risken att bli arbetslös bland 34–38-åringarna. I IALS 1994 är motsvarande tal inte fullt 5.

LÄS-, RÄKNE- OCH IT-RELATERADE VARDAGSVANOR UTANFÖR ARBETET

PIAAC-studien visade på skillnader till den yngsta kohortens fördel i många avseenden när det gäller läsning, räkning och IT-användning i vardagslivet utanför arbetet. När det gäller bok- och tidnings-/tidskriftsläsning

Tabell 3.18. Sysselsättningssituation i IALS jämfört med PIAAC (procent inom varje åldersgrupp).

	34–38 år	28–32 år	22–26 år	16–20 år
IALS 1994				
Sysselsättningsgrad	80	71	48	15
Relativ arbetslöshet	10	15	22	43
PIAAC 2012				
Sysselsättningsgrad	87	75	51	14
Relativ arbetslöshet	4	8	14	33

på fritiden är skillnaderna däremot små mellan kohorterna. Nio av tio i de tre äldsta PIAAC-kohorterna, och åtta av tio i den yngsta anger att de läser tidskrifter eller tidningar minst en gång per vecka. I motsvarande ålderskohorter i IALS anger nära 100 procent att de läser tidskrifter eller tidningar minst en gång per vecka på fritiden. Ungefär hälften i samtliga PIAAC-kohorter anger att de läser böcker minst en gång per vecka. Bilden är densamma i IALS, men med något lägre andel som läser böcker varje vecka i kohort 1. Frågorna om datoranvändning är något olika formulerade i de två undersökningarna. Skillnaderna är ändå så stora att de inte kan hänföras till frågeformulering. Andelen som anger att de någon gång använt dator på fritiden ligger på eller mycket nära 100 procent i samtliga PIAAC-kohorter. I IALS ställdes frågor om erfarenheter av ordbehandling respektive "annan" datoranvändning på fritiden. Tabell 3.19 visar på stora skillnader mellan ålderskohorterna i IALS.

Frågorna om datoranvändning i arbetet formulerades heller inte identiskt men är ändå mer jämförbara än frågorna om datoranvändning på fritiden. Skillnaderna mellan ålderskohorter följer samma mönster i de två studierna men med stora skillnader i nivå (tabell 3.20).

Tabell 3.19. Datorerfarenhet för de fyra ålderskohorterna i IALS 1994 (procent inom varje kohort).

	34–38 år	28–32 år	22–26 år	16–20 år
Använt ordbehandlingsprogram på dator	31	37	46	58
Använt dator för annat ändamål	26	31	43	54

Tabell 3.20. Datorerfarenhet för de fyra ålderskohorterna i PIAAC 2012 jämfört med IALS 1994 (procent inom varje kohort).

	34–38 år	28–32 år	22–26 år	16–20 år
PIAAC, "Erfarenhet av dator i jobbet, Ja/nej"	89	87	77	49
IALS, "Någon gång använt dator i jobbet"	51	51	43	25

Den yngsta kohorten i IALS utgörs av samma födelsekullar som den äldsta i PIAAC. De kan ses som pionjärer i privat datoranvändning i IALS 1994. I PIAAC 2012 finns inga generationsskillnader kvar i detta avseende. När det gäller datoranvändning i arbetet är åldersskillnaderna påtagliga i båda studierna samtidigt som den absoluta nivån på datoranvändning inte oväntat är väsentligt högre i PIAAC 2012 än i IALS 1994.

SAMMANFATTANDE SLUTSATSER

En första iakttagelse av regressionsanalyserna är att modellerna har begränsad förklaringskraft. Större delen av variationen i utfallsmåtten, såväl kognitiva färdigheter som arbetsmarknadsstatus förklaras av faktorer som inte ingår i analysen (eller i PIAAC över huvud taget). I den oförklarade variationen kan dölja sig både mätproblem (exempelvis bristande precision i bakgrundsfrågorna) och icke-kognitiva faktorer som motivation, uthållighet, noggrannhet och förmåga till socialt samspel. Vi kan ändå identifiera ett antal bärkraftiga slutsatser:

- * Sverige har "ett lärande arbetsliv". En majoritet i samtliga kohorter rapporterar att de lär sig nya saker i arbetet varje vecka. Samtidigt ger arbetslivet inte samma effekt på kognitiv utveckling i de avseenden PIAAC mäter som formell utbildning ger. Frågan om arbetslivet kan kompensera för brister i skolsystemet måste därför besvaras med nej. En reservation kan dock tillfogas, nämligen när det gäller kohorten födda 1986-1990, där läs-, räkne- och IT-innehållet i arbetet har effekt på "Problemlösning i IT-miljöer". Man kan samtidigt notera att de yngsta i studien har arbeten som i liten utsträckning utnyttjar deras goda IT-förmåga.
- * Åldersgruppen födda 1986-1990 har de bästa kognitiva resultaten på alla tre områdena. De var den första åldersgrupp som mötte grundskolans högstadium efter 1990-talets decentraliseringsreform. De omedelbara implementeringsproblemen reformen mötte i form av lärarmotstånd, villrådighet hos skolhuvudmännen om hur de nya målformuleringarna skulle tolkas etc. har alltså inte satt negativa spår i PIAAC för denna generation. Å andra sidan har den kohort som närmast mötte förändringarna under 2000-talets första decennium de sämsta resultaten av samtliga fyra kohorter. Delvis kan detta hänföras till deras ålder. Det naturliga utvecklingsförloppet när det gäller kognitiva färdigheter innebär att de bör ha en positiv utveckling framför sig. Jämförelserna med motsvarande generation i den arton år äldre IALS-studien pekar dock på att den

Yngsta PIAAC-generationen underpresterar. Här kan man notera en väsentligt större "uppgång" i läsfärdigheter mellan 17 och 23 år i PIAAC än i IALS – möjligen en indikation på att faktorer i skolan varit mindre gynnsamma för de allra yngsta i PIAAC (födda 1992–1996). Om det hade varit en fråga om bestående positiva effekter av decentraliseringsreformerna borde det ha gett utslag även i goda resultat för de yngsta i analysen. Så är det alltså inte. Sammantaget ger analysen inte belägg för att 1990-talsreformerna vare sig haft långsiktigt positiva eller negativa effekter på utvecklingen av kognitiva färdigheter i vuxen ålder, men att utvecklingen i skolan de senaste tio åren haft sådana negativa effekter. Hur ska man då tolka detta? En tänkbar förklaring är att det rör sig om eftersläpande negativa effekter av 1990-talsreformerna, vilket forskningen i övrigt inte ger belägg för. En alternativ och mer sannolik förklaring är att det rör sig om problem med lärarkompetens från 1990-talet och framåt. Minskad lärartäthet under 1990-talet drabbade den yngsta generationen i låg- och mellanstadieåren i grundskolan. Kvarstående, eventuellt också tilltagande, problem med ämnesobehörighet samt sämre och senare tillgång till specialpedagogiskt stöd är exempel på faktorer i 1990-talets och 2000-talets svenska skolsystem som drabbat de yngsta i studien särskilt hårt.

- * Höjd utbildningsnivå ger väsentligt större tillskott i kognitiva förmågor i analyserna än arbetslivserfarenhet. Ju längre tid i utbildningssystemet, desto bättre kognitivt utfall. Att de som stannar länge i utbildningssystemet har bättre kognitiva resultat i analysen än de som lämnar systemet tidigt kan dock också hänföras till selektionseffekter, det vill säga att elever med gradvis sämre förutsättningar sorteras ut ur systemet. För att kontrollera för detta skulle man behöva ha tillgång till avgångsbetyg från grundskolan i analysen.
- * Man kan se signifikanta negativa effekter på kognitiva färdigheter av arbetslöshetserfarenheter, men de är avsevärt mycket mindre än de positiva effekterna av höjd utbildningsnivå. Effekter av arbetslöshetserfarenheter i 19–21 års ålder ger inte signifikant effekt på arbetslöshet, medan däremot motsvarande erfarenheter i åldern 22–27 år har signifikanta effekter på arbetslöshet. Samtidigt finns en signifikant kohorteffekt så att kohort 3 drabbas hårdare, givet samma utgångsläge i analysen i övrigt. De har nått ung vuxen ålder när 2008 års kris drabbar arbetsmarknaden, samtidigt som samhällets insatser

mot ungdomsarbetslöshet haft gynnsam effekt för den yngsta åldersgruppen. Analysen visar också att arbetslösheterfarenhet i ungdomsåren har starkare negativ effekt på fortsatt kognitiv utveckling enligt PIAAC än den har på fortsatt arbetsmarknadsetablering.

- * Könsskillnaderna i PIAAC respektive IALS i läsfärdigheter och räknefärdigheter visar delvis olika mönster. Gemensamt i båda studierna är att åldersgruppen 28–32 år uppvisar signifikanta skillnader i de matematikrelaterade skalorna till männens fördel, medan skillnaderna i "literacy" inte är signifikanta i någon av studierna. Den stora (men ändå ej signifikanta) skillnaden till de yngsta kvinnornas fördel i IALS återfinns inte i PIAAC.

Referenser

- Andersson, C. (2007), *Lärartätthet, lärarkvalitet och arbetsmarknaden för lärare*. IFAU rapport 2007:5.
- Björklund, A., Fredriksson, P., Gustafsson, J.-E. & Öckert, B. (2010), *Den svenska utbildningspolitikens arbetsmarknadseffekter: vad säger forskningen?* IFAU Rapport 2010:13.
- Cunningham, A.E. & Stanovich, K. (2001), "What Reading Does for the Mind", *Journal of Direct Instruction*, 1(2), s. 137–149.
- Desjardins, R. & Warnke, A.J. (2012), *Ageing and Skills: A Review and Analysis of Skill Gain and Skill Loss Over the Lifespan and Over Time*. OECD iLibrary DOI 10.1787/5k9c5-vw87ckh-en.
- Edin, P.-A. & Gustavsson, M. (2008), "Time out of work and skill depreciation", *Industrial and Labor Relations Review*, 62(2), s. 169–180.
- Elbro, C., Möller, S. & Munk Nielsen, E. (1991), *Danskenes laesefærdigheder. En undersøgelse af 18–67-åriges læsning af dagligdags tekster*. Köpenhamn: Undervisningsministeriet.
- Fouganthine, A. (2012), *Dyslexi genom livet. Ett utvecklingsperspektiv på läs- och skrivsvårigheter*. Akademisk avhandling. Specialpedagogiska inst., Stockholms universitet.
- Hall, C. (2009), *Förlängningen av yrkeslinjerna på gymnasiet: effekter på avbopp, utbildningsnivå och inkomster*. Uppsala: IFAU Rapport 2009:7.
- Hattie, J. (2008), *Visible Learning: A Synthesis of over 800 Meta-Analyses Relating to Achievement*. London: Routledge.
- Högskoleverket, (2006), *Utvärdering av specialpedagogprogrammet vid svenska universitet och högskolor*. Högskoleverkets rapport 2006:10R.
- Kulturrådet (2008), *Kulturen i siffror 2008#6*.
- Myrberg, M. (2001), *The foundation for lifelong learning*, The National Agency for Education Report No 188. Stockholm: Skolverket.
- Myrberg, M. (2005), "Läs- och skrivpedagogiska perspektiv på lärarutbildningen 1975 – 2005", *Vägval i skolans historia*, vol. 5(3), s. 8–11.
- Nordström Skans, O. (2009), *Varför är ungdomsarbetslösheten så hög?* Rapport till Finanspolitiska Rådet 2009/6.

- OECD (1995), *Literacy, Economy and Society. Results of the first International Adult Literacy Survey*. Paris och Ottawa: OECD och Statistics Canada.
- OECD (2013), *OECD Skills Outlook 2013. First results from the survey of adult skills*, OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264204256-en>.
- Olli Segendorf, Å. (2013), *Unga i arbete i Norden. Ungas väg mot etablering på arbetsmarknaden i de nordiska länderna*. TemaNord 2013:572.
- Olofsson, J. (2014), *Lärningsutbildning – erfarenheter och möjligheter i skärningspunkten mellan kompetensförsörjning och socialpolitik*. Manus till ESO oktober 2014.
- Oscarsson, E. (2013), *Ungdomsarbetslöshet – mått, orsaker och politik*. Stockholm: SACO.
- Rosdahl, A. m.fl. (2014), *Fra 15 år til 27 år. Pisa 2000-eleverne i 2011/12*. Rapport 14:13. Köpenhamn: SFI.
- Samuelsson, S., Byrne, B., Olson, R.K., Hulslander, J., Wadsworth, S., Corley, R. Willcutt, E.G. & DeFries, J.C. (2008), "Response to early literacy instruction in the United States, Australia and Scandinavia: A behavioral-genetic analysis", *Learning and Individual Differences*, 18, s. 289–295.
- SCB (1999), *SCB AM9903*. http://www.scb.se/Statistik/AM/AM9903/_dokument/Betygens-utveckling-och-jamforelser-mellan-slutbetyg-och-resultat-pa-nationella-prov.pdf.
- SCB (2003), *Internationell utblick. Svensk utbildning i internationell statistik*. http://www.scb.se/statistik/_publikationer/UF0524_2004A01_BR_08_UF0104TEXT.pdf.
- SCB (2009), *SCB:s statistiska meddelanden AM11 SM0902*, http://www.scb.se/statistik/am/am0401/_dokument/aku_ungdomsarbetsloshet.pdf.
- Skolinspektionen (2011), *Förskolans pedagogiska uppdrag. Kvalitetsgranskning*. Rapport 2011:10.
- Skolverket (2013), *PISA 2012. 15-åringars kunskaper i matematik, läsförståelse och naturvetenskap*. Skolverkets rapport 398.
- SOU 2012:65 (2012), *Läsandets kultur – slutbetänkande av Litteraturutredningen*.
- SOU 2013:30 (2013), *Det tar tid – om effekter av skolpolitiska reformer*.
- SOU 2014:5 (2014), *Staten får inte abdikera – om kommunaliseringen av den svenska skolan*.
- Stanovich, K. (1986), Matthew Effects in Reading: Some Consequences of Individual Differences in the Acquisition of Reading, *Research Quarterly*, 21(4), s. 473–487.
- Yamamoto, K. (2002), *Estimating PISA Students on the IALS Prose Literacy Scale*. Paris: OECD. <http://www.oecd.org/edu/school/programme-for-international-student-assessment-pisa/33680659.pdf>.

4. Utbildning, yrkeserfarenheter och kognitiva färdigheter bland 50-, 60- och 70-talister¹

Patrik Lind och Erik Mellander

I den första PISA-undersökningen från år 2000 presterade svenska 15-åringar signifikant bättre än OECD-genomsnittet i samtliga undersökta kunskapsområden, medan de nu presterar signifikant sämre än OECD-snittet. En intressant fråga är hur det skulle ha sett ut om PISA-undersökningar hade genomförts även före år 2000. Hade de svenska eleverna även då haft bättre resultat än eleverna i andra länder? Denna fråga går naturligtvis inte att besvara. Däremot är det möjligt att bilda sig en uppfattning om i vilken utsträckning kunskaper och färdigheter skiljer sig åt mellan individer som tillhör olika åldersgrupper men som är för gamla för att ha kunnat delta i någon av PISA-undersökningarna. Det är syftet med denna analys och för detta ändamål utnyttjar vi kunskapsundersökningen PIAAC som för Sveriges del omfattar cirka 4 500 personer i åldrarna 16–65 år. Informationen i PIAAC-undersökningen kombineras med uppgifter i form av så kallade registerdata, som finns för hela den vuxna svenska befolkningen.

