



IFAU – INSTITUTET FÖR
ARBETSMARKNADSPOLITISK
UTVÄRDERING

Sambandet mellan utbildning och att få barn tidigt

Hans Grönqvist
Caroline Hall

RAPPORT 2011:27

Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU) är ett forskningsinstitut under Arbetsmarknadsdepartementet med säte i Uppsala. IFAU ska främja, stödja och genomföra vetenskapliga utvärderingar. Uppdraget omfattar: effekter av arbetsmarknadspolitik, arbetsmarknadens funktionssätt, arbetsmarknadseffekter av åtgärder inom utbildningsväsendet och arbetsmarknadseffekter av socialförsäkringen. IFAU ska även sprida sina resultat så att de blir tillgängliga för olika intressenter i Sverige och utomlands.

IFAU delar även ut forskningsbidrag till projekt som rör forskning inom dess verksamhetsområden. Forskningsbidragen delas ut en gång per år och sista dag för ansökan är den 1 oktober. Eftersom forskarna vid IFAU till övervägande del är nationalekonomer, ser vi gärna att forskare från andra discipliner ansöker om forskningsbidrag.

IFAU leds av en generaldirektör. Vid institutet finns ett vetenskapligt råd bestående av en ordförande, institutets chef och fem andra ledamöter. Det vetenskapliga rådet har bl.a. som uppgift att lämna förslag till beslut vid beviljandet av forskningsbidrag. Till institutet är även en referensgrupp knuten där arbetsgivar- och arbetstagersidan samt berörda departement och myndigheter finns representerade.

Rapporterna finns även i tryckt format. Du kan beställa de tryckta rapporterna via telefon eller mejl. Se nedanstående kontaktinformation.

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

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

Sambandet mellan utbildning och att få barn tidigt*

av

Hans Grönqvist[♦] och Caroline Hall[♦]

2011-12-05

Sammanfattning

Denna rapport studerar sambandet mellan utbildning och tidigt barnafödande. Vi undersöker effekten av att påbörja en längre gymnasieutbildning på sannolikheten att få barn under tonåren. För att fånga orsakssambandet utnyttjar vi en försöksverksamhet med förlängda yrkesutbildningar i gymnasieskolan som fanns på många håll i landet under åren 1988–1990. Våra resultat visar att kvinnor som påbörjade de längre utbildningarna hade en lägre sannolikhet att ha fått barn vid 20 års ålder, jämfört med kvinnor som påbörjade kortare utbildningar. Utbildningslängden verkar dock endast ha betydelse för kvinnor med relativt högutbildade föräldrar och kvinnor med höga avgångsbetyg från grundskolan; för kvinnor med lågutbildade föräldrar och kvinnor med låga grundskolebetyg är effekten inte statistiskt signifikant. Vi finner inte heller någon effekt av utbildningens längd på sannolikheten att män blir fäder tidigt i livet. För de grupper vars fertilitet påverkades verkar det röra sig om ett senarelagt snarare än ett minskat totalt barnafödande; utbildningslängden hade ingen effekt på antalet barn vid 32 års ålder.

* Rapporten är en sammanfattning av Grönqvist och Hall (2011) vilken innehåller ytterligare referenser och fler detaljer kring metod, data och resultat. Vi är tacksamma för synpunkter från Erik Grönqvist, Per Johansson, Heather Royer och Olof Åslund, samt seminariedeltagare vid IFAU och SOFI.

[♦] Hans.Gronqvist@sofi.su.se, Institutet för social forskning (SOFI), Stockholms universitet.

[♦] Caroline.Hall@ifau.uu.se, Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU).

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
2	Försöket med förlängda yrkesutbildningar.....	5
3	Metod och data.....	7
3.1	Hur mäter vi effekten av att gå den längre utbildningen?.....	7
3.2	Beskrivning av datamaterialet.....	8
4	Resultat.....	10
4.1	Effekten på tidigt barnafödande.....	10
4.2	Vad förklarar resultaten?.....	13
5	Slutsatser.....	16
	Referenser.....	17

1 Inledning

Tidigt barnafödande betraktas som ett stort socialt problem i många länder, exempelvis Storbritannien och USA. Att få barn under tonåren har ofta visat sig vara förknippat med sämre sociala och ekonomiska utfall senare i livet, både för mamman och barnen.¹ I Sverige har andelen mödrar som fick sitt första barn under tonåren minskat stadigt de senaste decennierna (Socialstyrelsen 2011) och tonårsfödslar var år 2008 betydligt mindre förekommande än i de flesta andra OECD-länder (OECD 2010). Studier pekar dock på att de som blir föräldrar under tonåren även i Sverige många gånger hamnar i en besvärlig situation med svag ekonomi och svårigheter att etablera sig på arbetsmarknaden (SOU 2003:92, Ungdomsstyrelsen 2011). Holmlund (2005) visar, genom att jämföra systrar som fick barn vid olika åldrar, att barnafödande i unga år även kan ha långsiktiga konsekvenser i termer av lägre utbildningsnivå.

Mot denna bakgrund debatteras i många länder hur man bäst förebygger graviditeter bland tonåringar.² En faktor som ofta diskuteras i sammanhanget är utbildningssystemets betydelse. Idén att utbildning kan spela en viktig roll för fertilitetsbeslut kommer från de många beskrivande studier som visar att högutbildade kvinnor tenderar att få barn senare (t.ex. Maynard 1996). Det finns också ett antal teoretiska argument till varför mer utbildning skulle kunna leda till senarelagd barnafödande. Utbildning kan för det första medföra ökade kunskaper om preventivmedel (se Rosenzweig och Schultz 1989). För det andra kan själva längden på utbildningen tänkas spela roll. En längre utbildning kan leda till en ”inlåsningsseffekt” om individen exempelvis upplever att han eller hon inte har tillräckligt med tid för att ta hand om barn, eller möjlighet att försörja dem, under tiden utbildningen pågår (Black m.fl. 2008). En ytterligare mekanism som lyfts fram i litteraturen (se Becker 1991) går genom höjda inkomster. Att mer utbildning leder till högre inkomster är väldokumenterat världen över.³ En högre förväntad inkomst kan öka en individs värdering av sin tid, vilket i sin tur kan göra att han eller hon blir mindre benägen att konsumera och att lägga sin tid på aktiviteter som är mycket tidskrävande – såsom att bli förälder.

Huruvida det är möjligt att påverka förekomsten av tonårsgraviditeter genom utbildningspolitik hänger förstås på om det verkligen finns ett orsakssamband mellan utbildning och fertilitet. Att personer med högre utbildning gene-

¹ Se t.ex. Kearney och Levine (2007), Klepinger m.fl. (1999) och Holmlund (2005).

² Kearney och Levine (2009) dokumenterar vad forskning hittills visat angående effekterna av olika typer familjeplaneringsprogram. Se Grönqvist (2009) för en studie av effekterna av att införa subventionerade p-piller för tonåringar i Sverige.

³ Se Card (1999) för en översikt av studier.

rellt får barn senare betyder inte nödvändigtvis att ökad utbildningsnivå *orsakar* senarelagt barnafödande. Att föda barn är självfallet en beslutsprocess som styrs av en mängd olika faktorer som också kan vara relaterade till individens utbildningsval, exempelvis ambitionen att göra karriär eller föräldrarnas socioekonomiska bakgrund. Det är därför – i allmänhet – mycket svårt att avgöra om det är utbildningsnivån *i sig* som påverkar barnafödandet eller om sambandet beror på någon annan faktor som forskaren inte kan kontrollera för.

Syftet med vår studie är att undersöka den kausala effekten av att gå en längre utbildning på sannolikheten att få barn under tonåren. För att skatta orsakssambandet utnyttjar vi ett så kallat ”naturligt experiment” i form av en försöksverksamhet med förlängda yrkesutbildningar i gymnasieskolan som pågick under åren 1988–1990. Försökets omfattning varierade över landet. Detta gör att vi kan isolera effekten av den förlängda utbildningen genom att jämföra hur barnafödandet utvecklades för gymnasieelever som i olika utsträckning hade tillgång till de längre utbildningarna.⁴

Det finns endast ett fåtal tidigare studier som uttryckligen har försökt mäta orsakssambandet mellan utbildning och tidigt barnafödande. Black m.fl. (2008) studerar reformer av grundskolan i Norge och USA och finner att kvinnor som fick sin grundskoleutbildning förlängd var mindre benägna att få barn under tonåren.⁵ McCrary och Royer (2011) finner däremot ingen signifikant effekt av utbildning på sannolikheten att få barn tidigt i livet bland amerikanska kvinnor. Vi känner inte till några tidigare studier som har använt svenska data. Till skillnad från de ovan nämnda studierna vilka endast studerar kvinnors fertilitet, undersöker vi även sambandet mellan utbildning och tidigt barnafödande bland män. En ytterligare skillnad mellan vår studie och de tidigare är att vi studerar effekten av förlängd gymnasieutbildning, snarare än förlängd grundskoleutbildning.

Våra resultat visar att kvinnor som påbörjade en längre yrkesutbildning hade en lägre sannolikhet att ha fått barn vid 20 års ålder, jämfört med kvinnor som påbörjade en kortare utbildning. Effekten verkar dock endast finnas bland kvinnor med höga avgångsbetyg från grundskolan och bland kvinnor vars föräldrar hade relativt hög utbildning; för övriga grupper av kvinnor finner vi inga statistiskt signifikanta effekter av utbildningens längd på sannolikheten att bli förälder tidigt i livet. Vi finner inte heller några effekter för män. För de grupper vars fertilitet påverkades verkar det röra sig om ett senarelagt snarare

⁴ Hall (2009a) studerar med samma metod effekterna av yrkesutbildningarnas förlängning på elevernas utbildningsnivå och inkomster senare i livet.

⁵ Reformerna genomfördes på ett liknande sätt som den försöksverksamhet vi studerar vilket gör att de kan isolera effekten av utbildningens betydelse.

än ett minskat totalt barnafödande; utbildningslängden hade ingen effekt på antalet barn vid 32 års ålder.

Resten av rapporten disponeras enligt följande: I nästa avsnitt beskriver vi försöket med förlängda yrkesutbildningar i gymnasieskolan. Därefter, i avsnitt 3, redogör vi för hur vi med hjälp av försöket skattar kausala effekter av förlängd utbildning på barnafödande. Här presenterar vi också vårt datamaterial. I avsnitt 4 redovisar vi resultaten. Vi avslutar med att sammanfatta våra slutsatser i avsnitt 5.

2 Försöket med förlängda yrkesutbildningar⁶

I början av 1990-talet reformerades den svenska gymnasieskolan. De största förändringarna gällde yrkeslinjerna: Från att ha varit 2-åriga och huvudsakligen bestått av yrkesutbildning förlängdes de till tre år och fick samtidigt ett utökat allmänt teoretiskt innehåll. Detta medförde att även yrkeseleverna uppnådde grundläggande behörighet till högskolestudier. Reformen föregicks av en försöksverksamhet med 3-åriga yrkeslinjer i ett stort antal kommuner.⁷ Även försökslinjerna hade ett större inslag av allmänna teoretiska ämnen jämfört med de 2-åriga yrkeslinjerna och gav därmed grundläggande behörighet till högskolan.⁸

Försöket pågick under åren 1988–1990 och omfattade ca 6 000 studieplatser det första året, 10 000 det andra och 11 200 det tredje året. Det fanns även ett mer begränsat försök år 1987 som endast omfattade ca 500 platser.⁹ Skolöverstyrelsen hade ansvaret för att fördela försöksplatserna mellan de olika yrkeslinjerna och mellan kommunerna; nedan beskriver vi kortfattat hur allokeringen av försöksplatser gick till.¹⁰

Den allmänna principen var att försöksplatserna skulle fördelas proportionerligt mellan de olika yrkeslinjerna; målet var att varje linje skulle tilldelas

⁶ Försöksverksamheten har beskrivits i tidigare rapporter från IFAU; se Hall (2009a) och Hall (2009b). Vi hänvisar till dessa rapporter för fler detaljer.

⁷ Försöket brukar kallas för ÖGY-försöket efter *Arbetsgruppen för översyn av den gymnasiala yrkesutbildningen*, vilken var en arbetsgrupp som tillsatts av regeringen för att ta fram förslag till förbättringar av den gymnasiala yrkesutbildningen. Försöket beskrivs i Prop. 1987/88:102.

⁸ Medan svenska var det enda allmänna teoretiska ämne som ingick i samtliga 2-åriga linjer innehöll försökslinjerna även engelska, samhällskunskap och ett tillvalsämne, där de allra flesta verkar ha valt matematik (Skolöverstyrelsen 1990a rapporterar att 86 procent av eleverna år 1988 valde matematik som tillval). En ytterligare skillnad mellan de 2- och 3-åriga linjerna var att de senare hade en större del av den yrkesförberedande utbildningen förlagd till arbetsplatser istället för i skolan.

⁹ Försöksverksamheten omfattade därmed 1–20 procent av det totala antalet studieplatser på yrkeslinjerna (Skolöverstyrelsen 1988, 1989a, 1989b och 1990b).

¹⁰ En detaljerad redogörelse finns i SOU 1989:106.

samma andel 3-åriga studieplatser som den hade av de 2-åriga platserna. Alla yrkeslinjer inkluderades dock inte i försöket de första åren. *Tabell A1* i appendix visar vilka linjer som ingick de olika åren samt antalet tillgängliga och andelen lediga försöksplatser på respektive linje.

Beträffande valet av kommuner så angav regeringen att försöksverksamheten skulle spridas till regioner med olika befolknings- och näringslivsstruktur. Man ville också att olika kommuner skulle delta i olika stor utsträckning; i en del kommuner skulle samtliga yrkeslinjer förlängas medan andra kommuner skulle delta i mindre skala. Själva initiativet till att delta kom dock alltid från kommunerna själva då de var tvungna att först anmäla intresse. *Figur 1* visar hur stor andel av kommunerna som deltog i försöket de olika åren samt i vilket utsträckning de deltog. Vi ser att försöket över tiden utökades till att omfatta fler kommuner men också till att inkludera fler linjer i de kommuner som redan deltog.