Vi undersöker om det finns skillnader i färdigheter mellan kohortgrupper födda under olika tidsperioder. Mera specifikt jämför vi följande tre kohortgrupper: födda 1946–1956, 1957–1972 och 1973–1981. Gruppindelningen motsvarar tre olika perioder i den svenska grund- och gymnasieskolans his-

¹ Vi vill rikta ett stort tack till MA Andres Vörk, Tartu Universitet, Estland, för värdefull hjälp med Stata-programmering.

toria, vilka beskrivs närmare i nästa avsnitt. Genom att jämföra hur bidraget från utbildning till de färdigheter som mäts i PIAAC skiljer sig mellan dessa kohortgrupper kan vi få en uppfattning om huruvida de tre motsvarande "utbildningsregimerna" skiljer sig med avseende på hur väl de har förberett eleverna för att kunna möta kraven i arbetslivet och i livet som samhällsmedborgare.

Eftersom PIAAC riktas till vuxna kan PIAAC-resultaten inte direkt användas för att dra slutsatser om utbildningssystemets bidrag till individernas förmågor – dessa kan ju ha påverkats även av individernas erfarenheter efter skolan, framför allt i yrkeslivet. Detta tar vi särskild hänsyn till i analysen och det ger oss också möjlighet att studera avvägningen mellan utbildning och yrkeserfarenheter vid uppbyggnaden av olika färdigheter. Därutöver beaktar vi också att det finns en motverkande tidsfaktor – när vi blir äldre tappar vi kunskaper och färdigheter, en del för att de blir föråldrade och tas ur bruk, andra för att vi inte använder dem och därigenom glömmer bort dem.

Till skillnad från de nedslående resultaten bland svenska 15-åringar i PISA-undersökningen visar PIAAC-undersökningen, som beskrivs i kapitel 2, över lag goda resultat för Sverige. Även när skolresultaten, så som de mäts i PISA, sjunker verkar alltså ändå majoriteten av den vuxna befolkningen i Sverige ha fullt tillräckliga färdigheter för att klara sig väl på dagens arbetsmarknad. En förklaring till detta resultat skulle kunna vara att de äldre kohorterna i PIAAC lyfter upp Sveriges resultat och agerar motvikt till den negativa trend bland de unga som PISA visar. Om det är så, är det möjligt att det finns skillnader mellan olika grupper bland de äldre (och bättre presterande) kohorterna när det gäller i vilken utsträckning de agerar motvikt till de yngre (och sämre presterande) kohorterna.

En metodologisk utmaning består i att försöka separera skolans, arbetslivets och åldrandets inverkan på individernas färdigheter. De tre faktorerna är inbördes beroende och påverkas också av olika bakgrundsfaktorer som uppväxtförhållanden, härkomst och familjebakgrund. Ytterligare en metodologisk utmaning är att ta hänsyn till att det finns dubbelriktade orsakssamband. Exempelvis torde en individs förmågor inte bara påverkas av hennes utbildningsval, utan hennes förmågor påverkar troligen också hur mycket utbildning hon skaffar sig. Vår analysmodell tar särskild hänsyn till båda dessa svårigheter.

Nästa avsnitt innehåller en kort beskrivning av tre olika perioder i den svenska ungdomsskolan under efterkrigstiden, perioder som kan ha haft olika inverkan på de vuxna svenskarnas färdigheter. I avsnittet därpå dis-

kuterar vi den regressionsmodell som vi har formulerat för den empiriska analysen. Därefter följer, i tur och ordning, en redogörelse för våra data, resultaten från vår analys och en sammanfattning med slutsatser.

Tre perioder i den svenska ungdomsskolan

92

I vår empiriska analys delar vi in deltagarna i PIAAC-undersökningen i tre kohortgrupper: födda 1946–1956, 1957–1972 respektive 1973–1981. Dessa tre kohortgrupper motsvarar tre olika perioder i den svenska ungdomsskolan – grundskola och gymnasium – under efterkrigstiden.

Den första perioden karakteriseras av att den så kallade enhetsskolan – föregångaren till dagens grundskola – inte var införd i alla delar av landet.² Övergången till enhetsskolan från folkskolan och realskolan skedde successivt. Under åren 1949–1962 kunde kommunerna ansöka hos Skolöverstyrelsen om att få införa enhetsskolan. År 1962 fattade riksdagen beslut om att enhetsskolan senast 1969 skulle vara införd i hela landet (se Holmlund 2007). I praktiken var dock så gott som alla kommuner anslutna redan när riksdagsbeslutet fattades (se Fredriksson och Öckert, 2014). I vår empiriska analys har vi därför antagit att perioden som karaktäriseras av att enhetsskolan inte var införd i alla delar av landet sträcker sig till och med 1963. Med skolstart vid 7 års ålder innebär det att den sista kohorten som kan hänföras till perioden är född 1956.³

Under den andra perioden kännetecknas ungdomsskolan av tre förhållanden: i) enhetsskolan var helt genomförd, ii) 1971 års gymnasiereform, som innebar att fackskolan och yrkesskolan integrerades i den treåriga gymnasieskolan, hade genomförts men iii) 1990-talets skolreformer hade ännu inte fått något genomslag. Detta gäller för kohorterna födda 1957–1972 där de äldsta började skolan 1964 och de yngsta gick ut gymnasiet våren 1990 eller våren 1991.

2 Begreppet enhetsskola är en aning missvisande. Enhetsskolan var nämligen inte helt enhetlig i den meningen att linjeval i årskurs 9 förekom ända in på 1970-talet.

3 Denna gränsdragning blir med nödvändighet något godtycklig och motsvarande problem finns även i fråga om avgränsningarna av de två andra perioderna; det går helt enkelt inte att urskilja tydliga start- och sluttidpunkter för något av de tre skedena i utbildningssystemet som vi studerar. Detta är dock inget allvarligt problem eftersom vi beaktar att alla individer *inom* kohortgrupperna inte har omfattats av motsvarande utbildningsregimer i samma omfattning, se sista stycket i detta avsnitt.

Den sista perioden karaktäriseras av att de som då gick i gymnasieskolan påverkades av några av de reformer som genomfördes i ungdomsskolan i början av 1990-talet. Det gäller, för det första, införandet av den treåriga gymnasieskolan eller, rättare sagt, förlängningen av de yrkesinriktade gymnasieprogrammen från två till tre år. Denna reform genomfördes 1991 och hade föregåtts av en försöksverksamhet under slutet av 1980-talet. Kohorterna födda 1973 och 1974 påbörjade gymnasiet när försöksverksamheten var som mest utbyggd⁴ och kohorterna födda 1975 eller senare gick i gymnasiet efter det att den treåriga gymnasieskolan hade införts i hela landet. För det andra infördes en ny läroplan för gymnasiet 1994, Lpf94, vilken omfattade kohorterna födda 1976 och senare. Dessutom, för det tredje, kommunaliserades skolan sommaren 1991, vilket innebar att kohorter födda 1973 och senare delvis gick på gymnasiet när detta fått en kommunal huvudman.⁵

I vår analys motsvaras den sista perioden av kohorter som är födda 1973–1981. Att vi inte har inkluderat individer födda efter 1981 motiveras av att vi även för de yngsta i kohortgruppen vill möjliggöra tillförlitliga skattningar av hur yrkeserfarenheter inverkar på individens färdigheter.

Slutligen bör det betonas att inom de tre kohortgrupperna finns det delvis betydande skillnader mellan individer med avseende på hur mycket de har påverkats av det aktuella skedet i utbildningssystemet. Eftersom det viktigaste skälet till dessa skillnader är att individerna är födda vid olika tidpunkter kontrollerar vi i vår empiriska analys för skillnader i ålder mellan individer inom en och samma kohortgrupp.

Analysmodellen

I detta avsnitt diskuterar vi först några viktiga antaganden som vår statistiska analys vilar på. Därefter beskriver vi uppläggningsen av den regressionsanalys som vi genomför.

4 Försöksverksamheten startade i mycket blygsam skala läsåret 1987/88 då den omfattade cirka 500 elever. Lsåret 1988/89 utvidgades försöket till drygt 6 000 studieplatser. Lsåren 1989/90 och 1990/91, när elever födda 1973 respektive 1974 påbörjade gymnasiet, omfattade försöksverksamhet 10 000 respektive 11 000 studieplatser, se Ekström (2003, s. 104) och Hall (2013).

5 För kohorten född 1973 gäller detta dock endast de elever som gick ett treårigt program.

Grundläggande antaganden

För att analysen inte ska bli ohanterlig är vi tvungna att göra fyra förenklande antaganden. Dessa diskuteras utförligt i ruta "Analysantaganden – diskussion". För det första (antagande A₁) antar vi att PIAAC, genom poängen i läs-, räkne- och problemlösningsfärdigheter, ger information om i vilken utsträckning de undersökta individerna har de färdigheter som behövs i arbetslivet och i livet som medborgare, med avseende på dessa tre typer av kognitiva färdigheter.

I syfte att underlätta separerandet av utbildningens inflytande på färdigheterna från inverkan av hemmiljön gör vi också antagandet (A₂) att det i PIAAC finns information som gör det möjligt att kontrollera för familjebakgrund och uppväxtförhållanden som kan ha påverkat individens färdigheter.

Vi antar vidare (A₃) att det finns variabler som påverkar färdigheter men inte utbildning och yrkeserfarenheter. På motsvarande sätt antar vi att det finns variabler som påverkar utbildning men inte färdigheter och yrkeserfarenheter samt variabler som påverkar yrkeserfarenheter men inte färdigheter och utbildning. Vi gör dessa antaganden för att kunna särskilja de samband som i modellen avser färdigheter respektive utbildning och yrkeserfarenhet.

Slutligen (antagande A₄) antar vi att individer, i sina utbildningsval, fäster avseende vid de förväntade löner som är förknippade med olika yrken och att de, när de bildar sina förväntningar, är rationella och framåtblickande.

Analysantaganden – diskussion

Antagande 1 (A₁): PIAAC ger, genom poängen i läs-, räkne- och problemlösningsfärdigheter, information om i vilken utsträckning de undersökta individerna har de färdigheter som behövs i arbetslivet och i livet som medborgare.

Innebörden av detta antagande är att så kallade kognitiva färdigheter, alltså intellektuella och kunskapsmässiga färdigheter, är tillräckliga för att man ska kunna klara av de utmaningar man möter i arbets- och samhällslivet. Detta är en förenkling i så måtto att vi exempelvis bortser från betydelsen av sociala och fysiska färdigheter.

Antagande 2 (A2): I PIAAC finns information som gör det möjligt att kontrollera för familjebakgrund och uppväxtförhållanden som kan ha påverkat individens färdigheter.

Konkret tänker vi på information om individernas födelseland (inrikes respektive utrikes födda), föräldrarnas egenskaper samt faktorer i hemmiljön som kan antas påverka utvecklingen av individernas färdigheter.

Vi måste också beakta att individens utbildning inte bara påverkar hennes färdigheter utan att hennes färdigheter även påverkar (omfattningen på) hennes utbildning. På motsvarande sätt är det rimligt att tänka sig att det finns ett dubbelriktat samband mellan färdigheter och yrkeserfarenheter. För att vi ska kunna ta hänsyn till dessa dubbelriktade samband och samtidigt kunna bestämma hur utbildning och yrkeserfarenheter påverkar färdigheter måste vi göra följande antagande.

Antagande 3 (A3): Det finns variabler som påverkar färdigheter men inte utbildning och yrkeserfarenheter. På motsvarande sätt finns det variabler som påverkar utbildning men inte färdigheter och yrkeserfarenheter samt variabler som påverkar yrkeserfarenheter men inte färdigheter och utbildning.

För att exemplifiera: fortbildning på arbetet, alltså olika former av personalutbildning som arbetsgivaren bekostar, kan förmodas påverka individernas färdigheter men har knappast någon inverkan på individens antal år i (formell) utbildning och hur många års yrkeserfarenhet hen har. Men självklart är det inte. Att fortbildning (senare) i yrkeslivet inte har någon betydelse för individens utbildningsval i ungdomsåren utesluter exempelvis inte att tillgången till personalutbildning kan påverka individens beslut att i vuxen ålder höja eller komplettera sin formella utbildning. Detta resonemang visar att det kan vara förenat med betydande svårigheter att uppfylla A3 och, därmed, att kunna särskilja hur färdigheter på individnivå påverkas av utbildning, yrkeserfarenhet och andra faktorer.

Antagande 4 (A4): I sina utbildningsval fäster individer avseende vid de förväntade löner som är förknippade med olika yrken och när de bildar sina förväntningar är de rationella och framåtblickande.

Vi är speciellt intresserade av att undersöka utbildningens inverkan på individens färdigheter och det innebär att det är särskilt viktigt att hitta en faktor som påverkar utbildningsvalet men som inte har något inflytande

på individens färdigheter och antal år av yrkeserfarenhet. Detta är motivet till detta antagande som innehåller två komponenter. Den första är att när individer väljer utbildning beaktar de att olika utbildningar, och därmed olika yrken, är förknippade med olika löner. Att ekonomiska överväganden påverkar utbildningsvalet, så en högre lön föredras framför en lägre, under i övrigt lika förutsättningar, framstår som ett mycket rimligt antagande.

Den andra komponenten i antagandet A4 handlar om hur individer beter sig när de bildar sina förväntningar om framtida löner. De antas därvid vara både rationella och framåtblickande, vilket innebär att de både har tillgång till all relevant information och använder denna på bästa möjliga sätt. Detta kan förefalla vara ett egenartat starkt antagande. Men att anta att individer försöker bete sig rationellt och att i möjligaste mån se framåt, snarare än bakåt, är mycket naturligt. Frågan är mera *hur* rationella och framåtblickande människor är. Här har vi gjort det extrema antagandet att de individer vi studerar är fullständigt rationella och perfekt framåtblickande. Skälet är inte att vi tror att detta antagande är berättigat, annat än som en enkel approximation, utan att det innebär att vi kan skapa en variabel som bidrar till att särskilja utbildningens inverkan på individernas färdigheter från andra faktorer. Under antagande A4 kan vi nämligen skatta den förväntade livsinkomst som har påverkat individernas utbildningsval med hjälp av den livsinkomst hen faktiskt senare har erhållit som yrkesverksam. Intuitionen är att fullständigt rationella och perfekt framåtblickande individer kommer att välja det (utbildnings)alternativ som är optimalt för dem. Det (senare) faktiskt realiserade alternativet kommer alltså att sammanfalla med det som i valtidpunkten framstår som det bästa förväntade alternativet. För att skatta den faktiska livsinkomsten utgår vi från resultaten i Böhlmark och Lindquist (2006) som säger att de löner som individer erhåller i åldersintervallet 35–45 är nära relaterade till deras livsinkomster och att även löner i det lite bredare åldersintervallet 30–49 är ger en god information om individernas livsinkomster.

Att antagandet A4 säger att individens utbildningsval påverkas av ekonomiska överväganden utesluter naturligtvis inte att valet även kan påverkas av andra faktorer. Detta är i själva verket mycket troligt. Problemet är att många av dessa andra faktorer är svåra att mäta – det gäller exempelvis värderingar och sociala normer. Delvis torde de dock fångas upp av att vi kontrollerar för familjebakgrund och uppväxtförhållanden.

Regressionsanalysen

Vår regressionsanalys är uppbyggd i två steg. I det första steget utnyttjar vi individernas resultat på testerna i PIAAC av läsfärdigheter, räknefärdigheter samt färdigheter i problemlösning med hjälp av IT för att skatta ett sammanvägt mått på individernas kognitiva färdigheter, ett färdighetsindex, uttryckta i termer av resultaten på de tre testerna. I det andra steget skattas en regressionsmodell där individernas färdighetsindex, utbildning och yrkeserfarenheter förklaras med hjälp av information om uppväxtförhållanden, ålder samt uppgifter om individernas arbetsliv och familjesituation.⁶

97

SKATTNING AV ETT FÄRDIGHETSINDEX

Utgångspunkten är antagandet A_1 ovan, som säger att resultaten från testerna i PIAAC ger oss all information som behövs för att vi ska kunna bilda oss en uppfattning om i vilken utsträckning individerna har de färdigheter som krävs för att de ska kunna klara sig i arbetslivet och som samhällsmedborgare. Frågan är nu hur resultaten från de olika testerna på bästa sätt kan vägas samman till *ett* aggregerat mått, ett färdighetsindex.