Det framgår tydligt av figuren att de flesta försökskommuner erbjöd både 2- och 3-åriga yrkeslinjer. Ibland erbjöds precis samma linje både som 2- och 3-årigt alternativ. Även elever som var bosatta i kommuner som endast erbjöd en viss utbildningslängd kunde ibland välja längd på sin yrkesutbildning genom att söka till en skola i en annan kommun.¹¹ Försöket innebar alltså att vissa ungdomar kunde *välja* att gå en 3-årig istället för en 2-årig yrkeslinje. I vilken utsträckning man hade en sådan valmöjlighet berodde på var man bodde samt vilket år man påbörjade gymnasiet.

¹¹ I regel gick man gymnasiet i sin bostadskommun. Om den önskade linjen inte erbjöds i bostadskommunen var det dock möjligt att söka en gymnasieskola i en närliggande kommun.



Figur 1 Andel av kommunerna som deltog i försöket respektive år samt i vilken utsträckning de deltog

Anm: “% 3-åriga linjer” visar procent av de tillgängliga yrkeslinjerna i en kommun som ingick i försöket. Källa: Egna beräkningar baserat på gymnasieskolans sökanderegister.

3 Metod och data

3.1 Hur mäter vi effekten av att gå den längre utbildningen?

Som vi beskrev i inledningen är det huvudsakliga metodologiska problemet att det är svårt att särskilja utbildningens effekt på beslutet att föda barn från effekten av andra icke-observerbara faktorer. Utformningen av försöket med förlängda yrkeslinjer hjälper oss att hantera detta problem. Som vi såg ovan fanns de 3-åriga försökslinjerna endast i vissa kommuner. Utbredningen av försöket varierade dessutom både mellan de deltagande kommunerna och över tiden. Metoden vi använder går ut på att jämföra hur barnafödandet utvecklades för de gymnasieelever som i stor utsträckning hade tillgång till de 3-åriga försökslinjerna med hur barnafödandet utvecklades för dem som saknade eller hade begränsad tillgång.¹² Om det finns en minskning av barnafödandet bland elever

¹² Tekniskt beskrivet är metoden som används en så kallad instrumentalvariabelanalys, där andelen yrkeslinjer som var 3-åriga i bostadskommunen fungerar som instrument för sannolikheten att en elev väljer att läsa en 3-årig linje.

med betydande tillgång till de 3-åriga yrkeslinjerna, som inte finns bland jämförbara elever som huvudsakligen hade tillgång till de 2-åriga linjerna, indikerar det att en längre utbildning medförde färre födslar.

I analyserna tar vi hänsyn till att elever som väljer 2- respektive 3-åriga yrkeslinjer kan skilja sig åt vad gäller slutbetyg från grundskolan, kön, ålder, utomnordisk bakgrund, föräldrarnas utbildningsnivå och om föräldrarna har utomnordisk bakgrund. Vi tar dessutom hänsyn till vilket år individen började gymnasiet och så kallade kommunspecifika fixa effekter. De senare kontrollerar för alla systematiska icke-observerbara skillnader mellan kommunerna som är konstanta över tiden.

I Grönqvist och Hall (2011) beskriver vi den metod vi använder utförligt. Där testar vi också en del viktiga antaganden som metoden bygger på; testresultaten tyder på att dessa antaganden är uppfyllda.

3.2 Beskrivning av datamaterialet

I studien följer vi alla elever som avslutade grundskolan under åren 1986–1990 och som därefter direkt påbörjade en yrkeslinje på gymnasiet.^{13 14} Den första kohorten omfattades inte alls av försöket, medan övriga kohorter omfattades i ökande utsträckning. Totalt ingår 185 189 individer i undersökningen.¹⁵

Datamaterialet kommer från olika register vid SCB. Ett av de viktigaste är gymnasieskolans sökanderegister, vilket innehåller uppgifter om när och var en person antogs till gymnasiet samt vilken linje han eller hon påbörjade. Detta register har vi kombinerat med information om individers eventuella barnafödande. Vi är framför allt intresserade av huruvida de fått barn redan vid 20 års ålder. Men vi undersöker även antalet barn vid 32 års ålder (vilket är den högsta ålder som vi kan observera för samtliga individer) och hur vanligt det är att inte ha fått något barn vid denna ålder. Vårt datamaterial innehåller också ett antal bakgrundsvariabler för eleverna och deras föräldrar.

Tabell 1 visar beskrivande statistik för utvalda variabler, separat för kvinnor och män. Vi kan se att det är betydligt vanligare att få barn under tonåren bland kvinnorna än bland männen. 9,1 procent av kvinnorna hade fått sitt första barn vid 20 års ålder medan motsvarande siffra för männen endast var 2,1 procent. De kvinnor och män som fick barn senast vid 20 års ålder var dock ungefär lika gamla vid sitt första barns födelse. Tabellen visar också att kvinnorna i de flesta fall fick barn med män som var betydligt äldre än dem själva. I genomsnitt var

¹³ Av dem som slutade grundskolan 1988 fortsatte närmare 90 procent direkt till gymnasiet (Palme 2002, s. 207).

¹⁴ Elever på två av försökslinjerna (den grafiska och hantverkslinjen) har dock exkluderats då dessa utbildningar inte hade någon motsvarighet bland de 2-åriga linjerna.

¹⁵ Vi har exkluderat personer för vilka de uppgifter vi behöver saknas i SCB:s register.

kvinnorna fyra år yngre än sin partner, medan männen fick barn med jämn-gamla partner. Om en äldre partner indikerar att relationen generellt är mer stabil skulle detta kunna tyda på att kvinnornas tidiga barnafödande i större utsträckning var planerat jämfört med männens. Ett ytterligare tecken på att tonårsmammorna var i mer stabila relationer än tonårspapporna är att en större andel är gifta eller sambo med barnets andra förälder vid 31 års ålder.

Som vi kan förvänta oss utifrån tidigare studier, visar tabellen att de som får barn under tonåren har mindre utbildning och lägre inkomster senare i livet jämfört med övriga individer. Detta mönster finns både för kvinnor och män. Bakgrundsvariablerna är, med undantag av grundskolebetyg, lika för båda könen.

Tabell 1 Deskriptiv statistik (genomsnitt)

	Kvinnor	Män
Fått barn vid 20 års ålder (andel)	0,091	0,021
Ålder vid första födseln, bland dem som fått barn vid 20 års ålder	19,28	19,37
Den andre förälderns ålder vid första födseln, bland dem som fått barn vid 20 års ålder	23,30	19,86
Gift/sambo med den andre föräldern vid 31 års ålder, bland dem som fått barn vid 20 års ålder (andel)	0,366	0,302
Antal barn vid 32 års ålder	1,44	0,928
Inga barn vid 32 års ålder (andel)	0,258	0,455
Minst en 3-årig gymnasietutb. vid 31 års ålder, bland dem som fått barn vid 20 års ålder (andel)	0,318	0,196
Minst en 3-årig gymnasietutb. vid 31 års ålder, bland dem som <i>inte</i> fått barn vid 20 års ålder (andel)	0,532	0,384
Årlig löneinkomst ^a vid 31 års ålder, bland dem som fått barn vid 20 års ålder	115 300	193 200
Årlig löneinkomst ^a vid 31 års ålder, bland dem som <i>inte</i> fått barn vid 20 års ålder	132 200	219 900
<i>Individuella bakgrundsvariabler:</i>		
Född utanför Norden (andel)	0,018	0,017
Ålder vid gymnasiestart	16,02	16,05
Avgångsbetyg från grundskolan ^b	3,01	2,77

	Kvinnor	Män
<i>BakgrundsvARIABLER FÖR FÖRÄLDRARNA:</i>		
Båda föräldrarna är födda utanför Norden (andel)	0,028	0,029
Modern har endast grundskoleutb. ^c (andel)	0,477	0,459
Modern har 2-årig gymnasieutb. (andel)	0,390	0,392
Modern har minst en 3-årig gymnasieutb. (andel)	0,133	0,148
Fadern har endast grundskoleutb. ^c (andel)	0,531	0,519
Fadern har 2-årig gymnasieutb. (andel)	0,271	0,275
Fadern har minst en 3-årig gymnasieutb. (andel)	0,198	0,206
Antal individer	74 220	110 969

Anm: a) 2006 års prisnivå. b) Eleverna fick betyg på skalan 1–5. c) Här inkluderas även individer för vilka vi saknar information om moderns/faderns utbildning.

4 Resultat

4.1 Effekten på tidigt barnafödande

I detta avsnitt presenterar vi resultaten från vår empiriska analys. *Tabell 2* visar den skattade effekten av att påbörja en 3-årig, istället för en 2-årig, yrkeslinje på sannolikheten att få barn vid 20 års ålder eller tidigare. Vi har gjort analysen separat för kvinnor och män. Överst i tabellen visar vi resultaten för hela gruppen yrkeselever (*Panel A*). Därefter visar vi resultat från separata analyser för elever med låg- och högutbildade föräldrar (*Panel B–C*), samt med låga och höga avgångsbetyg från grundskolan (*Panel D–E*).¹⁶ För att spara plats har vi valt att inte visa estimaten för alla kontrollvariabler. Dessa visar generellt att tidigt barnafödande är negativt korrelerat med slutbetyget från grundskolan och med föräldrarnas utbildningsnivå och positivt korrelerat med utomnordisk bakgrund.

Låt oss börja med resultaten för kvinnor, vilka visas i den första kolumnen. Skattningen i *Panel A* visar en negativ effekt av utbildningens längd på sannolikheten för tidigt barnafödande; att påbörja den längre och mer allmänteoretiskt inriktade yrkeslinjen minskade sannolikheten att bli förälder före 21 års ålder med 4 procentenheter. Effekten är statistiskt säkerställt skild från noll på 10-procentsnivån. Storleken på skattningen innebär att sannolikheten att få barn vid 20 års ålder eller tidigare minskade med omkring 44 procent (-0,040/0,091), vilket måste betraktas som en stor effekt.

¹⁶ Föräldrarna betraktas som lågutbildade om ingen av dem har mer än 2-årig gymnasieutbildning; de betraktas som högutbildade om minst en har 3-årig gymnasieutbildning eller högre utbildning. Ett betygsgenomsnitt under 3,0 (på skalan 1–5) betraktas som lågt; ett genomsnitt på minst 3,0 betraktas som högt.

Effekten är i samma storleksordning som den effekt Grönqvist (2009) finner av att subventionera p-piller för tonåringar i Sverige.¹⁷ Den är dock mer än dubbelt så stor som de effekter Black m.fl. (2008) rapporterar för förlängningen av grundskolan i Norge och USA. En förklaring till varför effekten skiljer sig från de effekter Black m.fl. finner skulle just kunna vara att vi studerar en förlängning av gymnasieskolan snarare än grundskolan. Ett annat skäl kan vara att den politikförändring vi studerar inträffade mer nyligen. De reformer Black m.fl. studerar inträffade som senast under 1960- och 1970-talen. Det är troligt att många institutionella faktorer som har betydelse för fertilitetsbeslut har förändrats sedan dess (exempelvis tillgång till preventivmedel och aborter, och ökat kvinnligt deltagande i högre utbildning och på arbetsmarknaden).

När vi gör separata analyser för kvinnor med låg- och högutbildade föräldrar i *Panel B* och *C* finner vi att utbildningslängden endast hade betydelse för dem med högutbildade föräldrar. För kvinnor med lågutbildade föräldrar finner vi ingen statistiskt säkerställd effekt av att påbörja en 3-årig linje. Vi ser ett liknande mönster då vi delar upp eleverna baserat på deras avgångsbetyg från grundskolan i *Panel D* och *E*. Kvinnor med höga grundskolebetyg var mindre benägna att få barn vid 20 års ålder eller tidigare om de påbörjade en 3-årig linje, men det finns inte någon statistiskt säkerställd effekt för kvinnor med låga grundskolebetyg.

Dessa resultat är i linje med idén om större effekter för kvinnor med en högre alternativkostnad för att ta hand om barn (d.v.s. för kvinnor som kommer gå miste om en större inkomst under den tid de är hemma och tar hand om barn).¹⁸ En annan möjlig förklaring till att effekterna skiljer sig åt beroende på föräldrarnas utbildningsbakgrund skulle kunna vara att föräldrar med hög utbildning sätter mer press på sina döttrar att inte få barn innan de slutfört sin gymnasieutbildning. Här skiljer sig resultaten från de resultat Grönqvist (2009) rapporterar. Han finner att tillgången till subventionerade p-piller hade större effekter på tonårsfödslar bland kvinnor med lågutbildade föräldrar. Detta antyder därmed att olika typer av politik kan ha olika effekter för olika grupper.

¹⁷ I Grönqvist och Hall (2011) presenterar vi resultat som indikerar att om andelen yrkeslinjer som var 3-åriga ökade från 0 till 100 procent i en kommun, så minskade sannolikheten för att få barn före 21 års ålder med omkring 20 procent bland kvinnor bosatta i den kommunen. Grönqvist (2009) finner att kvinnor som hade tillgång till subventionerade p-piller en lägre tid hade 20 procent lägre sannolikhet att få barn under tonåren.

¹⁸ Black m.fl. (2008) finner också större effekter för mer välbemedlade grupper (bland stadsbor och vita).

Den andra kolumnen i *Tabell 2* visar resultaten för män. Bland männen finner vi ingen statistiskt signifikant effekt av att påbörja den längre yrkeslinjen på sannolikheten att få barn senast vid 20 års ålder. Detta gäller för samtliga grupper.

Tabell 2 Effekten på sannolikheten att få barn vid 20 års ålder eller tidigare

	Kvinnor	Män
<i>A. Alla yrkeselever</i>		
Effekten av att påbörja en 3-årig yrkeslinje	-0,040* (0,022)	-0,005 (0,007)
Andel som har fått barn vid 20 års ålder	0,091	0,021
Antal observationer	74 221	110 968
<i>B. Elever med lågutbildade föräldrar^a</i>		
Effekten av att påbörja en 3-årig yrkeslinje	-0,025 (0,027)	-0,010 (0,008)
Andel som har fått barn vid 20 års ålder	0,102	0,023
Antal observationer	53 927	78 656
<i>C. Elever med högutbildade föräldrar^a</i>		
Effekten av att påbörja en 3-årig yrkeslinje	-0,082** (0,039)	0,008 (0,010)
Andel som har fått barn vid 20 års ålder	0,064	0,015
Antal observationer	20 294	32 312
<i>D. Elever med låga grundskolebetyg (<3)</i>		
Effekten av att påbörja en 3-årig yrkeslinje	-0,020 (0,041)	-0,013 (0,010)
Andel som har fått barn vid 20 års ålder	0,133	0,026
Antal observationer	33 194	69 146
<i>E. Elever med höga grundskolebetyg (≥3)</i>		
Effekten av att påbörja en 3-årig yrkeslinje	-0,053* (0,028)	0,007 (0,007)
Andel som har fått barn vid 20 års ålder	0,057	0,011
Antal observationer	41 027	41 822