I det färdighetsindex som används i vår grundmodell har resultaten från de tre testerna tilldelats lika stora vikter, alltså en tredjedel vardera. I känslighetsanalyser undersöker vi hur våra resultat påverkas när vi låter vikterna variera mellan $1/5$ och $1/2$. De olika viktuppsättningarna redovisas i tabell 4.1.

Tabell 4.1. Vikter använda vid beräkningen av olika färdighetsindex.

Specifikation av färdighetsindex (FI)	Resultat avseende färdighet i		
	Läsning	Räkning	Problemlösning
Referensspecifikation (FIR)	1/3	1/3	1/3
Känslighetsanalys 1 (FIK1)	0,2	0,3	0,5
Känslighetsanalys 2 (FIK2)	0,5	0,2	0,3
Känslighetsanalys 3 (FIK3)	0,3	0,5	0,2

6 Användningen av ordet förklara här, och i det följande, bör ses som ett uttryck för en metodologisk ambition snarare än som ett uttryck för att det faktiskt är möjligt att tolka regressionsmodellen som att den innehåller orsakssamband. Orsakstolkningen är endast berättigad under starka villkor. Dessa villkor diskuteras i en kommande IFAU-rapport.

REGRESSIONSMODELLEN

Den regressionsmodell vi använder skattas på individnivå och innehåller tre regressionsekvationer. Ekvationernas beroende variabler utgörs av (en specifikation av) färdighetsindexet, individens antal år i utbildning samt individens yrkeserfarenhet, också mätt i antal år. Att vi mäter både utbildning och yrkeserfarenhet i antal år beror på att vi därigenom enkelt kan beräkna hur utbytbara utbildning och yrkeserfarenhet är i fråga om uppbyggnaden av färdigheter.⁷

Regressionsmodellen tar också hänsyn till att det finns dubbelriktade samband mellan färdigheter, utbildning och yrkeserfarenhet. Detta innebär att färdighetsindexet inte bara är en beroende variabel utan också ingår bland de variabler som bidrar till att förklara variationen i utbildning och yrkeserfarenhet mellan olika individer. På motsvarande sätt ingår antal år av utbildning som förklaringsvariabel i ekvationerna som bestämmer färdigheter och yrkeserfarenhet liksom yrkeserfarenhet ingår som förklaringsvariabel i färdighets- och utbildningsekvationerna.⁸

I det följande specificeras den centrala regressionsekvationen i modellen, nämligen den som bestämmer individens värde på färdighetsindexet. I specifikationen skiljer vi på endogena variabler, kontrollvariabler och identifierande variabler. Endogena variabler är de som bestäms i modellen, i det här fallet färdighetsindexet, antal utbildningsår samt antal år av yrkeserfarenhet. Kontrollvariabler är variabler som gör det möjligt att beakta att de samband som ingår i modellen kan se olika ut för olika undergrupper av individer, exempelvis individer i olika åldrar och för inrikes respektive utrikes födda. Alla kontrollvariabler ingår i var och en av de tre regressionsekvationerna. De identifierande variablerna gör det möjligt att särskilja ekvationerna för färdigheter, utbildning och yrkeserfarenhet från varandra. Det är inte helt enkelt att hitta identifierande variabler, alltså variabler som påverkar en av de endogena variablerna men inte de andra. Detta gäller särskilt färdighets-ekvationen, vilket vi kommenterar nedan och även beaktar i den empiriska analysen.

7 Vi inser naturligtvis att antal år är ett trubbigt mått. Som framgår nedan har vi dock i den empiriska analysen tagit med variabler som indirekt ger information om inriktningen på utbildningen och på motsvarande sätt ingår variabler som nyanserar informationen om individens antal år av yrkeserfarenhet.

8 I statistiska termer utgörs regressionsmodellen av ett simultant system av regressions-ekvationer för färdigheter, utbildning och yrkeserfarenhet.

Den första ekvationen i regressionsmodellen, vilket är den ekvation vars resultat vi i huvudsak är intresserade av, är den som bestämmer individens färdigheter:

$$\begin{aligned} färdigh_i = & a_1 utbildn_i + a_2 yrkeserf_i \\ & + a_3 (\underline{sem\ jobbet})_i + a_4 (\underline{kurser\ jobbet})_i \\ & + a_5 (\underline{a\ tillv\ bygg})_i + a_6 (\underline{a\ IT-intensiva})_i + a_7 (\underline{a\ övr\ privat})_i \\ & + \alpha'x_i + \varepsilon_{fi}. \end{aligned} \quad (1)$$

99

I ekvation (1), liksom i de följande, tillämpar vi följande beteckningar:

- * Binära variabler, det vill säga variabler som endast kan anta värdena 0 eller 1 (dummy-variabler) betecknas med D , se specifikation nedan av kontrollvariablerna i vektorn x . Subindexet på D anger den egenskap som innebär att variabeln antar värdet 1.
- * Variabelnamn som börjar med $a_$ utgör andelar – decimaltal mellan 0 och 1 – som här är avrundade till jämna tiondelar.
- * När gångertecknet $\times$ förekommer i ett variabelnamn innebär det att variabeln utgörs av en produkt av de variabler som står på ömse sidor om gångertecknet.
- * Identifierande variabler är understrukna.
- * Kontrollvariablerna ingår i vektorn x . De utgörs av en konstant samt variabler som innehåller information om:
 - * individen är utrikesfödd, D_{immig} , och, i så fall, invandrade till Sverige före 7 års ålder, $D_{immig} \times D_{\text{ålder}_{immig} < 7}$,
 - * utbildningen hos individens föräldrar; $D_{ma\ gymn}, D_{ma\ univ}, D_{pa\ gymn}, D_{pa\ univ}$,
 - * individens uppväxtmiljö, i form av antal böcker i hemmet, $böcker_hemma$,
 - * individens ålder, ålder .

Samtliga variabler i ekvation (1) definieras i tabell A1 i Appendix A.

I färdighetsekvationen ingår tre grupper av identifierande variabler. En viktig uppgift för de identifierande variablerna är att nyansera den information som de endogena variablerna $utbildn$ och $yrkeserf$ innehåller – båda dessa mäts ju (endast) i antal år. Den första gruppen av identifierande variabler kompletterar $yrkeserf$ genom att fånga upp individens deltagande i

fortbildning på arbetet, i form av seminarier och kurser, under de 12 månader som föregick individens deltagande i PIAAC. Den andra gruppen identifierande variabler ger ytterligare information om individens yrkeserfarenheter genom att visa hur dessa har fördelat sig på branscher och sektorer under åren 2001-11: variablerna *a tillv bygg*, *a IT-intensiva* och *a övr privat* mäter inverkan av (andelarna av) tiden som individen har arbetat i tillverkningsindustrin, IT-intensiva branscher respektive övrig privat sektor på individens färdigheter, i förhållande till andelen av tiden som har spenderats i den offentliga sektorn, som utgör referenskategori.⁹ Dessa variabler ger också information om inriktningen på individernas utbildning.

I regressionsmodellen ingår ytterligare två ekvationer, som bestämmer individens antal år i utbildning samt antal år med yrkeserfarenhet. Eftersom dessa ekvationer inte är lika centrala som (1) beskrivs de inte i denna rapport utan i en kommande IFAU-rapport.

Data och urval för analys

Detta avsnitt inleds med en redovisning av hur de data vi använder i vår analys förhåller sig till den svenska PIAAC-undersökningen. Därefter beskriver vi hur våra PIAAC-data har kompletterats med registerdata. Innehållet i detta utökade datamaterial belyses med hjälp av deskriptiv statistik, uppdelad på de tre kohortgrupper vi studerar. Avslutningsvis visar vi de färdighetsindex vi får när vi tillämpar de olika vikterna i tabell 4.1 på de individer som ingår i vår analys.

URVALET UR DEN SVENSKA PIAAC-UNDERSÖKNINGEN

I vår studie utgår vi från de data som har samlats in under genomförandet av PIAAC. Respondenterna utgör ett representativt urval av Sveriges befolkning om cirka 4 500 observationer i åldrarna 16–65 år. I våra analyser studerar vi dock endast de som är födda 1981 eller tidigare, vilket innebär att de var minst 30 år gamla när PIAAC genomfördes. I PIAAC uppgår dessa individer till 3 234 stycken. För att kunna genomföra vår analys behöver vi dock lägga på ytterligare restriktioner på individerna, utöver åldersvillkoret.

⁹ Dessa andelsvariabler kan jämföras med motsvarande binära variabler. Motsvarande binära variabler talar bara om huruvida individen har arbetat i en viss bransch/sector eller inte. Andelsvariablerna däremot innehåller både denna uppgift och information om hur länge individen arbetat i branschen/sectorn.

Tabell 4.2 visar att dessa restriktioner medför att det antal individer vi studerar uppgår till 2 661 personer, eller knappt 60 procent av det ursprungliga urvalet.

Av tabell 4.2 framgår att den restriktion som mest minskar antalet observationer är individer som faller bort på grund av att de inte har genomfört testet av färdigheter i problemlösning med hjälp av IT – det rör sig om ungefär var tionde individ.¹⁰ Därefter utgörs den viktigaste begränsningen av att vi utelämnar individer som arbetar inom jord- och skogsbruk eller fiske samt egna företagare.

Tabell 4.2. Bortfallsbeskrivning.

	Kohortgrupp			
	1946–1956	1957–1972	1973–1981	Summa
Antal individer i PIAAC	1 032	1 463	739	3 234
Bortfall:				
Individer som arbetar inom jord-, och skogsbruk, inom fiskerinäring eller som egna företagare ¹	-37	-45	-34	-116
Individer för vilka uppgift saknas om utbildning eller yrkeserfarenhet	-5	-14	-16	-35
Individer för vilka uppgift saknas om årsinkomst	-49	-14	-26	-89
Individer för vilka resultat saknas på färdighetstest i problemlösning med dator/IT ²	-165	-124	-44	-333
Summa bortfall	256	197	120	573
Antal individer som analyseras	776	1 266	619	2 661

¹ Dessa individer exkluderas då deras löneinkomster inte utgör ett bra underlag för att skatta deras livsinkomster.

² Dessa individer har antingen avböjt att göra färdighetstestet på dator eller inte fått möjlighet att göra det på grund av konstaterade bristande grundläggande IT-kunskaper.

10 Det bör dock nämnas att bland alla deltagande länder i PIAAC var Sverige det land som hade lägst andel individer som inte genomförde färdighetstestet i problemlösning med hjälp av IT.

TILLÄGG AV REGISTERDATA GER DET FULLSTÄNDIGA DATAMATERIALET

Förutom resultat från testerna av läs- och räknefärdigheter samt färdighet i problemlösning med hjälp av IT innehåller PIAAC omfattande bakgrundsinformation om bland annat deltagarnas familjesituation, utbildning och fortbildning samt arbetslivshistorik. En nackdel är dock att mycket av bakgrundsinformationen endast avser de senaste 12 månaderna före intervjutillfället. För att råda bot på detta tillkortakommande har vi kompletterat PIAAC med registerdata, hämtade från den omfattande databas som finns vid Institutet för arbetsmarknads- och utbildningspolitisk utvärdering (IFAU).

Registeruppgifterna består av historiska årsobservationer på individnivå, som längst från 1993 till 2011. Med hjälp av dessa registerdata får vi uppgifter om respondenternas sysselsättningsstatus, yrke, bransch, sektor och årslöneinkomster för alla år som de finns tillgängliga i register, maximalt 19 år.

Utgångspunkten är de uppgifter i PIAAC som visar respondenternas situation vid tillfället för undersökningen. Dessa uppgifter kompletterar vi med registerdata som ger information om exempelvis hur stor del av sitt arbetsliv en individ under de föregående åren har spenderat i en viss bransch. Detta är viktig information av den enkla anledningen att den bransch där en individ har tillbringat största delen av sitt arbetsliv antagligen har haft större påverkan på hans eller hennes färdigheter än vad det nuvarande jobbet haft (om de inte är en och samma).

Med utgångspunkt i antagandet A₄, se avsnittet ovan som beskriver analysmodellen, sammanställer vi för alla respondenter de årsinkomster av arbete som de haft när de har varit mellan 30 och 49 år gamla. Vi sätter sedan årslöneinkomsterna i relation till de genomsnittliga årslöneinkomsterna för samtliga arbetstagare de aktuella åren, så att vi får observationer på individernas relativa årslöneinkomster. Slutligen beräknar vi genomsnittet, per individ, av dessa relativa årslöneinkomster och använder dem som skattningar av individernas relativa livslöner.

Deskriptiv statistik för de variabler som ingår i analysen presenteras i tabell 4.3. Samtliga variabler definieras i tabell A1 i appendix A. Tabellen har delats in efter de tre kohortgrupper som vi studerar.

Av tabell 4.3 framgår att kohortgruppen med de tidigast födda har lägre värden på samtliga färdigheter än kohortgruppen med individer födda 1957–1972, som i sin tur i genomsnitt har lägre värden på samtliga färdigheter än kohortgruppen med födda 1973–1981. Detta är i linje med OECD (2013, s. 190–198). Skillnaderna är dock inte statistiskt säkerställda. En närmare

granskning av skillnaderna i resultat mellan kohorterna visar att dessa, inte helt oväntat, är störst för färdigheter i problemlösning med IT. De minsta skillnaderna föreligger ifråga om räknefärdigheter. Att notera är också att skillnaderna mellan de två äldsta kohorterna genomgående är större än mellan de två yngsta, trots att skillnaderna i genomsnittsålder är små – 13,9 år mellan de äldsta kohorterna och 12,2 år mellan de yngsta, jämför kontrollvariabeln *ålder*.

Antalet utbildningsår skiljer sig inte påfallande mycket mellan kohorterna.¹¹ Skillnaden på drygt ett år mellan den äldsta kohortgruppen och gruppen med födda 1957–1972 beror i allt väsentligt på införandet av enhets-skolan som i allmänhet förlängde den grundläggande utbildningen med ett år, från 8 till 9 år. Skillnaden mellan de två yngsta kohortgrupperna beror framför allt på en ökning av tillströmningen till universitet och högskolor, jämför Björklund med flera (2010, figur 10.1, s. 265).

Vad gäller kontrollvariablerna visar tabell 4.3 att andelen immigranter har ökat mellan den äldsta kohortgruppen, födda 1946–1956, och den näst äldsta, födda 1957–1972, från 10 till 20 procent, varefter andelen legat konstant. Däremot har andelen av immigranterna som har invandrat till Sverige före 7 års ålder, och därmed har genomgått hela sin utbildning i det svenska skolsystemet, ökat i den yngsta kohortgruppen, födda 1973–1981, jämfört med de två äldre kohortgrupperna. Det rör sig om en fördubbling, från 10 till 20 procent av de utrikes födda. Stora skillnader mellan kohortgrupperna kan också noteras i fråga om föräldrarnas utbildningsbakgrund. Exempelvis framgår att jämfört med den äldsta kohortgruppen har andelen individer i den yngsta kohortgruppen med en mamma eller pappa med endast grundskoleutbildning minskat till hälften.

En observation i fråga om förklaringsvariablerna är att de två indikatorer på personalutbildning som vi använder, antal seminarier och workshops samt antal kurser, inte tyder på stora skillnader mellan kohortgrupperna. Speciellt syns ingen tydlig tendens till att deltagandet i personalutbildning är lägre bland de äldre än bland de yngre i arbetskraften, åtminstone inte när det gäller deltagande i kurser på jobbet. Detta mönster avviker från både den empiriska och teoretiska litteraturen, enligt vilka de äldres deltagande

11 För beräkningen av antalet utbildningsår, se Appendix B. Som framgår där är de skillnader mellan kohortgrupperna i fråga om antalet utbildningsår som redovisas i tabell 4.3 likväl betydligt större än de som erhålls om motsvarande variabel i PIAAC används, benämnd YRSQUAL_T.

Tabell 4.3. Deskriptiv statistik per kohortgrupp; medelvärden och standardavvikelser (inom parentes).

	Födda 1946–1956	Födda 1957–1972	Födda 1973–1981
Endogena (förklarade) variabler			
<i>färdigh – läsning</i> , poäng	272,4 (39,8)	288,4 (43,5)	300,7 (42,0)
<i>färdigh – räkning</i> , poäng	281,6 (41,7)	290,4 (46,7)	298,6 (46,3)
<i>färdigh – probl.lösn</i> , poäng	260,3 (40,0)	284,3 (43,7)	301,4 (38,9)
<i>färdigh-index, lika vikter (FIR)</i>	271,4 (37,7)	287,7 (42,0)	300,3 (39,5)
<i>utbildn</i> , antal år ¹	11,4 (2,5)	12,6 (2,6)	13,3 (2,4)
<i>yrkeserf</i> , antal år ²	37,4 (6,7)	23,8 (7,0)	11,7 (4,5)
Kontrollvariabler			
D_{immig}	0,1 (0,3)	0,2 (0,4)	0,2 (0,4)
$D_{\text{immig}} \times D_{\text{ålder_immig} < 7}$	0,02 (0,1)	0,02 (0,2)	0,04 (0,2)
<i>böcker_hemma</i> , antal ³	190,2 (158,7)	211,4 (163,0)	252,2 (168,2)
$D_{\text{ma_grund}}$ referenskategori	0,8 (0,4)	0,6 (0,5)	0,4 (0,5)
$D_{\text{ma_gymn}}$	0,1 (0,3)	0,2 (0,4)	0,3 (0,5)
$D_{\text{ma_univ}}$	0,1 (0,3)	0,2 (0,4)	0,3 (0,5)
$D_{\text{pa_grund}}$ referenskategori	0,7 (0,5)	0,6 (0,5)	0,4 (0,5)
$D_{\text{pa_gymn}}$	0,1 (0,3)	0,2 (0,4)	0,3 (0,4)
$D_{\text{pa_univ}}$	0,2 (0,4)	0,2 (0,4)	0,3 (0,5)
<i>ålder</i>	60,2 (3,3)	46,3 (4,6)	34,1 (2,6)
Exogena (förklarande) variabler			
<i>sem jobbet</i> , antal, senaste 12 mån	1,0 (2,8)	1,5 (3,8)	1,4 (2,9)
<i>kurser jobbet</i> , antal, senaste 12 mån	0,5 (2,4)	0,6 (2,2)	0,6 (2,2)
<i>a tillv bygg</i> , andel tid 2001–11 ⁴	0,3 (0,4)	0,3 (0,4)	0,2 (0,3)
<i>a IT-intensiva</i> , andel tid 2001–11 ⁴	0,1 (0,3)	0,1 (0,3)	0,1 (0,2)
<i>a övr privat</i> , andel tid 2001–11 ⁴	0,2 (0,4)	0,3 (0,4)	0,4 (0,3)
<i>a off. sektor</i> , andel tid 2001–11 ⁴ , referenskategori	0,4 (0,5)	0,3 (0,4)	0,3 (0,4)
$E(\text{rel. livsink})^5$	1,1 (0,7)	1,0 (0,5)	0,9 (0,5)
D_{kvinn}	0,5 (0,5)	0,5 (0,5)	0,5 (0,5)
<i>ant_barn</i>	2,2 (1,3)	2,0 (1,2)	1,3 (1,1)
Antal observationer	776	1 266	619

¹ För beräkningen av antalet utbildningsår, se Appendix B.

² Från PIAAC. Varje år med yrkesverksamhet under minst 6 mån räknas som ett års yrkeserfarenhet.

³ Uppgiften har angivits i intervall: 0–10, 11–25, 26–100, 101–200, 201–500 samt 500+. Intervall-mittpunkterna har använts, utom för det översta intervallet för vilket värdet 500 har använts.

⁴ Registerdata. Andelarna beräknade på basis av de år under 2001–11 som individen har varit yrkesverksam.

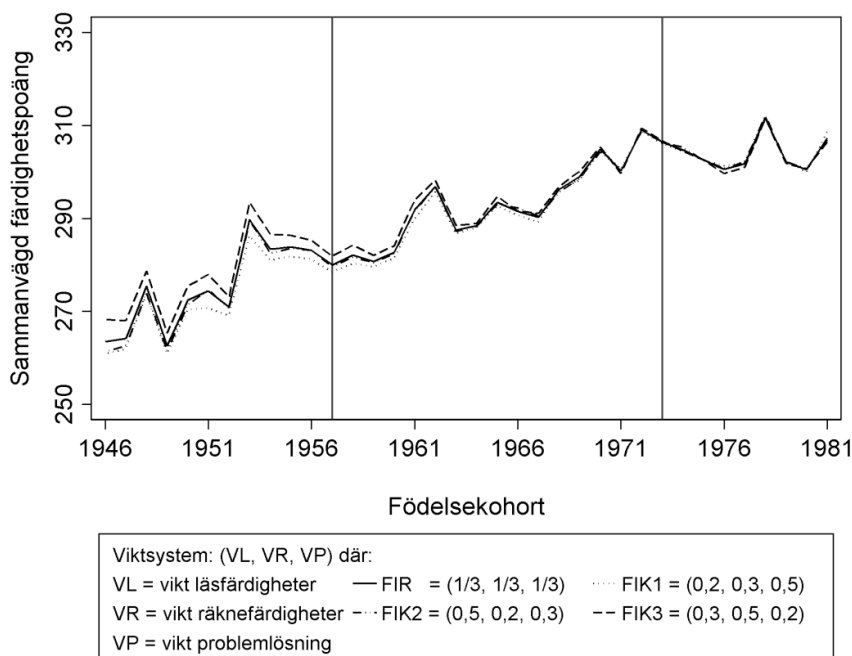
⁵ Registerdata. För beräkning se Appendix A.

kan förväntas vara lägre, eftersom den tidsperiod då utbildningen kan nyttiggöras är kortare för äldre än för yngre arbetskraft, se Bassanini med flera (2007).

De skattade förväntade relativa livsinkomsterna bör i genomsnitt ligga nära 1 om datamaterialet är representativt. Detta är också vad tabell 4.3 visar: de genomsnittliga förväntade relativa livsinkomsterna ligger mellan 1,1 och 0,9. Om data är representativa bör vi också förvänta oss att andelen kvinnor ligger nära 0,5. Även detta verifieras i data: variabeln D_{kvinnor} visar att alla de tre kohortgrupperna är perfekt balanserade med avseende på kön.

SAMMANVÄGDA FÄRDIGHETSINDEX

Figur 4.1 visar de sammanvägda färdighetsindex som definieras i tabell 4.1 för de olika kohorter som ingår i vår analys. I figuren har också markeringar lagts in som avgränsar de tre kohortgrupper som vi särskiljer.



Figur 4.1. Färdighetsindex: sammanvägda poäng i färdigheter i läsning, räkning och problemlösning med hjälp av IT, per kohort.

Not. Angående de använda vikterna, se också tabell 4.1.

Ett allmänt intryck av figur 4.1 är att färdigheterna faller med stigande ålder: kohortgruppen med de tidigast födda har lägre värden på samtliga färdighetsindex än kohortgruppen med individer födda 1957–1972, som i sin tur i genomsnitt har lägre värden på samtliga färdighetsindex än kohortgruppen med födda 1973–1981. Detta är i linje med OECD (2013, s. 190–198).

Av figur 4.1 framgår att det är endast för den äldsta kohortgruppen, födda 1946–1956, som viktningen av de olika färdigheterna spelar en icke försumbar roll. Som förväntat stiger denna kohortgrupps färdighetsindex när färdigheterna i problemlösning med IT tilldelas en lägre vikt än läs- och räknefärdigheter. Detta framgår av att färdighetsindexet FIK₃ (se tabell 4.1 för en beskrivning), där färdigheter i problemlösning med IT tilldelas den lägsta vikten (0,2), genomgående ligger i topp för denna kohortgrupp. På motsvarande sätt ligger indexet FIK₁, där färdigheter i problemlösning med IT tilldelas den högsta vikten (0,5), genomgående lägst i denna kohortgrupp.

Resultat

De skattningar som redovisas i detta avsnitt avser endast den ekvation som är av primärt intresse, det vill säga ekvation (1) som bestämmer färdigheter som en funktion av bland annat utbildning och yrkeserfarenhet. Skattningarna har genomförts med två olika metoder: 2SLS (*Two-stage least squares*) och OLS (*Ordinary least squares*). En beskrivning och jämförande diskussion av dessa metoder görs i ruta ”Olika regressionsmetoder ger olika resultat”. Eftersom det bara är resultaten av 2SLS som har en meningsfull tolkning är det endast resultaten för denna metod som vi redovisar i det följande.

Olika regressionsmetoder ger olika resultat

2SLS (*Two-stage least squares*) är en metod som tar hänsyn till det dubbelriktade sambandet mellan färdigheter, å ena sidan och utbildning och yrkeserfarenhet å andra sidan. OLS (*Ordinary least squares*), är en metod som inte beaktar de dubbelriktade sambanden utan beter sig som om påverkan endast går i en riktning: från utbildning och yrkeserfarenhet till färdigheter.

Som framgår av namnet, innebär 2SLS-metoden att skattningarna utförs i två steg. I det första steget genomförs de så kallade reducerade-form-skattningarna, vilka resulterar i de "instrument" för utbildnings- och yrkeserfarenhetsvariabler som används i det andra steget av 2SLS-metoden. I denna rapport redovisas dock endast resultatet av det andra steget i 2SLS-skattningarna. För en diskussion av resultaten från skattningarna i det första steget hänvisar vi till en kommande IFAU-rapport.

Separata skattningar har genomförts per kohortgrupp, vilket ger oss möjlighet att undersöka om de olika skeden i den svenska ungdomsskolan som kohortgrupperna motsvarar (jämför avsnittet *Tre perioder i den svenska ungdomsskolan*) har bidragit på olika sätt till färdigheter hos individer i olika åldrar. Skattningarna redovisas i tabell 4.4.

En första observation gällande resultaten i tabell 4.4 är att valet av skattningsmetod spelar roll för storleken på såväl de skattade koefficienterna som deras standardfel.¹² Det gäller i synnerhet skattningarna av hur antal utbildningsår och år med yrkeserfarenhet inverkar på individuella färdigheter. Att skillnaderna är särskilt stora i fråga om dessa skattningar är naturligt eftersom skattningarna svarar mot olika variabler – faktisk utbildning och yrkeserfarenhet när det gäller OLS-estimaterna och skattade så kallade instrument för utbildning och yrkeserfarenhet när det gäller 2SLS-estimaterna. Instrumentskattningarna är behäftade med betydande osäkerhet, vilket leder till stora standardfel i 2SLS-estimaterna.¹³

I första hand inriktar vi vår diskussion på de två yngsta kohorterna, födda 1957–1972 respektive 1973–1981. Orsaken framgår av tabell 4.4: för de två yngsta kohortgrupperna är precisionen i 2SLS-skattningarna betydligt högre än för den äldsta kohorten, med individer födda 1946–1956. För den sistnämnda kohortgruppen är skattningarna oftast av samma storleksordning som motsvarande skattningar för de två yngre kohorterna, men standardfelen är avsevärt större.

12 Däremot kan noteras att koefficienternas tecken inte påverkas i någon större utsträckning. I de fall där tecknen är olika rör det sig, med ett enda undantag, om koefficienter som inte är signifikant skilda från noll.

13 Alternativt, och mera korrekt, kan standardfelen från OLS-skattningarna sägas vara missledande små.

Tabell 4.4. Resultat från skattningar med färdighetsindex som beroende variabel (färdighetsindex = FIR, jfr tabell 4.1). Standardfel inom parentes.

Variabel	Födda 1946–1956		Födda 1957–1972		Födda 1973–1981	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
<i>utbildn</i>	5,922*** (0,575)	10,75* (6,012)	6,781*** (0,517)	13,38*** (3,525)	6,000*** (0,861)	12,11*** (4,240)
<i>yrkeserf</i>	0,211 (0,271)	2,211 (1,862)	0,573** (0,223)	2,134 (1,750)	0,186 (0,441)	6,610** (2,623)
<i>sem jobbet</i>	0,332 (0,464)	0,640 (0,690)	0,972** (0,486)	0,739 (0,581)	–0,096 (0,441)	0,116 (0,486)
<i>kurser jobbet</i>	0,516 (0,420)	–0,025 (0,775)	0,206 (0,283)	–0,469 (0,417)	0,551 (0,598)	–0,420 (0,904)
<i>a tillv bygg</i>	10,89*** (3,478)	13,49 (13,98)	13,50*** (3,224)	23,35** (11,82)	14,46*** (4,837)	4,432 (11,53)
<i>a IT-intensiva</i>	23,00*** (4,987)	23,27*** (8,154)	27,35*** (4,448)	29,52*** (4,545)	27,99*** (6,280)	20,73*** (8,040)
<i>a övr privat</i>	7,908** (3,879)	13,01 (14,80)	8,459** (3,403)	18,58* (11,05)	9,862** (4,803)	8,825 (8,452)
<i>ålder</i>	–1,892*** (0,418)	–3,330* (1,776)	–1,437*** (0,322)	–2,814 (1,873)	0,014 (0,737)	–5,155** (2,335)
<i>D_{immig}</i>	–19,64*** (6,223)	–14,92* (8,920)	–35,88*** (4,255)	–30,22*** (7,963)	–42,16*** (5,133)	–34,05*** (6,102)
<i>D_{immig} × D_{ålder_immig<7}</i>	9,582 (11,96)	4,625 (17,96)	16,50* (8,748)	16,79* (9,076)	36,15*** (9,264)	28,46** (11,84)
<i>böcker_hemma</i>	0,017* (0,009)	0,015 (0,016)	0,034*** (0,008)	0,024** (0,012)	0,044*** (0,010)	0,033*** (0,012)
<i>D_{ma gymn}</i>	3,031 (4,768)	1,588 (6,414)	6,158** (2,685)	5,887** (2,817)	4,059 (3,957)	5,342 (4,355)
<i>D_{ma univ}</i>	1,031 (5,660)	0,660 (6,952)	5,907* (3,249)	1,854 (4,142)	6,654* (3,929)	7,304* (4,223)
<i>D_{pa gymn}</i>	1,389 (3,853)	–0,178 (7,380)	3,844 (2,851)	–1,218 (4,556)	3,641 (3,893)	4,445 (4,780)
<i>D_{pa univ}</i>	1,076 (4,785)	0,123 (11,80)	3,352 (2,877)	–1,856 (5,603)	6,029 (4,095)	9,492 (7,537)
<i>Konstant</i>	300,2*** (24,18)	256,2** (107,4)	239,4*** (14,51)	182,5** (84,77)	195,5*** (25,09)	220,4*** (76,87)
<i>N</i>	776	776	1266	1266	619	619
<i>R²</i>	0,248	0,168	0,408	0,340	0,383	0,3170

Not. I skattningarna av standardfel har hänsyn tagits till urvalsosäkerhet och osäkerhet i fråga om färdigheter. Symbolerna *, ** och *** betecknar signifikans på 10-, 5- respektive 1-procentsnivå.