Anm: Tabellen visar skattningar av IV-regressioner (instrumentalvariabelanalys). Samtliga regressioner kontrollerar för genomsnittligt slutbetyg från grundskolan, födelseår (dummyvariabler), utomnordisk bakgrund, om båda föräldrarna har utomnordisk bakgrund, moderns och faderns utbildningsnivå (3 nivåer), samt om data saknas för någon av föräldrarnas utbildning. Regressionerna inkluderar dessutom kohort- och bostadskommunsspecifika fixa effekter. Inom parentes visas robusta standardfel som är klustrade på bostadskommunnivå. */**/***/ markerar att skattningen är statistiskt säkerställt skild från noll på 10/5/1-procentsnivån. a) Föräldrarna betraktas som lågutbildade om ingen av dem har mer än 2-årig gymnasieutbildning; de betraktas som högutbildade om minst en av dem har 3-årig gymnasieutbildning eller högre utbildning.

Vad kan då förklara varför utbildningslängden endast har betydelse för kvinnors tidiga barnafödande? En möjlig förklaring skulle kunna vara att kvinnor av tradition har mer kontroll över risken att bli gravid, t.ex. genom att ta större ansvar för användningen av preventivmedel, eller över beslutet om man ska behålla barnet vid en oönskad graviditet. Det är också troligt att alternativkostnaden för att få barn under skolgången är högre för kvinnor med anledning av studieavbrott i samband med barnets födsel och eftersom mödrar vanligtvis tillbringar mer tid med barnet, i alla fall under de första månaderna. Det är också intressant att notera att vår beskrivande statistik i *Tabell 1* antyder att kvinnornas tidiga barnafödande skulle kunna vara planerat i större utsträckning än männens. Om utbildning främst påverkar planerade födselar skulle det i så fall också kunna förklara varför vi finner effekter för kvinnor men inte för män. Men det kan också finnas andra förklaringar till varför effekten skiljer sig åt mellan könen.

I Grönqvist och Hall (2011) redovisar vi även resultaten från ett antal känslighetsanalyser av dessa resultat. Sammantaget visar analyserna att resultaten är stabila.

4.2 Vad förklarar resultaten?

Vi har gjort några ytterligare analyser för att undersöka genom vilka mekanismer förlängningen av gymnasieutbildningen kan tänkas ha påverkat barnafödandet.

Den första fråga vi ställer oss är om skälet till att utbildningslängden inte verkar spela någon roll för barnafödandet i vissa grupper är att många elever i dessa grupper hoppar av sin utbildning i förtid. Hall (2009a) finner just att förlängningen av yrkeslinjerna ledde till fler avhopp bland elever med låga grundskolebetyg och med lågutbildade föräldrar. För att undersöka denna potentiella förklaring har vi gjort om alla analyser enbart för de elever som slutfört sin gymnasieutbildning¹⁹. Resultaten från dessa analyser visar samma mönster; avsaknaden av effekter för vissa grupper verkar alltså inte förklaras av ökade studieavhopp.²⁰

Som vi diskuterade i inledningen kan en längre utbildning leda till en ”inlåsningsseffekt” om individer exempelvis upplever att de inte har tillräckligt med tid för att ta hand om barn, eller möjlighet att försörja dem, under tiden utbildningen pågår. För att testa om det är möjligt att det minskade barnafödandet i vissa grupper endast beror på en sådan inlåsningsseffekt har vi skattat

¹⁹ Senast sex år efter att de antogs.

²⁰ Notera dock att vi i dessa analyser begränsar urvalet av individer baserat på en utfallsvariabel. Detta kan medföra selektionsproblem som gör att effekten inte blir korrekt skattad.

effekten av att påbörja den längre utbildningen på sannolikheten att få barn vid olika åldrar, betingat på att man inte redan har fått barn.²¹ Tanken är att om det minskade barnafödandet endast förklaras av en inläsningseffekt så bör det inte finnas någon effekt på barnafödandet efter att individerna slutfört utbildningen, d.v.s. inte efter 20 års ålder i detta fall.²² Om det däremot finns negativa effekter på barnafödande även vid högre åldrar är detta ett starkt tecken på att det måste finnas andra kanaler genom vilka utbildningslängden påverkade barnafödandet.

Tabell 3 visar resultaten från denna analys (här fokuserar vi endast på kvinnor eftersom vi inte fann några effekter av utbildningens längd för män). Vi kan se att det inte finns några negativa effekter av att påbörja den 3-åriga linjen på barnafödandet efter 20 års ålder. Detta gäller för samtliga grupper. Denna analys indikerar, med andra ord, att *det är möjligt* att den negativa effekt vi finner på sannolikheten att ha fått barn vid 20 års ålder enbart förklaras av en inläsningseffekt.²³

²¹ Detta test föreslås av Black m.fl. (2008).

²² Förlängningen av yrkeslinjerna från 2- till 3-åriga medförde att yrkes eleverna, i de flesta fall, kom att slutföra sin gymnasieutbildning vid 19 istället för 18 års ålder. Eftersom en graviditet varar i omkring nio månader bör det inte finnas någon negativ effekt på barnafödande efter 20 års ålder om inläsningseffekten är den enda mekanismen. Som Black m.fl. (2008) påpekar skulle det vara svårt att identifiera förekomsten av en inläsningseffekt om utbildningsreformen i fråga också medförde en ökad övergång till högre studier. Hall (2009a) finner dock inga signifikanta effekter på övergången till högskolan av förlängningen av yrkeslinjerna.

²³ Notera att vi återigen begränsar urvalet av individer baserat på en utfallsvariabel (individer som inte redan har fått barn), vilket kan medföra selektionsproblem. Vi har verifierat att slutsatserna blir desamma om vi inkluderar alla individerna i analysen.

Tabell 3 Effekten på kvinnors sannolikhet att få barn vid olika åldrar, betingat på att de inte redan har fått barn