Inga tydliga skillnader mellan kohorter

Det första resultatet som kan utläsas ur tabell 4.4 är att det inte finns några tydliga skillnader mellan kohorterna med avseende på hur utbildning är relaterad till kognitiva färdigheter i vuxen ålder. För den äldsta gruppen, födda 1946–1956, motsvarar ett extra års utbildning knappt 11 enheters höjning av färdighetsindexet, medan motsvarande skattningar för kohortgrupperna med födda 1957–1972 och 1973–1981 är drygt 13 respektive drygt 12 enheters höjning. I termer av standardavvikelser i färdighetsindex uppgår skattningarna till knappt 0,3 standardavvikelseenheter för alla tre kohortgrupperna, jämför tabell 4.3.

När det gäller inverkan av yrkeserfarenhet på vuxnas färdigheter kan resultaten i förstone förefalla mindre tydliga. För kohorten födda 1973–1981 motsvarar ytterligare ett års yrkeserfarenhet knappt 7 poängs ökning i färdighetsindexet, det vill säga lite drygt hälften av ett extra års utbildning, medan ingen statistiskt säkerställd inverkan kan noteras för de två äldsta kohorterna.

Vid närmare granskning framkommer dock att för kohorten med födda 1973–1981 är också kontrollvariabeln *ålder* statistiskt signifikant. Koefficienten är negativ och nästan lika stor som koefficienten för *yrkeserf* (men med negativt tecken). Följaktligen "neutraliseras" den positiva inverkan av yrkeserfarenhet i stor utsträckning av den negativa inverkan av att färdigheterna faller med stigande ålder, vilket resulterar i en nettoeffekt nära noll. För kohortgruppen med födda 1957–1972 är inverkan av ålder på färdighetsindexet inte statistiskt säkerställd, men för denna kohortgrupp är ju inte heller koefficienten för *yrkeserf* statistiskt signifikant skild från noll. För den äldsta kohortgruppen finns det en negativ relation mellan färdighetsindex som är statistiskt säkerställd men endast på den lägsta signifikansnivån (10 procent).

Statistisk fördjupning

Att se på koefficienterna för *yrkeserf* och *ålder* i ett sammanhang är naturligt utifrån ett statistiskt perspektiv. Skälet är att dessa variabler är högt korrelerade, vilket leder till att det blir svårt att separera deras respektive relationer till färdighetsindexet. En annan konsekvens är att koefficienterna för dessa variabler kan få stora standardfel, det vill säga bli skattade med låg precision, vilket som ovan noterats är fallet för kohortgrupperna med födda 1946–1956 och 1957–1972.

Ett sätt att hantera dessa problem är att lägga restriktioner på de aktuella koefficienterna. Därigenom kan man både öka precisionen i skattningarna och separera inverkan av *yrkeserf* och *ålder* på färdighetsindexet. Här ligger det nära till hands att lägga på restriktioner som innebär att koefficienterna ska summera till noll, eller nästan noll, vilket innebär att inverkan av *yrkeserf* och *ålder* "tar ut varandra". I tabell 4.5 redovisas resultaten av restriktioner som innebär att koefficienterna för *yrkeserf* och *ålder* summerar till $-\frac{1}{2}$, 0 samt $\frac{1}{2}$.

Av tabell 4.5 framgår att för alla tre kohortgrupperna förkastas nollhypotesen (H_0) att koefficienterna för *yrkeserf* och *ålder* summerar identiskt till noll. Signifikansnivån, det vill säga sannolikheten att H_0 felaktigt förkastas om den är sann, är lägre än 5 procent. Däremot kan vi inte förkasta att koefficienterna summerar till tal mycket nära noll: 0,5 för de två äldsta kohortgrupperna och -0,5 för den yngsta kohortgruppen.

Det är möjligt att inverkan av yrkeserfarenhet och ålder skiljer sig mellan olika typer av färdigheter. Detta borde i så fall ge upphov till annorlunda skattningar av koefficienterna för *yrkeserf* och *ålder* när färdighetsindexet med lika vikter för färdigheter i läsning, räkning och problemlösning med IT byts ut mot något av de alternativa färdighetsindex som specificeras i tabell 4.1. Av Appendix C framgår dock att skattningarna påverkas endast marginellt. Det medför att när vi genomför tester av samma slag som de som redovisas i tabell 4.5 för de alternativa färdighetsindex som specificeras i tabell 4.1 så blir resultaten kvalitativt desamma som de som redovisas i tabell 4.5. Konkret finner vi att för alla de tre alternativa specifikationerna av färdighetsindexet och för samtliga kohortgrupper gäller att åtminstone en

Tabell 4.5. Test av restriktioner på summan av koefficienterna för *yrkeserf* och *ålder*. Sannolikheter för att hypotesen H_0 felaktigt förkastas om den är sann.

	H_0 : koefficienterna summerar till $-0,5$	H_0 : koefficienterna summerar till $0,0$	H_0 : koefficienterna summerar till $0,5$
f. 1946–1956	0,261	0,044	0,004
f. 1957–1972	0,485	0,010	0,000
f. 1973–1981	0,003	0,027	0,147

Not. Redovisade sannolikheter utgör genomsnitt av sannolikheter erhållna för de 10 plausibla värdena.

av hypoteserna att koefficienterna för *yrkeserf* och *ålder* summerar till $-0,5$, $0,0$ respektive $0,5$ inte kan förkastas på 5 procents signifikansnivå.

Avslutningsvis kan vi notera att samtidigt som det är rimligt att koppla samman resultaten för yrkeserfarenhet och åldrande av den enkla anledningen att det inte är möjligt att skaffa sig ett ytterligare års yrkeserfarenhet utan att bli ett år äldre så gäller samma sak ifråga om utbildning. För de individer vi studerar finns det emellertid en direkt och kontinuerlig koppling mellan yrkeserfarenhet och ålder medan motsvarande mellan utbildning och ålder är betydligt svagare – merparten har avslutat sina studier vid ungdomsskola och universitet/högskola. I detta sammanhang är det därför naturligt att ta fasta på kopplingen mellan yrkeserfarenhet och ålder.

III

Sammantaget kan vi dra slutsatsen att om vi beaktar inverkan av åldrande när vi bedömer hur yrkeserfarenhet påverkar färdigheter, pekar våra resultat för samtliga kohortgrupper på att individens färdigheter i vuxen ålder kan upprätthållas genom yrkeserfarenhet, men inte förbättras.

Att yrkeserfarenhet mätt i termer av antal år i arbete, det vill säga som *yrkeserf*,¹⁴ inte ökar färdigheterna i vuxen ålder utesluter dock inte att det kan finnas speciella typer av yrkeserfarenheter som kan ha en positiv inverkan. I skattningarna har vi testat för två sådana möjligheter. Den ena avser tillgång till utbildning och fortbildning inom ramen för arbetet: variablerna *sem jobbet* och *kurser jobbet* mäter antal seminarier och workshops respektive kurser och lektioner som individen deltagit i under ett års tid före intervju-tillfället. Ingen av dessa variabler är dock signifikant relaterade till färdighetsindexet. Detta gäller för samtliga kohortgrupper.

Arbete inom IT positivt för färdigheter

Den andra aspekten på innehållet i individens yrkeserfarenhet som vi testat för är betydelsen av vilken bransch man arbetar i. Här finner vi ett tydligt resultat som är statistiskt säkerställt för samtliga kohortgrupper: arbete inom IT-intensiva branscher har en starkt positiv relation till färdigheter i vuxen ålder. Yrkeserfarenhet från en IT-intensiv bransch under hela perioden 2001–2011, vilket innebär att variabeln *a IT-intensiva* antar värdet

14 I strikt mening mäter *yrkeserf* inte antal år i arbete utan antal år under vilka individen har varit i arbete under minst 6 månader, jämför tabell 4.3.

1, motsvarar mellan en halv standardavvikelse högre färdigheter (för kohortgruppen födda 1973–1981) och 0,7 standardavvikelse högre färdigheter (för kohortgruppen födda 1957–1972) än för liknande individer som arbetat i den offentliga sektorn, som utgör jämförelsekategori. Resultaten kan också översättas till antal utbildningsår och motsvarar då cirka två års utbildning.

Resultaten för yrkeserfarenhet i IT-intensiva branscher kan inte tolkas som ett uttryck för ett orsakssamband, alltså att yrkeserfarenhet i IT-intensiva branscher *medför* ökade färdigheter. Den naturliga tolkningen är i stället att personer vars utbildning gör dem lämpade att arbeta i IT-intensiva branscher har en mera positiv inverkan av sin utbildning på färdigheter än individer med samma antal utbildningsår men vilkas utbildningsinriktning inte gör dem lämpade att arbeta i IT-intensiva branscher. Storleken på denna extra inverkan är i allmänhet också betydligt mera beskedlig än den som erhålls för maxvärdet 1 på variabeln *a IT-intensiva*. Bland individer med yrkeserfarenhet från IT-intensiva branscher är de genomsnittliga värdena på variabeln *a IT-intensiva* nämligen 0,53, 0,45 mot 0,3 för kohortgrupperna med födda 1946–1956, 1957–1972 respektive 1973–1981.¹⁵

Invandrare har lägre färdigheter

Slutligen förtjänar ytterligare resultat att nämnas, nämligen hur invandrarbakgrund inverkar på färdigheter. Denna inverkan, mätt av koefficienten för D_{immig} , är negativ och statistiskt säkerställd för samtliga tre kohortgrupper vi studerar. I storlek är koefficienten jämförbar med inverkan av ungefär 1,5 års utbildning för kohortgruppen med födda 1946–1956 och drygt två samt knappt tre års utbildning för kohortgrupperna med födda 1957–1972 respektive 1973–1981. Det bör i detta sammanhang understrykas att färdigheter avser färdigheter testade på svenska, eftersom endast svenska användes som språk för testerna i PIAAC i Sverige.

För kohortgrupperna med individer födda 1957–1972 och 1973–1981 är den negativa inverkan av invandrarbakgrund dock betydligt mindre bland personer som har invandrat före 7 års ålder, och således i allmänhet har genomgått hela sin utbildning i Sverige, eftersom koefficienten för $D_{\text{ålder_immig} < 7}$ är positiv.¹⁶ För personer som har invandrat före 7 års ålder ges inverkan på

¹⁵ Individer med erfarenhet från IT-intensiva branscher (över huvud taget) utgör 22, 26 och 33 procent av kohortgrupperna med födda 1946–1956, 1957–1972 respektive 1973–1981.

¹⁶ För kohortgruppen med födda 1946–1956 är denna koefficient inte statistiskt säkerställd.

färdighetsindexet av skillnaden mellan koefficienterna för D_{immig} och $D_{\text{älder_immig}}$ i tabell 4.4. För kohortgruppen med födda 1957–1973 motsvarar skillnaden ett utbildningsår medan den för kohortgruppen med födda 1973–1981 endast motsvarar ett halvt utbildningsår. Intressant att notera i detta sammanhang är att bland individerna med invandrarbakgrund är andelen som invandrat före 7 års ålder dubbelt så stor i kohortgruppen med födda 1973–1981 som i de två äldre kohortgrupperna, jämför tabell 4.3.

Sammanfattning och slutsatser

I denna studie utgår vi ifrån att PIAAC-undersökningen ger information om i vilken utsträckning individer har de färdigheter som krävs i arbetslivet och i livet som samhällsmedborgare. Syftet med analysen är att identifiera hur mycket utbildning respektive yrkeserfarenheter bidrar till dessa färdigheter.

I den analysmodell vi använder tar vi grundförutsättningarna för individens uppbyggnad av färdigheter som givna. De färdigheter som individen sedan skaffar sig modelleras som en funktion av hur många år individen tillbringar i utbildningssystemet och av hens yrkesverksamhet. Hänsyn tas därvid till de dubbelriktade samband som kan föreligga mellan färdigheter, utbildning och yrkesverksamhet.

De individer vi studerar var mellan 30 och 65 år gamla när PIAAC genomfördes. Det betyder att de har gått igenom utbildningssystem med olika egenskaper, vilket kan ha lett till skillnader i fråga om individernas uppbyggnad av kunskaper och färdigheter. För att undersöka detta delar vi in individerna i tre grupper som motsvarar tre någorlunda homogena faser i utvecklingen av den svenska ungdomsskolan från 1950-till 1990-talet. Grupperna omfattar dem som är födda 1946–1956, 1957–1972 samt 1973–1981.

Kohortgruppen med födda 1946–1956 motsvarar en period när den så kallade enhetsskolan – föregångaren till dagens grundskola – ännu inte var införd i alla delar av landet. Den andra kohortgruppen, med individer födda 1957–1972, kännetecknas av att enhetsskolan var helt genomförd och att 1971 års gymnasireform, som innebar att fackskolan och yrkesskolan integrerades i den treåriga gymnasieskolan, hade trätt i kraft men att 1990-talets skolreformer ännu inte fått något genomslag. Den yngsta kohortgruppen, bestående av individer födda 1973–1981 omfattades däremot, i gymnasieskolan, av några av reformerna under 1990-talet: kommunaliseringen av skolan, införandet av den treåriga gymnasieskolan samt (kohorterna födda efter

1975) den nya läroplanen för gymnasieskolan, Lpf94.

Vi har genomfört separata analyser för de tre kohortgrupperna, vilket innebär att vi kan se om det finns tecken på att de tre skeden i ungdomsskolan som kohortgrupperna motsvarar har haft olika inverkan på individernas färdigheter som vuxna.

För att i analysen ta hänsyn till samtliga de tre färdigheter som mäts i PIAAC – läs- och räknefärdigheter samt färdigheter i problemlösning med IT – har vi vägt samman individernas resultat på de olika färdigheterna. Sammanfattningen av resultaten i det följande baseras uteslutande på analysen under referensalternativet med lika vikter.¹⁷

Det första huvudresultatet är att det inte finns några tydliga skillnader i hur utbildning är relaterad till färdigheter i vuxen ålder mellan dem som gick i ungdomsskolan före reformerna under 1990-talet (kohortgruppen med födda 1957–1972) och dem som i gymnasieskolan påverkades av några av dessa reformer (kohortgruppen med födda 1973–1981). För båda grupperna motsvarar ett extra års utbildning drygt 0,3 standardavvikelser i färdigheter, vilket kan jämföras med de cirka 0,2 standardavvikelser som Björklund med flera (2010) kommer fram till i sin genomgång av tidigare studier.

Det andra huvudresultatet är att yrkeserfarenhet i allmänhet, mätt som antal år under vilka individen varit yrkesverksam under merparten, kan upprätthålla men inte öka individens färdigheter i vuxen ålder.

De tredje och fjärde huvudresultaten nyanserar de två första huvudresultaten. Det tredje huvudresultatet är att yrkeserfarenhet införskaffad i IT-intensiva branscher är starkt positivt relaterad till vuxnas färdigheter. Detta resultat ska i första hand tolkas som ett uttryck för att individens utbildningsinriktning spelar en stor roll jämte utbildningsnivån: individer med en utbildningsinriktning som gör dem lämpade för arbete i IT-intensiva branscher har större möjligheter att utveckla sina färdigheter än individer vars utbildningsinriktning gör att de är hänvisade till andra branscher.

Det sista och fjärde huvudresultatet är att fortbildning inom ramen för arbetet, i form av seminarier, workshops, kurser och lektioner, inte har någon statistiskt säkerställd relation till individens färdigheter, åtminstone inte på kort sikt – inom högst ett år efter att fortbildningen ägt rum.