	≤18 år	19 år	20 år	21 år	22 år
<i>A. Alla yrkeslever</i>					
Effekten av att påbörja en 3-årig yrkeslinje	-0,007 (0,012)	-0,022* (0,013)	-0,014 (0,018)	0,012 (0,022)	0,013 (0,023)
Andel som fick barn vid denna ålder	0,017	0,028	0,049	0,063	0,073
Antal observationer	74 221	72 984	70 906	67 454	63 189
<i>B. Lågutbildade föräldrar^a</i>					
Effekten av att påbörja en 3-årig yrkeslinje	-0,004 (0,014)	-0,017 (0,016)	-0,007 (,023)	0,021 (0,030)	0,021 (0,029)
Andel som fick barn vid denna ålder	0,018	0,032	0,055	0,069	0,080
Antal observationer	53 927	52 929	51 243	48 449	45 106
<i>C. Högutbildade föräldrar^a</i>					
Effekten av att påbörja en 3-årig yrkeslinje	-0,019 (0,019)	-0,040* (0,020)	-0,031 (0,030)	0,002 (0,035)	-0,006 (0,035)
Andel som fick barn vid denna ålder	0,012	0,020	0,033	0,049	0,055
Antal observationer	20 294	20 055	19 663	19 005	18 083
<i>D. Låga grundskolebetyg (<3)</i>					
Effekten av att påbörja en 3-årig yrkeslinje	-0,015 (0,023)	-0,025 (0,030)	0,015 (0,035)	0,001 (0,045)	0,038 (0,049)
Andel som fick barn vid denna ålder	0,027	0,043	0,069	0,082	0,087
Antal observationer	33 194	32 296	30 897	28 770	26 418
<i>E. höga grundskolebetyg (≥3)</i>					
Effekten av att påbörja en 3-årig yrkeslinje	-0,008 (0,011)	-0,022 (0,016)	-0,024 (0,022)	0,021 (0,024)	0,003 (0,026)
Andel som fick barn vid denna ålder	0,008	0,017	0,033	0,049	0,062
Antal observationer	41 027	40 688	40 009	38 684	36 771

Anm: Tabellen visar skattningar av s.k. IV-regressioner (instrumentalvariabelanalys). Samtliga regressioner kontrollerar för genomsnittligt slutbetyg från grundskolan, födelseår (dummyvariabler), utomnordisk bakgrund, om båda föräldrarna har utomnordisk bakgrund, moderns och faderns utbildningsnivå (3 nivåer), samt om data saknas för någon av föräldrarnas utbildning. Regressionerna inkluderar dessutom kohort- och bostadskommunspecifika fixa effekter. Inom parentes visas robusta standardfel som är klustrade på bostadskommunnivå. */**/** markerar att skattningen är statistiskt säkerställt skild från noll på 10/5/1-procentsnivån. a) Föräldrarna betraktas som lågutbildade om ingen av dem har mer än 2-årig gymnasieutbildning; de betraktas som högutbildade om minst en av dem har 3-årig gymnasieutbildning eller högre utbildning.

Vi har också undersökt om det finns långsiktiga fertilitetseffekter av att gå den längre och mer allmänt teoretiskt inriktade yrkesutbildningen. Den högsta ålder vid vilken vi kan observera samtliga individer är 32 år. Vi har därför skattat effekter på antalet barn, samt på sannolikheten att inte ha några barn, vid denna ålder. Dessa skattningar, som redovisas i *Tabell A2* i appendix, visar inga signifikanta effekter av att påbörja den 3-åriga yrkeslinjen varken för kvinnor eller

för män. Detta gäller oavsett individernas grundskolebetyg och oavsett föräldrarnas utbildningsbakgrund. Dessa resultat är i linje med resultaten i en studie av den norska grundskolereformen; Monstad m.fl. (2008) finner att förlängningen av grundskolan, vilken minskade antalet tonårsfödslar, inte påverkade kvinnornas totala fertilitet.²⁴

5 Slutsatser

Många tidigare studier finner att barnafödande under tonåren är förknippat med sämre sociala och ekonomiska utfall senare i livet, både för mamman och barnen. I denna rapport studeras utbildningssystemets betydelse för att förebygga tonårsfödslar. Vi undersöker effekten av att påbörja en längre gymnasieutbildning på sannolikheten att få barn tidigt i livet. För identifiera orsakssambandet utnyttjar vi en försöksverksamhet med förlängda yrkesutbildningar på gymnasiet som fanns i många kommuner under åren 1988–1990.

Vi finner att kvinnor som påbörjade de längre yrkesutbildningarna hade lägre sannolikhet att få barn vid 20 års ålder eller tidigare, jämfört med kvinnor som påbörjade kortare utbildningar. Storleksmässigt innebär effekten att sannolikheten att få barn före 21 års ålder minskade med omkring 44 procent. Effekten verkar dock endast finnas bland kvinnor vars föräldrar hade relativt hög utbildning och bland kvinnor med höga avgångsbetyg från grundskolan; för övriga grupper finner vi ingen statistiskt signifikant effekt av utbildningens längd på sannolikheten att bli förälder tidigt i livet. Vi finner inte heller någon effekt för män. För de grupper vars fertilitet påverkades verkar det röra sig om ett senarelagt snarare än ett minskat totalt barnafödande; utbildningslängden hade ingen effekt på antalet barn vid 32 års ålder.

Våra resultat indikerar att utbildningspolitik kan ha positiva effekter som sträcker sig längre än vad som vanligtvis brukar hävdas.

²⁴ Studier från USA visar mer blandade resultat: León (2004) finner signifikant negativa effekter av utbildningsnivå på total fertilitet. McCrary och Royers (2011) finner däremot att kvinnors utbildning spelar en obetydlig roll för deras fertilitetsbeslut.

Referenser

- Becker, G. S. (1991), "*A Treatise on the Family*", Paperback reprint. Harvard University Press: Cambridge and London.
- Black, S., Devereux, P. och K. Salvanes (2008), "Staying In the Classroom and Out of the Maternity Ward? The Effects of Compulsory Schooling Laws on Teenage Births", *Economic Journal*, Vol. 118: 1025–1054.
- Card, D. (1999), "The causal effect of education on earnings", i *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, Amsterdam: Elseiver.
- Grönqvist, H. (2009), "Putting Teenagers on the Pill: The Consequences of Subsidized Contraception", IFAU Working-paper 2009:8
- Hall, C. (2009a), "Förlängningen av yrkesutbildningarna på gymnasiet: effekter på utbildningsavhopp, utbildningsnivå och inkomster", IFAU Rapport 2009:7.
- Hall, C. (2009b), "Does making upper secondary school more comprehensive affect dropout rates, educational attainment and earnings? Evidence from a Swedish pilot scheme", IFAU Working-paper 2009:9.
- Grönqvist, H. och C. Hall (2011), "Education policy and early fertility: Lessons from an expansion of upper secondary schooling", IFAU Working paper 2011:24.
- Holmlund, H. (2005), "Long-Term Consequences of Teenage Childbearing: An Examination of the Siblings Approach", *Journal of Human Resources*, Vol. 40(3): 716–743.
- Kearney, M. och P. Levine (2007), "Socioeconomic Disadvantage and Early Childbearing", NBER Working Paper 13436.
- Kearney, M. och P. Levine (2009), "Subsidized Contraception, Fertility, and Sexual Behavior", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 91(1): 137-151
- Klepinger, D., Lundberg, S. och R. Plotnick (1999), "How Does Adolescent Fertility Affect the Human Capital and Wages of Young Women?", *Journal of Human Resources*, Vol. 34(3): 421–48.
- León, A. (2004), "The Effect of Education on Fertility: Evidence from Compulsory Schooling Laws", <http://www.pitt.edu/~aleon/papers/fertility.pdf>.
- Maynard, R. (1996), "Kids Having Kids: Economic Costs and Social Consequences of Teen Pregnancy", Washington D.C., Urban Institute Press.