Avslutningsvis: vad har våra resultat att säga om den fråga som togs upp i inledningen av detta kapitel, alltså hur det skulle ha sett ut om PISA-un-

17 Som framgår av Appendix C påverkas resultaten endast i ytterst liten utsträckning av valet av dessa vikter.

dersökningar hade genomförts även före år 2000? Hade de svenska eleverna även då haft bättre resultat än eleverna i andra länder? Det rimligaste svaret på denna hypotetiska fråga är att detta sannolikt skulle ha varit fallet. Våra resultat visar ju att den yngsta kohortgrupp som vi studerar, gruppen med födda 1973–1981 inte via skolan har fått sämre färdigheter än kohortgrupperna med födda 1956–1972 respektive 1946–1956. Följaktligen: om det finns en nedgång i färdigheter över tiden måste denna nedgång ha inletts bland individer födda senare än de individer vi har studerat. I så fall finns det ingen anledning att tro att de yngsta av de individer som vår studie omfattar, vilka var 15 år i mitten på 1990-talet, skulle ha presterat sämre på ett PISA-test – om det hade funnits ett sådant 1995 – än vad svenska elever gjorde i PISA år 2000.

Referenser

- Bassanini, A., Booth, A., Brunello, G., de Paola, M. & Leuwen, E. (2007), "Workplace training in Europe", kapitel 8–13 i G. Brunello, P. Garibaldi & E. Wasmer (red.), *Education and Training in Europe*, Oxford University Press, New York.
- Björklund, A., Fredriksson, P., Gustafsson, J.-E. & Öckert, B. (2010), "Den svenska utbildningspolitikens arbetsmarknadseffekter: vad säger forskningen?", IFAU Rapport 2010:13, Uppsala.
- Böhlmark, A. & Lindquist, M. (2006), "Life-Cycle Variations in the Association between Current and Lifetime Income: Replication and Extension for Sweden", *Journal of Labor Economics*, 24(4), October, s. 879–896.
- Ekström, E. (2003), "Essays on Inequality and Education", Economic Studies 76, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Fredriksson, P. & Öckert, B. (2014), "Life-Cycle Effects of Age at School Start", *Economic Journal*, 124 (September), s. 977–1004.
- Hall, C. (2013), "Medförde längre och mer generella yrkesprogram en minskad risk för arbetslöshet?", IFAU Rapport 2013:15, Uppsala.
- Holmlund, H. (2007), "A Researcher's Guide to the Swedish Compulsory School Reform", SOFI-Working Paper 9/2007, Stockholm.
- Mellander, E. (2014), "The role of work experience for skills: Evidence for the Nordic countries based on the PIAAC survey", rapport till NordForsk.
- Mellander, E. & Håkanson, C. (2006), "Transparency in human capital policy: A prerequisite for European Economic Growth", kapitel 9 i L. Oxelheim (red.), *Corporate and Institutional Transparency for Economic Growth in Europe*, International Business and Management Volume 19, Elsevier, Amsterdam.
- OECD (2013), "OECD Skills Outlook 2013: First Results from the Survey of Adult Skills", OECD Publishing.
- Skolverket (2013), "PISA 2012: 15-åringars kunskaper i matematik, läsförståelse och naturvetenskap", Rapport 398.

5. Slutsatser, reservationer och rekommendationer

I detta kapitel sammanfattar vi analyserna och slutsatserna från kapitel 2, 3 och 4. Vi lyfter fram de resultat som sammanfaller samt diskuterar och förklarar de resultat som skulle kunna uppfattas som delvis motsägande.

Försämrade resultat i läsning och räkning

Resultaten från den första delstudien i kapitel 2, författat av Jan-Eric Gustafsson, visar att den försämring av de svenska resultaten som PISA-undersökningarna demonstrerat under perioden 2000–2012 också återfinns som skillnader i prestationer mellan motsvarande ålderskohorter i PIAAC. Skillnaderna i PIAAC är lika stora som förändringarna i PISA, vilket pekar på att förändringar i skolresultaten vid 15 års ålder kvarstår oförändrade åtminstone upp till 12 år efter grundskolans slut. Vid sidan av de resultat som framkommer i denna studie är studien värdefull ur metodsynpunkt, eftersom den ger gott stöd för tanken att skillnader i resultat för olika ålderskohorter återspeglar skillnader i skolresultat.

En huvudfråga i den andra delstudien i kapitel 2 var *när* försämringen av resultaten i Sverige började. För läsning visar resultaten att de högsta svenska läsresultaten i den internationella jämförelsen uppnåddes av den åldersgrupp som lämnade grundskolan mellan 1988 och 1992 och som var mellan 35 och 39 år då PIAAC genomfördes. Alla yngre åldersgrupper presterar sämre resultat i PIAAC. För dem som lämnade grundskolan under perioden 2008–2011 ligger resultaten endast marginellt över det internationella medelvärde. För matematik uppnåddes de högsta svenska resultaten i den åldersgrupp som lämnade grundskolan mellan 1998 och 2002, och som var mellan 25 och 29 år gamla när PIAAC genomfördes. Även för denna

åldersgrupp är resultaten på hög nivå internationellt sett. För de yngre åldersgrupperna däremot är resultaten sämre, och sämst är de för dem som lämnade grundskolan 2008–2011, även om resultaten för båda dessa grupper ligger över det internationella medelvärde. Dessa resultat pekar sålunda på att resultatnedgången i matematik började ungefär 10 år efter resultatnedgången i läsning.

Studien visar också att Sveriges prestationer i PIAAC är bättre än de är i PISA. För Finland gäller det motsatta. Detta har sin grund i att PISA-proven ställer högre krav på läs- och skrivförmåga än vad PIAAC-proven gör, förmodar där de finländska eleverna uppvisar högre resultat än de svenska.

Inga långsiktiga resultatspår av 1990-talets decentraliseringsreform

Resultaten av PISA-studierna 2000–2012 visar på en accelererande negativ utveckling i skolresultat för 15-åringar i Sverige. I kapitel 3, författat av Mats Myrberg, ställs frågan hur skolreformerna under 1990-talet kan ha påverkat läs-, räkne- och problemlösningsförmåga i IT-miljöer bland unga vuxna. Ungdomar i åldersgruppen 16–20 år i början av 2000-talet presterar väsentligt sämre i läsning jämfört med motsvarande generation ungdomar i början av 1990-talet. Att detta skulle bero på decentraliseringsreformerna under 1990-talet är dock inte självklart. Åldersgruppen 22–26 år i PIAAC har de bästa resultaten i samtliga tre kunskapsområden i jämförelse med såväl äldre som yngre åldersgrupper. Denna grupp påverkades av decentraliseringsreformerna med målstyrning och fritt skolval i slutet av 1990-talet och början av 2000-talet.

Samtidigt visar analyserna att kopplingen mellan fortsatta studier efter grundskolan och läs-, räkne- och problemlösningsförmåga är mycket starka i samtliga studerade åldersgrupper. De som lämnar utbildningssystemet sent har en högre nivå på dessa förmågor jämfört med dem som avslutar sina studier tidigt. Kopplingarna mellan utmaningar och krav i arbetslivet och ungdomars och unga vuxnas läs-, räkne- och problemlösningsförmåga i IT-miljöer visar sig i analysen vara måttliga jämfört med kopplingen mellan fortsatta studier och utvecklingen av samma förmågor.

Arbetslivet ger inte tillräckliga utmaningar enligt samstämmiga omdömen från ungdomar i samtliga studerade åldersgrupper. Detta gäller särskilt de yngsta individernas IT-vanor och förmågor. Ungdomsarbetslöshet visar sig i analysen ha en starkare negativ koppling med långsiktig utveckling av

kognitiva förmågor än kopplingen till arbetsmarknadssituationen i vuxen ålder. Bristande läsförmåga visar sig ge en svag men statistiskt säkerställd ökad risk för arbetslöshet bland unga vuxna.

Oförändrat bidrag från ungdomsskolan till vuxenfärdigheter

I kapitel 4, författat av Patrik Lind och Erik Mellander, analyserades tre grupper av individer, födda 1946–1956, 1957–1972 samt 1973–1981, svarande mot tre olika skeden i den svenska ungdomsskolan: före grundskolan, under grundskolan och den integrerade gymnasieskolan samt under de utbildningsreformer som i början av 1990-talet påverkade gymnasieskolan. Syftet var att identifiera hur dessa olika utbildningssystem samt individernas yrkeserfarenheter bidragit till individernas färdigheter i vuxen ålder, givet föräldrabakgrund och uppväxtförhållanden. Som mått på färdigheter användes i kapitlet olika genomsnitt av resultaten i de färdigheter som testas i PIAAC: läs- och räknefärdigheter samt färdigheter i problemlösning med hjälp av IT. Studien baserades på en regressionsanalys som tog hänsyn till det inbördes beroende som finns mellan utbildning, yrkeserfarenhet och färdigheter i vuxen ålder.

Resultaten visade att utbildningens bidrag till färdigheter i vuxen ålder inte skiljer sig mellan kohorterna som gick i gymnasieskolan före reformerna i början av 1990-talet och de kohorter som omfattades av reformerna. Yrkeserfarenhet upprätthåller individens färdigheter men ökar dem i allmänhet inte, utom för individer med en utbildningsinriktning som gör dem lämpade att arbeta i IT-intensiva branscher. Fortbildning i arbetslivet har ingen inverkan på läs-, räkne- och problemlösningssfärdigheter i vuxen ålder. Resultaten är robusta för alternativa sammanvägningar av de färdigheter vi undersökt.

Ett centralt resultat är att ungdomsskolans bidrag till individernas färdigheter i vuxen ålder inte skiljer sig mellan dem som föddes i slutet av 1940-talet och dem som föddes i slutet på 1970-talet. Slutsatsen blir därför att den resultatförsämring i svensk ungdomsskola som kan ses i Pisa och som även kan spåras i PIAAC (se Gustafsson, kapitel 2) måste ha inletts efter det att den yngsta kohorten i den här analysen, födda 1973–1981, gick ut ungdomsskolan åren 1991–2000.

Resultatnedgång i den svenska ungdomsskolan

Tillsammans visar analyserna i denna rapport att den resultatnedgång i den svenska ungdomsskolan, såsom den mäts för svenska 15-åringar i PISA som för cirka ett år sedan skapade den så kallade PISA-chocken, även kan spåras i resultaten från PIAAC-undersökningen. De analyser som genomförts visar också på att resultatnedgången inte tycks handla om en längre period av stadigt sjunkande resultat. I stället tycks den ha sin början under tidigt 2000-tal och för kohorterna efter den kohort som deltog i PISA 2000. Ett undantag är resultatnedgången i läsning som tycks ha startat ungefär tio år tidigare. Detta resultat, från kapitel 2, att nedgången i läsning började någon gång efter 1992 kan i förstone tyckas motsäga resultaten i kapitel 3 och 4, som finner att resultatnedgången verkar ha börjat under 2000-talets första år. Skillnaderna förklaras dock i stor utsträckning av att analyserna baseras på olika indelningar av individerna efter födelseår samt att de avser olika mått på individernas färdigheter.

Analysen i kapitel 2 visar att resultatnedgången i läsning började med de kohorter som föddes 1977 eller senare. Detta motsvarar hälften av den yngsta kohortgruppen i kapitel 4, födda 1973–1981. Att en förändring som endast omfattar hälften av kohortgruppen med födda 1973–1981 inte slår igenom på hela kohortgruppen framstår inte som orimligt, i synnerhet som förändringen kan förmodas ha skett gradvis, med successivt ökande intensitet. Kohortgrupperna i kapitel 3, i sin tur, överlappar både de kohortgrupper som används i kapitel 2 och dem som används i kapitel 4.

Dessutom används olika mått på individernas färdigheter i kapitel 2 och kapitel 4. I kapitel 2 görs separata analyser för läs- och räknefärdigheter samt färdigheter i problemlösning med hjälp av IT. Den nedgång i färdigheter, som redovisas för individer födda 1977 och senare, avser endast läsfärdigheter. Kapitel 4 analyserar bidraget från ungdomsskolan till individens *samlade* färdigheter, mätta som vägda genomsnitt av de tre olika färdigheterna. Känslighetsanalyser genomförs också där de olika färdigheterna tillåts väga olika tungt. Det visar sig att kapitel 4 är konsistent med kapitel 2 i den meningen att likheten mellan resultaten i dessa kapitel är störst när det sammanvägda färdighetsmättet i kapitel 4 tilldelar störst vikt till läsfärdigheter. För detta fall är skillnaden till de äldre kohorternas fördel som störst. Precisionen i skattningen är dock inte tillräckligt hög för att differensen ska vara statistiskt säkerställd.

Reservationer

Den första och viktigaste reservationen till resultaten i rapporten är hur väl de kunskapsmätningar som rapportens analyser bygger på förmår att mäta de kunskaper som de är tänkta att mäta. Det kan nämnas att PIAAC och Pisa bygger på erfarenheter från tidigare internationella kunskapsmätningar och att de tester som används har tagits fram av experter på respektive kunskapsområde. Även om dessa kunskapsundersökningar inte förmår att mäta hela spektrumet av färdigheter så kan de förmodas täcka in en stor del av detta spektrum.

En annan reservation, som gäller vid alla typer av urvalsundersökningar, är hur väl urvalet representerar befolkningen i stort. För PIAAC-undersökningen var det i Sverige endast 45 procent av de utvalda som tackade ja till att delta i studien (OECD, 2013). Antalet svarande uppgick till knappt 4 500 individer, vilket var lägre än den minimigräns om 5 000 svarande som OECD beslutat om. Representativiteten avgörs dock i mindre utsträckning av den totala svarsfrekvensen än av svarsfrekvensen i olika undergrupper. I den svenska PIAAC-undersökningen lade man stor omsorg på att nå acceptabla svarsfrekvenser i samtliga undergrupper. Detta arbete var så pass framgångsrikt att OECD tillät Sverige att ingå i den internationella PIAAC-rapporten trots att det totala antalet svenska deltagare alltså underskred 5 000. Urvalet kan därför ses som representativt för Sveriges befolkning. Analyser baserade på små undergrupper och/eller få svarande bör likväl tolkas med försiktighet. I den här rapporten har grupper av kohorter använts i stället för enskilda födelsekohorter för att säkerställa att antalet svarande som analyserna baseras på är tillräckligt.

Ytterligare en reservation är att det, med de data vi haft tillgång till, i många fall är svårt att skilja orsakssamband mellan å ena sidan utbildning och yrkesverksamhet och å andra sidan färdigheter från samband som har att göra med skillnader mellan individer när det gäller studieintresse, ambition och attityder. Ett sätt att kontrollera för sådana skillnader är att i analysen inkludera tidiga mått på kunskaper och färdigheter, som betyg från grund- och gymnasieskola. Utvidgad samkörning av data från PIAAC med registerdata kan för den fortsatta forskningen ge tillgång till sådan information.

I övrigt gäller resultaten från respektive analys under de antaganden som respektive metod förutsätter. Slutligen tar respektive kapitelförfattare ansvar för eventuella felaktigheter som trots noggrann kontroll kan finnas kvar.

Rekommendationer och förslag till fortsatt forskning

Redan de analyser vi så här långt haft möjlighet att genomföra visar att PIAAC bidrar med ett mycket värdefullt underlag för långsiktig uppföljning ur utbildnings- och arbetsmarknadsperspektiv. Samtidigt måste vi konstatera att det svenska urvalet är för litet för att nå tillräcklig precision i de analyser som bygger på jämförelser mellan enskilda födelsekohorter, och att sammanslagning till kohortgrupper i många fall leder till alltför grova analyskategorier. Inför nästa omgång av PIAAC, som kommer att äga rum 2022, är det därför angeläget att stickprovsstorleken ökas till cirka 7 500 respondenter. För åldersgruppen 16–25 år, som är av särskilt intresse när det gäller uppföljning av effekter av såväl politiska beslut som samhällsskeenden, bör ambitionen sättas ännu högre.

Det vore också utomordentligt angeläget att på individnivå koppla samman Pisa och PIAAC, för att skapa en longitudinell studie av det slag som etablerats i Danmark. För att förbereda för detta bör personnummer och informerat samtycke inhämtas från de elever som deltar i de kommande Pisa-omgångarna 2015, 2018 och 2021, så att urval av dessa kohorter kan följas upp i PIAAC 2022.