- McCrary, J. och H. Royer (2011) "The Effect of Female Education on Fertility and Infant Health: Evidence From School Entry Policies Using Exact Date of Birth" *American Economic Review*, 101(1): 158–95.
- Monstad, K. Propper, C. och K. Salvanes (2008), "Education and fertility: evidence from a natural experiment", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 110(4): 827–852.
- OECD Family Database (2010), "SF2.4: Share of births out of wedlock and teenage births", senast uppdaterad: 2010-12-20.
- Palme, M. (1992), *Rekryteringen till gymnasiets 3-åriga yrkesförberedande försökslinjer*, i SOU 1992:25.
- Proposition (1987/88:102), "Om utveckling av yrkesutbildningen i grundskolan".
- Rosenzweig, M. R. och P. Schultz (1989), "Schooling, Information and Non-market Productivity: Contraceptive Use and Its Effectiveness"; *International Economic Review*, Vol. 30(2): 457-477
- Skolöverstyrelsen (1988), "Gymnasieskolan hösten 1987: förstahandssökande, intagningsplatser, intagna elever, lediga plaster", Stockholm.
- Skolöverstyrelsen (1989a), "Gymnasieskolan hösten 1988: Förstahandssökande, intagningsplatser, intagna elever, lediga platser", Stockholm.
- Skolöverstyrelsen (1989b), "Gymnasieskolan hösten 1989: Förstahandssökande, intagningsplatser, intagna elever, lediga platser, avhopp", Stockholm.
- Skolöverstyrelsen (1990a), *Rapport om försöks- och utvecklingsarbetet i gymnasieskolan 1988/89*, Rapport nr. 90:3, Stockholm.
- Skolöverstyrelsen (1990b), "Gymnasieskolan hösten 1989: Förstahandssökande, intagningsplatser, intagna elever, lediga platser, avbrytare", Stockholm.
- Socialstyrelsen (2011), "Graviditeter, förlossningar och nyfödda barn", Stockholm.
- SOU 2003:92, "Unga utanför", Stockholm.
- SOU 1989:106, *Sextusen platser och tiotusen platser på försök i gymnasieskolan – hur, var och varför?*, UGY, Stockholm.
- Ungdomsstyrelsen (2011), "Ung idag 2011: En beskrivning av ungdomars villkor", Ungdomsstyrelsens skrifter 2011:13.

Tabell A1 Antal tillgängliga och andel lediga studieplatser, per försökslinje och år

Linje:	1987		1988		1989		1990	
	Antal platser	Andel lediga	Antal platser	Andel lediga	Antal platser	Andel lediga	Antal platser	Andel lediga
El- och teleteknisk	48	0,00	528	0,02	656	0,03	776	0,02
Industriell teknisk	352	0,01	1 608	0,09	1 952	0,13	1 968	0,12
Omvårdnad	46	0,02	2 182	0,03	2 918	0,03	3 072	0,10
Värme och sanitet	64	0,11	64	0,00	72	0,00	104	0,00
Bygg- och anläggningsteknisk			296	0,08	408	0,02	432	0,01
Fordon o. transport			752	0,04	992	0,03	1 056	0,02
Handel			210	0,01	660	0,03	990	0,05
Naturbruk			352	0,12	640	0,09	720	0,04
Textil o. beklädnad			136	0,11	208	0,22	224	0,17
Vård: Barn och ungdom			256	0,01	420	0,01	420	0,08
Byggnads-, plåt- och ventilationsteknisk					56	0,14	56	0,05
Hantverksteknisk					32	0,03	64	0,05
Livsmedelsteknisk					224	0,08	256	0,11
Måleriteknisk					56	0,04	88	0,05
Processteknisk					176	0,17	208	0,23
Restaurang					336	0,00	416	0,00
Träteknisk					144	0,10	168	0,09
Grafisk							112	0,00
Totalt	510	0,03	6 384	0,05	9 950	0,06	11 130	0,07

Anm: Andel lediga platser den 15:e september respektive år. Källa: Skolöverstyrelsen (1988), (1989a), (1989b) och (1990b).

Tabell A2 Effekten på fertilitet vid 32 års ålder

	Kvinnor		Män	
	Utfalls- variabel: Antal barn	Utfalls- variabel: Inga barn	Utfalls- variabel: Antal barn	Utfalls- variabel: Inga barn
<i>A. Alla yrkeslever</i>				
Effekt av att påbörja en 3-årig yrkeslinje	0,026 (0,095)	0,013 (0,031)	-0,015 (0,046)	0,003 (0,021)
Genomsnitt för utfallsvar. Antal observationer	1,437 74 221	0,258 74 221	0,928 110 968	0,455 110 968
<i>B. Lågutbildade föräldrar^a</i>				
Effekt av att påbörja en 3-årig yrkeslinje	0,112 (0,102)	-0,019 (0,035)	-0,048 (0,056)	0,015 (0,025)
Genomsnitt för utfallsvar. Antal observationer	1,476 53 927	0,246 53 927	0,952 78 656	0,445 78 656
<i>C. Högutbildade föräldrar^a</i>				
Effekt av att påbörja en 3-årig yrkeslinje	-0,218 (0,179)	0,104 (0,078)	0,060 (0,080)	-0,029 (0,037)
Genomsnitt för utfallsvar. Antal observationer	1,332 20 294	0,287 20 294	0,868 32 312	0,480 32 312
<i>D. Låga grundskolebetyg (<3)</i>				
Effekt av att påbörja en 3-årig yrkeslinje	0,065 (0,155)	-0,003 (0,049)	-0,052 (0,064)	0,014 (0,028)
Genomsnitt för utfallsvar. Antal observationer	1,483 33 194	0,251 33 194	0,934 69 146	0,455 69 146
<i>E. Höga grundskolebetyg (≥3)</i>				
Effekt av att påbörja en 3-årig yrkeslinje	0,007 (0,119)	0,021 (0,040)	0,054 (0,069)	-0,017 (0,038)
Genomsnitt för utfallsvar. Antal observationer	1,399 41 027	0,263 41 027	0,917 41 822	0,455 41 822

Anm: Tabellen visar skattningar av s.k. IV-regressioner (instrumentalvariabelanalys). Samtliga regressioner kontrollerar för genomsnittligt slutbetyg från grundskolan, födelseår (dummyvariabler), utomnordisk bakgrund, om båda föräldrarna har utomnordisk bakgrund, moderns och faderns utbildningsnivå (3 nivåer), samt om data saknas för någon av föräldrarnas utbildning. Regressionerna inkluderar dessutom kohort- och bostadskommunspecifika fixa effekter. Inom parentes visas robusta standardfel som är klustrade på bostadskommunnivå. */**/** markerar att skattningen är statistiskt säkerställt skild från noll på 10/5/1-procentsnivån. a) Föräldrarna betraktas som lågutbildade om ingen av dem har mer än 2-årig gymnasieutbildning; de betraktas som högutbildade om minst en av dem har 3-årig gymnasieutbildning eller högre utbildning.

IFAU:s publikationsserier – senast utgivna

Rapporter

- 2011:1** Hall Caroline och Linus Liljeberg ”En jobbgaranti för ungdomar? Om Arbetsförmedlingens ungdomsinsatser”
- 2011:2** Angelov Nikolay, Per Johansson, Erika Lindahl och Elly-Ann Lindström ”Kvinnors och mäns sjukskrivningar”
- 2011:3** Eliason Marcus ”Undersköterskor och sjukvårdsbiträden i kristider: inkomst- och sysselsättningseffekter av friställningar inom den offentliga sektorn under 1990-talet”
- 2011:4** Brandén Maria och Sara Ström ”För vems skull flyttar par? Kön, karriärmöjligheter och pars regionala rörlighet i Sverige”
- 2011:5** Sjögren Anna och Helena Svaleryd ”Nitlott i barndomen – familjebakgrund, hälsa, utbildning och socialbidragstagande bland unga vuxna”
- 2011:6** Mörk Eva ”Från försörjningsstöd till arbete – Hur kan vägen underlättas?”
- 2011:7** Forslund Anders och Johan Vikström ”Arbetsmarknadspolitikens effekter på sysselsättning och arbetslöshet – en översikt”
- 2011:8** Eliason Marcus, Petter Lundborg och Johan Vikström ”Massuppsägningar, arbetslöshet och sjuklighet”
- 2011:9** Lundin Daniela och Martin Lundin ”Arbetsförmedlingens service och arbetsmetoder: om processtyrning i en målstyrd myndighet”
- 2011:10** Lagerström Jonas ”Vilken betydelse har arbetsförmedlare för arbetslösas framtida sysselsättning och arbetsinkomst?”
- 2011:11** Lundborg Petter, Martin Nilsson och Johan Vikström ”Hur påverkar socioekonomisk status och ålder arbetsmarknadseffekterna av olika hälso-problem?”
- 2011:12** Hanspers Kajsa och Lena Hensvik ”Konkurrens och sysselsättning – en empirisk studie av fem marknader”
- 2011:13** Lundin Martin ”Marknaden för arbetsmarknadspolitik: om privata komplet- ment till Arbetsförmedlingen”
- 2011:14** Avdic Daniel och Marie Gartell ”Studietakten för högskolestudenter före och efter studiemedelsreformen 2001”
- 2011:15** Brösamle Klaus och Oskar Nordström Skans ”Rörlighet och karriärer inom statlig förvaltning”
- 2011:16** Boschini Anne, Christina Håkanson, Åsa Rosén och Anna Sjögren ”Måste man välja? Barn och inkomst mitt i karriären för kvinnor och män födda 1945–1962”

- 2011:17** Mörk Eva och Linus Liljeberg "Fattig sjuk och arbetslös – en beskrivning av personer i kläm mellan stat och kommun"
- 2011:18** Hallberg Daniel, Thomas Lindh och Jovan Žamac "Studieresultat för studenter med barn"
- 2011:19** Ahnlund Petra och Stina Johansson "Omvårdnadsprogrammet: genomströmning, etableringsgrad och utbildningens relevans"
- 2011:20** Persson Anna "Inkomster och fattigdom hos före detta socialbidragstagare"
- 2011:21** Nordström Skans Oskar och Francis Kramarz "Sociala kontakter och ungdomars inträde på arbetsmarknaden"
- 2011:22** Calmfors Lars, Girts Dimdins, Marie Gustafsson Sendén, Henry Montgomery och Ulrika Stavlöt "Uppfattas tjänstehandel som mindre rättvis än varuhandel? En studie av attityder till låglönekonkurrens i utrikeshandel"
- 2011:23** Persson Malin "Överströmning mellan tillfällig föräldrapenning och sjuk-skrivning – effekter av utökad kontroll av den tillfälliga föräldrapenningen"
- 2011:24** Sibbmark Kristina "Arbetsmarknadspolitisk översikt 2010"
- 2011:25** Ahmed Ali, Lina Andersson och Mats Hammarstedt "Diskriminering mot icke-heterosexuella i anställningssituationen"
- 2011:26** Hensvik Lena "Påverkar chefens kön den anställdes lön?"
- 2011:27** Grönqvist Hans och Caroline Hall "Sambandet mellan utbildning och att få barn tidigt"

Working papers

- 2011:1** Eliason Marcus "Assistant and auxiliary nurses in crisis times: earnings and employment following public sector job loss in the 1990s"
- 2011:2** Forslund Anders, Peter Fredriksson och Johan Vikström "What active labor market policy works in a recession?"
- 2011:3** Brandén Maria och Sara Ström "For whose sake do couples relocate? Gender, career opportunities and couples' internal migration in Sweden"
- 2011:4** Bergemann Annette, Marco Caliendo, Gerard J. van den Berg och Klaus F. Zimmermann "The threat effect of participation in active labor market programs on job search behavior of migrants in Germany"
- 2011:5** van den Berg Gerard J., Petter Lundborg, Paul Nystedt och Dan-Olof Rooth "Critical periods during childhood and adolescence: a study of adult height among immigrant siblings"
- 2011:6** Ridder Geert och Johan Vikström "Bounds on treatment effects on transitions"
- 2011:7** Vikström Johan, Michael Rosholm och Michael Svarer "The relative efficiency of active labour market policies: evidence from a social experiment and non-parametric methods"

- 2011:8** Carlsson Mikael och Oskar Nordström Skans “Evaluating microfoundations for aggregate price rigidities: evidence from matched firm-level data on product prices and unit labor cost”
- 2011:9** Carlsson Mikael, Julián Messina och Oskar Nordström Skans “Wage adjustment and productivity shocks”
- 2011:10** Lagerström Jonas “How important are caseworkers – and why? New evidence from Swedish employment offices”
- 2011:11** Lundborg Petter, Martin Nilsson och Johan Vikström ”Socioeconomic heterogeneity in the effect of health shocks on earnings: evidence from population-wide data on Swedish workers”
- 2011:12** Avdic Daniel och Marie Gartell “The study pace among college students before and after a student aid reform: some Swedish results”
- 2011:13** Brösamle Klaus och Oskar Nordström Skans “Paths to higher office: evidence from the Swedish Civil Service”
- 2011:14** Doblhammer Gabriele, Gerard J. van den Berg och Thomas Fritze “Economic conditions at the time of birth and cognitive abilities late in life: evidence from eleven European countries”
- 2011:15** Boschini Anne, Christina Håkanson, Åsa Rosén och Anna Sjögren ”Trading off or having it all? Completed fertility and mid-career earnings of Swedish men and women”
- 2011:16** Hallberg Daniel, Thomas Lindh och Jovan Žamac ”Study achievement for students with kids”
- 2011:17** Persson Anna “Earnings, income and poverty among welfare leavers in Sweden”
- 2011:18** Kramarz Francis och Oskar Nordström Skans “When strong ties are strong – networks and youth labor market entry”
- 2011:19** Persson Malin “Substitution between temporary parental leave and sickness absence”
- 2011:20** Meghir Costas, Mårten Palme and Marieke Schnabel “The effect of education policy on crime: an intergenerational perspective”
- 2011:21** Ahmed Ali, Lina Andersson och Mats Hammarstedt “Are homosexuals discriminated against in the hiring process?”
- 2011:22** Hensvik Lena “Manager impartiality? Worker-firm matching and the gender wage gap”
- 2011:23** van den Berg Gerard J. och Sumedha Gupta “The role of marriage in the causal pathway from economic conditions early in life to mortality”
- 2011:24** Grönqvist Hans och Caroline Hall “Education policy and early fertility: lessons from an expansion of upper secondary schooling”

Dissertation series

- 2010:1** Johansson Elly-Ann “Essays on schooling, gender, and parental leave”
- 2010:2** Hall Caroline “Empirical essays on education and social insurance policies”
- 2011:1** Hensvik Lena “The effects of markets, managers and peers on worker outcomes”