I detta sammanhang är det också angeläget att de skalor som används i Pisa, PIAAC och IALS görs jämförbara så att både relativa och absoluta förändringar över tid kan studeras. Skillnader i mätegenskaper mellan de instrument som används i Pisa och PIAAC bör också utredas. Det finns exempelvis stora könsskillnader till förmån för kvinnor i Pisa men inte i PIAAC. Detta kan ha sin grund i att könsskillnaderna försvinner över tid, men det kan också bero på skillnader i utformningen av proven i de två undersökningarna.

Appendix A (till kap. 4): Variabeldefinitioner

Tabell A1 - Variabelnamn, datakällor och definitioner

Variabel	Källa	Definition
<i>utbildn</i>	Registerdata	Se Appendix B: Beräkning av antal utbildningsår
<i>yrkeserf</i>	PIAAC BQ	C_Q09: antal yrkesverksamma år där minst 6 månader av året tillbringades i sysselsättning, maximerat till 55. Vi har ändrat den övre gränsen till max = (ålder-10); om svar > max sätts <i>yrkeserf</i> = max.
D_{immig}	PIAAC BQ	$D_{\text{immig}} = 1$ om J_Q04a = 2 (= utrikes född)
$D_{\text{ålder_immig} < 7}$	PIAAC BQ	$D_{\text{ålder_immig} < 7} = 1$ om $D_{\text{immig}} = 1$ & J_Q04c1 (ålder vid invandring) < 7.
<i>böcker_hemma</i>	PIAAC BQ	J_Q08 (antalet böcker i hemmet som ung, angivet i intervallen 0–10, 11–25, 26–100, 101–200, 201–500, 500+).
$D_{\text{ma_gymn}}$	PIAAC BQ.	$D_{\text{ma_gymn}} = 1$ om J_Q06b = 2.
$D_{\text{ma_univ}}$	PIAAC BQ.	$D_{\text{ma_univ}} = 1$ om J_Q06b = 3.
$D_{\text{pa_gymn}}$	PIAAC BQ.	$D_{\text{pa_gymn}} = 1$ om J_Q07b = 2.
$D_{\text{pa_univ}}$	PIAAC BQ.	$D_{\text{pa_univ}} = 1$ om J_Q07b = 3.
<i>ålder</i>	PIAAC	Age_R (R = resolved)
<i>sem jobbet</i>	PIAAC BQ	B_Q12f (antal seminarier och workshops som respondenten deltagit i inom de 12 mån före intervju-tillfället, satt till 0 om svar saknas).
<i>kurser jobbet</i>	PIAAC BQ	B_Q12h (antal kurser och privatlektioner som respondenten deltagit i inom 12 mån före intervjutill-fället, satt till 0 om svar saknas)
<i>a tillv bygg</i>	Registerdata	Baserat på SNI 2-siffrnivå (3-siffrnivå för att särskilja vissa branscher). Antal år 2001–11 som respon-denten arbetat i tillverknings-, gruv- eller byggindu-strin samt inom energi, vatten eller avlopp / antal år som respondenten varit yrkesverksam under 2001–11 (med uppgift om arbetsställe och SNI).
<i>a IT-intensiva</i>	Registerdata	Beräknat som <i>a tillv bygg</i> men för informations- och kommunikationstjänster, finansiella tjänster och andra IT-baserade tjänster.
<i>a övr privat</i>	Registerdata	Beräknat som <i>a tillv bygg</i> men för övrig privat sektor, exkl. jord- och skogsbruk samt fiskerinäring.
<i>a off sektor</i>	Registerdata	Beräknat som <i>a tillv bygg</i> men för offentlig sektor (referenskategori).
För alla andels-variabler		Gäller att andelarna har rundats av slumpmässigt för att summera till 1. Detta eftersom majoriteten har två andelar som är lika stora.

Variabel	Källa	Definition
<u>$E(\text{rel. livsink})$</u>	Registerdata	Genomsnitt av årsinkomsten när personen var mellan 30 och 49 år och hade avslutat sin högsta utbildning. Ett antal individer saknar uppgift om examensår i register. För dessa används uppgift om examensår i PIAAC, om sådan uppgift finns. Årsinkomsterna normeras med medelårsinkomsten för varje inkomstår. Förväntad lön skattas som minst med en årsinkomstobservation och som mest med 19 observationer (1993–2011). Kravet att individen ska ha avslutat sin högsta utbildning ställs för att utesluta årsinkomster som är kopplade till extrajobb vid sidan av studier.
D_{kvinnor}	PIAAC	Gender_R (R = resolved)
<u>ant barn</u>	PIAAC	Antalet barn mäts vid intervjutillfället.

Appendix B (till kap. 4): Beräkning av antalet utbildningsår

124

I enkäten med bakgrundsfrågor som respondenterna i PIAAC besvarade efterfrågas uppgifter om vilken utbildningsnivå som är deras högst avslutade.¹ Dessutom efterfrågas årtal för och ålder vid avslutade studier.

Denna information gör det möjligt att skatta under hur många år en individ har utbildat sig, även om studietiden för en viss utbildningsnivå kan variera. En sådan variabel² har skapats av OECD och konsortiet för PIAAC, lett av Educational Testing Service (ETS). Det framgår att denna variabel har skapats genom att informationen om individernas utbildningsbakgrund har använts för att imputera antal utbildningsår för individernas högst avslutade utbildning.³ Tyvärr visar vår kvalitetskontroll av data att det finns stora problem med den här imputerade variabeln. Det allvarligaste problemet är att det är relativt enkelt att upptäcka att olika skolsystem inte har beaktats.

I den här rapporten är vi intresserade av att jämföra kohortgrupper i Sverige som har genomgått sin utbildning under olika regimer i ungdomsskolan, det vill säga före studier på universitetsnivå. De äldsta svenska kohorterna i PIAAC har, åtminstone delvis, gått i det gamla skolsystemet med folkskola och realskola. För dem behöver en högsta avslutad utbildning motsvarande obligatorisk grundläggande utbildning inte innebära nio års utbildning, det typiska är i stället åtta år, men även sju år och tio år förekommer. Vi vet också att andelen per kohort som går vidare till högre studier har ökat kraftigt och att det finns stora skillnader i dessa andelar mellan de tre kohortgrupper som ingår i den här studien (se Björklund m.fl. 2010). Trots dessa skillnader ifråga om både den lägsta och den högsta utbildningsnivån är skillnaderna små mellan kohortgrupperna ifråga om antalet utbildningsår mätt som YRSQUAL. Av tabell B.1 framgår att skillnaden mellan det genomsnittliga antalet utbildningsår i den yngsta och den äldsta kohortgruppen är endast ett år.

1 Se PIAAC Background Questionnaire (BQ), variabel B_Qora.

2 Se <http://www.oecd.org/site/piaac/publicdataandanalysis.htm>, Derived variables codebook, variabeln YRSQUAL.

3 Det finns även en trend-variabel, YRSQUAL_T, som i helhet ska motsvara den variabel som fanns i PIAAC:s föregångare *International Adult Literacy Study* (IALS). Denna variabel ska, enligt beskrivning, bestå av totalt antal utbildningsår under individens livstid, vilket inte nödvändigtvis är det samma som antal utbildningsår för den högst avslutade utbildningen. De två kommer exempelvis att skilja sig åt för en individ som efter sin högsta avslutade utbildning har genomgått ytterligare en utbildning, på lägre nivå. Denna distinktion fångas dock inte upp av variabeln YRSQUAL_T för Sverige – korrelationen mellan YRSQUAL_T och YRSQUAL är 1.

Reformeringen av den obligatoriska utbildningen och en ökande andel i högre utbildning, tyder på att skillnaderna i antal utbildningsår mellan de tre kohortgrupperna bör vara större än i Tabell B.1. Detta gör att kvaliteten i den av OECD imputerade variabeln av antal utbildningsår kan ifrågasättas. Vi har därför skapat en ny variabel av antal utbildningsår där vi tar hänsyn till det vi vet om vilka skolsystem som dessa tre kohortgrupper gick i.

Utgångspunkten i vår variabel är individernas högst avslutade utbildning kodade enligt SUN2000⁴ (Svensk utbildningsnomenklatur) där det för de flesta utbildningar finns en koppling till antal utbildningsår för den aktuella nivån. Den andra siffran i nivåkoden för gymnasiala och eftergymnasiala utbildningar innehåller denna information. Grundskoleutbildningar är även kodade på ett sådant sätt som gör det möjligt att sluta sig till om antalet år för utbildningen bör vara åtta, nio, eller tio.

För de med grundskoleutbildning kan vi alltså direkt hämta uppgifter om det mest troliga antalet år som en individ utbildade sig för att nå denna nivå. För de med gymnasial utbildning vet vi från SUN-koden om denna utbildning var ett-, två- eller treårig. Antalet år i grundskola vet vi i dessa fall ingenting om. Dessa får därför schablonmässigt ett antal år i grundskola beroende på vilken kohortgrupp de tillhör. Födda 1946–1956, som delvis tillhörde det gamla systemet, tilldelas åtta år medan de födda 1957–1972 och 1973–1981 tilldelas nio år. Samtliga som har en universitets- eller högskoleexamen tilldelas tre år på gymnasial nivå, utöver de kohortspecifika antalen år i obligatorisk utbildning.

För de få individer som har genomgått forskarutbildning är det inte självklart hur många år som ska tillskrivas utbildningen då detta varierar mellan discipliner och över tid. Vi har tilldelat dem med doktorsutbildning sex år i forskarutbildning och dem med en licentiatutbildning fyra år. Dessutom har de två äldsta kohortgrupperna tilldelats tre år för grundexamen vid universitet/högskola medan forskarutbildade tillhörande den yngsta kohortgruppen har tilldelats fyra år på grundnivå. Detta på grund av

Tabell B.1. Medelvärde, antal utbildningsår (PIAAC).

	f. 1946–1956	f. 1957–1972	f. 1973–1981
Medelvärde YRSQUAL	12,1 år	12,7 år	13,1 år

4 Detta klassificeringssystem bygger på ISCED97 (International Standard Classification of Education)

att det över tiden har blivit allt mindre vanligt att gå direkt från en kandidatexamen till forskarutbildningen, utan att först ha tagit en magister- eller masterexamen.

När samtliga individer har tilldelats utbildningsår för den högst avslutade utbildningsnivån, har även ytterligare utbildningar beaktats. Det finns uppgifter om en individs senast avslutade utbildning. För de flesta är denna utbildningsnivå densamma som den högst avslutade, men inte för alla. De individer för vilka den senast avslutade utbildningen skiljer sig från den högsta avslutade utbildningen har tilldelats ytterligare utbildningsår. Här har vi dock fått göra en bedömning från fall till fall när det gäller *antalet* år eftersom det saknas uppgift om detta för den senast avslutade utbildningen. Baserat på en jämförelse mellan nivån på den högst avslutade utbildningen och nivån på den senast avslutade utbildningen har vi bedömt om den senaste avslutade utbildningen innebar ett karriärbyte eller en fortbildning. För dem vars senaste utbildning är på en lägre nivå och med en annan inriktning än deras högst avslutade utbildningsnivå har vi bedömt att den senaste utbildningen har inneburit ett karriärbyte, i annat fall att det varit fråga om fortbildning. När vi har bedömt att det varit fråga om karriärbyte har vi tilldelat lika många utbildningsår som det stipulerade antalet år på den aktuella utbildningsnivån uppgår till. När vi i stället har bedömt att det varit fråga om fortbildning har vi satt antalet ytterligare tilldelade utbildningsår till 1.

Det vi har gjort är alltså att vi har tagit hänsyn till, för det första, att antalet utbildningsår för en given utbildningsnivå har förändrats över tiden och, för det andra, att det totala antalet utbildningsår inte enbart bestäms av den högsta avslutade utbildningen. Korrelationen mellan den resulterande variabeln, som används i den här studien, och den variabel som är skapad av OECD är 0.89.

När vi tittar på medelvärdet av antal utbildningsår per kohortgrupp baserat på vår variabel ser vi nu, som vi förväntar oss, större skillnader mellan kohortgrupperna än när OECD:s används, se tabell B.2. Av tabellen framgår att skillnaden mellan den yngsta och den äldsta kohortgruppen med avseende på genomsnittligt antal utbildningsår uppgår till 1,9 vilket är nästan dubbelt så mycket som motsvarande skillnad i tabell B.1.

Tabell B.2. Medelvärde, antal utbildningsår (ny variabel).

	f. 1946–1956	f. 1957–1972	f. 1973–1981
Medelvärde <i>utbildn</i>	11,4 år	12,6 år	13,3 år

Appendix C (till kap. 4): Skattningar av ekv. (1) baserade på alternativa färdighetsindex

I Tabell C.1 redovisas skattningar av ekvation (1) baserade på de olika färdighetsindex som definieras i tabell 4.1. Allmänt kan sägas att resultaten är förbluffande stabila med avseende på olika sammanvägningar av läs-, räkne- och problemlösningsfärdigheter. I den mån skattningarna skiljer sig mellan specifikationer är det i stort sett genomgående fråga om skillnader i punktskattningar vilka inte är signifikant skilda från noll. De enda två undantagen hänför sig till kohortgruppen med individer födda 1957–1972. För denna kohortgrupp är yrkesverksamhet i övrig privat sektor (*a övr privat*) signifikant relaterad till färdigheter (på 10 procents signifikansnivå) under specifikationerna FIR, FIK₁ och FIK₂, men inte under specifikationen FIK₃. Och omvänt gäller att under specifikationerna FIR, FIK₁ och FIK₂ är variabeln *ålder* inte signifikant relaterad till färdigheter, medan där finns en signifikant relation under specifikationen FIK₃. Även de skillnader som avser icke signifikanta punktskattningar involverar ofta specifikationen FIK₃. Ett exempel är relationen mellan yrkesverksamhet i tillverknings- och byggindustrin (*a tillv bygg*) i kohortgruppen med födda 1973–1981. Under FIK₃ är punktskattningen av denna relation lägre än under de andra specifikationerna. Skillnaden är särskilt stor i förhållande till den punktskattning som erhålls under specifikation FIK₁.

Av tabell 4.1 framgår att specifikationen FIK₃ karaktäriseras av att räknefärdigheter har tilldelats en relativt sett stor vikt, medan färdigheter i problemlösning har tilldelats en relativt sett liten vikt.

Tabell C.1. Parameterskattningar för ekvation (1). Känslighetsanalys med avseende på val av viktsystem för färdighetsindex, jfr tabell 4.1. Skattningsmetod: 2SLS. Instrument för utbildn och yrkeserf . Standardfel inom parentes.

Variabel	Födda 1946–1956				Födda 1957–1972			
	FIR	FIK1	FIK2	FIK3	FIR	FIK1	FIK2	FIK3
<i>utbildn</i>	10,75* (6,012)	11,04* (6,025)	10,62* (6,032)	10,57* (6,016)	13,38*** (3,525)	13,71*** (3,536)	14,12*** (3,486)	12,30*** (3,643)
<i>yrkeserf</i>	2,211 (1,862)	1,872 (1,896)	1,712 (1,869)	3,050 (1,874)	2,134 (1,750)	2,025 (1,762)	1,450 (1,733)	2,926 (1,817)
<i>sem jobbet</i>	0,640 (0,690)	0,585 (0,684)	0,542 (0,702)	0,792 (0,702)	0,739 (0,581)	0,718 (0,584)	0,708 (0,584)	0,792 (0,589)
<i>kurser jobbet</i>	-0,025 (0,775)	0,084 (0,772)	-0,058 (0,778)	-0,100 (0,778)	-0,469 (0,417)	-0,466 (0,423)	-0,581 (0,412)	-0,362 (0,427)
<i>a tillv bygg</i>	13,49 (13,98)	15,16 (17,08)	13,61 (14,05)	11,69 (13,98)	23,35** (11,82)	24,33** (11,85)	25,33** (11,72)	20,39* (12,29)
<i>a IT-intensiva</i>	23,27*** (8,154)	24,13*** (8,255)	22,93*** (8,118)	22,77*** (8,205)	29,52*** (4,545)	29,84*** (4,549)	29,07*** (4,440)	29,66*** (4,809)
<i>a övr privat</i>	13,01 (14,80)	14,05 (14,80)	13,28 (14,81)	11,71 (14,94)	18,58* (11,05)	18,90* (11,04)	20,95* (10,97)	15,89 (11,49)
<i>ålder</i>	-3,330* (1,766)	-2,998* (1,792)	-3,125* (1,779)	-3,867** (1,778)	-2,814 (1,873)	-2,813 (1,874)	-2,130 (1,858)	-3,500* (1,950)
<i>D_{immig}</i>	-14,92* (8,920)	-15,36* (9,120)	-16,98* (8,967)	-12,43 (8,890)	-30,22*** (7,963)	-30,00*** (8,011)	-33,38*** (7,822)	-27,26*** (8,347)
<i>D_{immig} × D_{ålder_immig<7}</i>	4,625 (17,96)	5,435 (18,52)	8,107 (17,90)	0,332 (17,88)	16,79* (9,076)	14,18 (9,137)	19,77** (8,730)	16,43* (9,605)
<i>böcker_hemma</i>	0,015 (0,016)	0,013 (0,016)	0,015 (0,016)	0,017 (0,015)	0,024** (0,012)	0,023* (0,012)	0,022* (0,012)	0,027** (0,012)
<i>D_{ma gymn}</i>	1,588 (6,414)	1,256 (6,553)	1,573 (6,383)	1,936 (6,421)	5,887** (2,817)	6,219** (2,811)	6,128* (2,795)	5,313* (2,923)
<i>D_{ma univ}</i>	0,660 (6,952)	0,983 (7,096)	-0,038 (6,851)	1,036 (7,080)	1,854 (4,142)	1,693 (4,201)	1,211 (4,141)	2,658 (4,199)
<i>D_{pa gymn}</i>	-0,178 (7,380)	-0,704 (7,417)	-0,967 (7,348)	1,137 (7,496)	-1,218 (4,556)	-1,449 (4,576)	-2,564 (4,481)	0,359 (4,734)
<i>D_{pa univ}</i>	0,123 (11,80)	-1,183 (11,79)	-0,753 (11,84)	2,304 (11,95)	-1,856 (5,603)	-2,696 (5,647)	-3,520 (5,513)	0,647 (5,842)
<i>Konstant</i>	256,2** (107,4)	243,1** (107,5)	263,4** (108,2)	262,0** (107,7)	182,5** (84,77)	180,1** (84,56)	158,2* (89,95)	209,2** (88,45)
<i>N</i>	776	776	776	776	1266	1266	1266	1266
<i>R²</i>	0,168	0,169	0,173	0,160	0,340	0,345	0,343	0,323

Not. Skattningarna av standardfelen beaktar urvalsosäkerhet och osäkerhet ifråga om färdigheter. Symbolerna *, ** och *** betecknar signifikans på 10, 5 resp. 1%.

Variabel	Födda 1973–1981			
	FIR	FIK1	FIK2	FIK3
<i>utbildn</i>	12,11*** (4,240)	12,32*** (4,184)	11,87*** (4,146)	12,12*** (4,454)
<i>yrkeserf</i>	6,610** (2,623)	5,977** (2,566)	5,951** (2,573)	7,903*** (2,777)
<i>sem jobbet</i>	0,116 (0,486)	0,055 (0,497)	0,097 (0,485)	0,197 (0,500)
<i>kurser jobbet</i>	-0,420 (0,904)	-0,345 (0,892)	-0,462 (0,887)	-0,452 (0,947)
<i>a tillv bygg</i>	4,432 (11,53)	6,589 (11,25)	3,944 (11,37)	2,762 (12,18)
<i>a IT-intensiva</i>	20,73*** (8,040)	20,68*** (7,943)	20,81*** (7,910)	20,70** (8,444)
<i>a övr privat</i>	8,825 (8,452)	10,83 (8,290)	8,813 (8,313)	6,835 (8,927)
<i>ålder</i>	-5,155** (2,335)	-4,696** (2,284)	-4,568** (2,281)	-6,200** (2,479)
<i>D_{immig}</i>	-34,05*** (6,102)	-34,28*** (6,038)	-34,84*** (6,129)	-33,03*** (6,313)
<i>D_{immig} × D_{ålder_immig<7}</i>	28,46** (11,84)	29,54** (11,61)	30,14*** (11,66)	25,71** (12,52)
<i>böcker_hemma</i>	0,033*** (0,012)	0,031*** (0,011)	0,035*** (0,012)	0,034*** (0,012)
<i>D_{ma gymn}</i>	5,342 (4,355)	5,875 (4,215)	5,497 (4,381)	4,655 (4,566)
<i>D_{ma univ}</i>	7,304* (4,223)	7,267* (4,202)	7,000* (4,232)	7,646* (4,389)
<i>D_{pa gymn}</i>	4,445 (4,780)	4,247 (4,722)	3,489 (4,817)	5,599 (4,890)
<i>D_{pa univ}</i>	9,492 (7,537)	8,344 (7,426)	8,724 (7,417)	11,41 (7,915)
<i>Konstant</i>	220,4*** (76,87)	208,9*** (74,45)	211,8*** (75,57)	240,5*** (80,98)
<i>N</i>	619	619	619	619
<i>R²</i>	0,317	0,319	0,317	0,307

Appendix D

ANALYSER PÅ DATA FRÅN PIAAC OCH PISA SKILJER SIG FRÅN ANALYSER PÅ TRADITIONELLA URVALSUNDERSÖKNINGAR

130

PIAAC syftar till att undersöka den vuxna befolkningens kunskaper i läsfärdighet, räknefärdighet och problemlösningsfärdighet i dator/IT-miljö medan PISA syftar till att undersöka kunskaper i läsning, matematik och naturvetenskap för individer i grundskolans sista år. För att illustrera hur PIAAC och PISA förhåller sig till en traditionell urvalsstudie kan vi tänka oss en enkät med syftet att skatta hur stor andel av befolkningen som har deltagit i en studiecirkel under de senaste tolv månaderna. Detta är enkelt att mäta: antingen har man deltagit i en studiecirkel eller så har man det inte. Trots att egenskapen är lätt att mäta så finns det ändå en osäkerhet för hur väl personerna i urvalet och deras erfarenheter av studiecirkelar representerar befolkningen i stort. Denna osäkerhet om undersökningens representativitet finns också i PIAAC och PISA och är relativt enkel att ta hänsyn till.

Men dessa undersökningar innehåller också en annan form av osäkerhet. Syftet med PIAAC och PISA är att mäta kunskaper och färdigheter, vilket är betydligt svårare än att mäta deltagande i en studiecirkel. För att man med god precision ska kunna uttala sig om en individs faktiska kunskap i de områden som PIAAC och PISA mäter skulle det krävas en oerhört stor uppsättning tester. Ytterst få personer skulle vara beredda att lägga den tiden och ansträngningen på undersökningen, när de inte själva har något att vinna på det, vilket är fallet med både PIAAC och PISA. Det faktum att dessa undersökningar inte syftar till att uttala sig om enskilda individers färdigheter, utan har det mera begränsade syftet att kunna uttala sig om en populations färdigheter, gör det dock möjligt att hålla nere antalet tester som de enskilda personerna behöver göra.

Tillvägagångssättet bygger på att man antar att personer som har liknande egenskaper (ålder, utbildning, yrkeserfarenhet, familjebakgrund etc.) – och dessutom uppvisar ett liknande svarsmönster på de frågor som de faktiskt besvarar – även skulle svara på liknande sätt på andra frågor som de inte besvarar. På detta sätt kan antalet testuppgifter minskas till endast ett fåtal. Konkret innebär det att man slumpmässigt låter respondenterna genomföra olika delmängder av samtliga testuppgifter.

Ingen individ kommer att ha genomfört samtliga tester, men varje test-

uppgift kommer att ha genomförts av ett stort antal individer. Bland individer med liknande bakgrund och svarsmönster kommer det också att finnas både undergrupper som har genomfört en viss testuppgift och grupper som inte har genomfört just den uppgiften. För undergruppen som inte har besvarat testuppgiften antar man att de skulle ha svarat på samma sätt som personerna i undergruppen som faktiskt gjorde uppgiften. Detta är i litteraturen känt som *Item Response Theory* (IRT), se de Ayala (2009) och Thompson (2009).

Detta antagande gör att det inte är möjligt att uttala sig om individ *A*:s sanna färdighet. Däremot vet man att om *A*:s sanna färdighet underskattas så kommer det bland individer som har samma bakgrund och svarsmönster finnas individer vars sanna färdigheter i stället överskattas så att de genomsnittliga sanna färdigheterna i hela gruppen av individer med liknande bakgrund och svarsmönster ändå skattas korrekt.

Färdigheter redovisas i PIAAC på en skala mellan 0 och 500 poäng och för PISA mellan 0 och 1000 poäng men skattningen av en enskild respondents färdighet, baserat på IRT-modellen, resulterar inte i en poäng utan i en *fördelning* av poäng. Alla värden i fördelningen är sannolika värden för den färdighetspoäng som är den *sanna* poängen för individ *A*. För att minimera den osäkerhet som finns kring en individs sanna färdighetspoäng, som representeras av individens skattade poängfördelning, dras inte ett utan *tio* poängvärden i PIAAC och *fem* poängvärden i PISA slumpmässigt från individens fördelning av sannolika färdighetspoäng, vilka benämns individens *plausible values*. För varje individ som har deltagit i PIAAC (PISA) finns det tio (fem) plausible values per färdighetsområde. Det har visats att när syftet är att skatta befolkningens färdigheter är detta mer effektivt än att, baserat på mer omfattande tester, försöka ta fram endast en skattning av varje individs färdighet (se Wu 2005).

För att sammanfatta: två typer av osäkerheter måste beaktas vid analyser på PIAAC- och PISA-data: urvalsosäkerheten och mätosäkerheten.

Urvalsosäkerheten hanteras med så kallade replikationsmetoder. De innebär att man tar hänsyn till resultatens känslighet för hur urvalet görs genom att man gör olika "urval ur sitt urval". I varje sådant underurval lämnar man slumpmässigt ute några av de individer som ingick i det faktiska urvalet. På så sätt kan man se hur resultatet hade blivit om man hade ett lite annorlunda urval. Detta görs i båda dessa undersökningar 80 gånger. För att korrekt hantera mätosäkerheten måste skattningar göras för var och ett av de tio (fem) ovannämnda plausible values.

För att både ta hänsyn till urvalsosäkerheten och mätosäkerheten mås-

te man för varje plausible value även ta hänsyn till urvalssäkerheten. Det innebär att varje skattning baserad på PIAAC-data medför 810 analyser och för skattningar baserade på PISA-data 405 analyser. Till att börja behövs tio (fem) analyser, en för varje plausible value, baserat på det faktiska urvalet. Sedan tillkommer tio (fem) analyser per replikation. Det totala antalet skattningar blir alltså $10 + (10 \times 80) = 810$ för PIAAC och $5 + (5 \times 80) = 405$ för PISA. De första tio (fem) skattningarna ger en punktskattning som bara tar hänsyn till att vi har ett mätfel i färdighetspoäng medan de 800 (400) efterföljande skattningarna beräknar punktskattningens standardfel när både mätfel och urvalssäkerhet tas hänsyn till. Det korrekta resultatet är genomsnittet av dessa 810 (405) analyser.

Referenser

- de Ayala, R.J. (2009), *The Theory and Practice of Item Response Theory*, Guildford Press, New York, N.Y.
- Wu, M. (2005), "The role of plausible values in large-scale surveys", *Studies in Educational Evaluation*, vol. 31, s. 114–128.
- Thompson, N.A. (2009), "Ability Estimation with IRT", http://www.assess.com/docs/Thompson_2009_-Ability_estimation_with_IRT.pdf.

Appendix E

Tabell E.1. Översättningstabell mellan födelseår, avgångsår åk 9 och ålder i PIAAC.

Födelseår	Avgångsår åk 9	Ålder i PIAAC	Födelseår	Avgångsår åk 9	Ålder i PIAAC
1946	vt 1962	65	1971	vt 1987	40
1947	vt 1963	64	1972	vt 1988	39
1948	vt 1964	63	1973	vt 1989	38
1949	vt 1965	62	1974	vt 1990	37
1950	vt 1966	61	1975	vt 1991	36
1951	vt 1967	60	1976	vt 1992	35
1952	vt 1968	59	1977	vt 1993	34
1953	vt 1969	58	1978	vt 1994	33
1954	vt 1970	57	1979	vt 1995	32
1955	vt 1971	56	1980	vt 1996	31
1956	vt 1972	55	1981	vt 1997	30
1957	vt 1973	54	1982	vt 1998	29
1958	vt 1974	53	1983	vt 1999	28
1959	vt 1975	52	1984	vt 2000	27
1960	vt 1976	51	1985	vt 2001	26
1961	vt 1977	50	1986	vt 2002	25
1962	vt 1978	49	1987	vt 2003	24
1963	vt 1979	48	1988	vt 2004	23
1964	vt 1980	47	1989	vt 2005	22
1965	vt 1981	46	1990	vt 2006	21
1966	vt 1982	45	1991	vt 2007	20
1967	vt 1983	44	1992	vt 2008	19
1968	vt 1984	43	1993	vt 2009	18
1969	vt 1985	42	1994	vt 2010	17
1970	vt 1986	41	1995	vt 2011	16

Not. Avgångsår från grundskolans årskurs 9 (åk 9) avser det år under vilket en individ född ett givet år fyllde 16 år. Ålder vid PIAAC:s genomförande hänförs till en individs ålder år 2011, då majoriteten av de svenska PIAAC-intervjuerna genomfördes (vissa genomfördes under våren 2012).

De återkommande, internationella studier som jämför elevers kunskaper och färdigheter har under början av 2000-talet fått en alltmer central plats i den svenska skoldebatten. Studier, särskilt den så kallade PISA-undersökningen, har visat på betydande försämringar av svenska elevers kunskaper inom matematik, naturvetenskap och läsning. Frågan är vilka slutsatser man kan dra om prestationsskillnader även längre fram i livet utifrån dessa resultat.

I den här rapporten undersöker författarna hur väl det svenska utbildningssystemet och erfarenheter i arbetslivet rustar svenska ungdomar och vuxna för de utmaningar de möter som yrkesverksamma och som samhällsmedborgare. Till sin hjälp har de tagit en relativt ny undersökning som mäter vuxnas färdigheter – Programme for the International Assessment of Adult Competencies (PIAAC). Sådana undersökningar har hittills varit sällsynta.

Tillsammans med kunskapsundersökningar riktade mot ungdomar i PISA och andra undersökningar ger PIAAC, i kombination med data från administrativa register, författarna en unik databank. Utifrån denna analyserar de vilka eventuella spår i vuxnas färdigheter som de senaste 40 årens olika skolsystem har lämnat efter sig.

En oroande slutsats är att de fallande resultaten i PISA-undersökningarna också återspeglas i fallande resultat i PIAAC-undersökningen för de ålderskohorter som deltagit i båda undersökningarna.

Författare till rapporten är *Jan-Eric Gustafsson*, professor i pedagogik, Göteborgs universitet, *Patrik Lind*, utredare, IFAU, *Erik Mellander*, docent i nationalekonomi, IFAU, och *Mats Myrberg*, professor i specialpedagogik, Stockholms universitet.



ISBN 978-91-86949-63-1



9 789186 949631