

# Fristående gymnasieskolor

Hur påverkas elevers studievägar  
och arbetsmarknadsutfall?

Karin Edmark

Iftikhar Hussain

Carla Haelermans

Wikströms tryckeri AB, Uppsala 2025

ISSN 1651-1131

# Fristående gymnasieskolor

Hur påverkas elevers studievägar och  
arbetsmarknadsutfall? <sup>a</sup>

av

Karin Edmark<sup>b</sup>, Iftikhar Hussain<sup>c</sup> och Carla Haelermans<sup>d</sup>

2025-02-27

## Sammanfattning

I den här rapporten undersöker vi hur expansionen av friskolor under 2000-talets första decennium påverkade svenska gymnasieelever. Vi jämför syskon som, på grund av den snabba ökningen av fristående gymnasieskolor, hade olika tillgång till fristående alternativ nära hemmet när de skulle börja gymnasiet. Resultaten visar att fler friskolor i närheten ledde till högre sannolikhet att gå ett yrkesinriktat program, och lägre sannolikhet att gå ett studieförberedande naturvetenskapligt program. Vi finner också vissa tecken på långsiktiga effekter i form av en något lägre sannolikhet att ha en utbildning inom STEM-området (naturvetenskap, matematik eller teknik) och att vara anställd vid 30 års ålder.

---

<sup>a</sup> Rapporten är en sammanfattning av IFAU Working Paper 2024:17 (Edmark m.fl., 2024). Vi är tacksamma för finansiering från Vetenskapsrådet, projekt 2014-01783. Vi tackar också för kommentarer från Helena Holmlund, Jonas Larsson Taghizadeh och Caroline Hall i samband med IFAU:s granskningsprocess, liksom från seminarie- och konferensdeltagare vid Lissabon Research Workshop on Economics, Statistics and Econometrics of Education; IIPF kongress i Tokyo; Maastrichts universitet; Stockholms universitet, IFAU, Uppsala Centre for Labour Studies Workshop och Institutet för Näringslivsforskning (IFN).

<sup>b</sup> SOFI, Stockholms universitet, e-post: karin.edmark@sofi.su.se

<sup>c</sup> Department of Economics, University of Sussex. iftikhar.hussain@sussex.ac.uk

<sup>d</sup> Research Centre for Education and the Labour Market (ROA), School of Business and Economics, Maastricht University, e-post: carla.haelermans@maastrichtuniversity.nl

## Innehållsförteckning

1	Introduktion .....	3
2	Bakgrund och data .....	5
2.1	Friskolereformen och val av gymnasieutbildning .....	5
2.2	Data.....	7
3	Friskoleexpansionen .....	10
4	Hur vi mäter effekter av expansionen av friskolor .....	11
4.1	Test av metodens antagande .....	13
5	Resultat .....	16
5.1	Elevernas gymnasieprogram.....	16
5.2	Utbildningsresultat och arbetsmarknadsutfall .....	18
6	Slutsatser.....	22
	Referenser .....	23

# 1 Introduktion

Friskolor har länge förespråkats som ett sätt att förbättra skolresultaten genom att införa konkurrens mellan skolhuvudmän (Friedman, 1962; Hoxby, 2003; Manski, 1992). Utvärderingar av den svenska friskolereformen har funnit visst stöd för den tesen, men också att friskolesystemet ser ut att ha bidragit till betygsinflation och skolegregation (se Holmlund m.fl., 2014 och Holmlund m.fl., 2020, för resultat och forskningssammanställningar för Sverige).

I den här studien undersöker vi ytterligare en mekanism: om expansionen av friskolor påverkar vilket gymnasieprogram eleverna går. Gymnasieskolan i Sverige erbjuder ett 20-tal studie- eller yrkesförberedande program och eleverna väljer både skola och utbildningsinriktning. De enskilda huvudmännen har långtgående frihet att välja vilka program de erbjuder. Utöver gymnasieprogram undersöker vi också elevernas meritvärde, sannolikheten att de går klart gymnasiet, samt hur det går för eleverna på lång sikt i termer av deras utbildning och arbetsmarknadsutfall vid 30 års ålder.<sup>1</sup>

För att fånga orsakssamband mellan exponering för friskolor och senare utbildnings- och arbetsmarknadsutfall utnyttjar vi att det finns variation i exponering för friskolor inom familjer över tid. Vi mäter exponering som andelen friskolor inom en radie av 5 km från där eleverna bor det år eleverna normalt börjar gymnasieskolan, det vill säga det år då de fyller 16 år.<sup>2</sup> I vår forskningsdesign jämförs till exempel ett syskonpar som bor i ett område där det sker en stor förändring i andelen friskolor med ett syskonpar som bor i ett annat område med liten förändring i tillgången på friskolor. Analysen möjliggörs av att vi studerar 2000-talets första decennium, då friskolesektorn expanderade snabbt, vilket medförde att tillgången på friskolor nära hemmet kunde förändras ganska kraftigt på bara några år.

Våra resultat visar att en ökning av friskoleandelen i närområdet är förknippad med ökad sannolikhet för att gå ett yrkesprogram – bland män är ökningen tydligast inom industri- och teknikrelaterade yrkesprogram – och med en minskning av sannolikheten att gå ett naturvetenskapligt program. Vi finner

---

<sup>1</sup> De långsiktiga utfallen undersöks med ett alternativt datamaterial än det som används för huvudanalysen. Det alternativa datamaterialet har nackdelen att det inte har lika detaljerad geografisk information, men möjliggör å andra sidan för oss att följa eleverna under längre tid, då det omfattar tidigare kohorter.

<sup>2</sup> 5 km är en delvis godtyckligt vald radie, men ter sig rimlig givet att medianavståndet till den skola eleven går i är 3,3 km, och medelavståndet 10 km. Detta gäller för vårt huvudsakliga analysdatamaterial bestående av syskon i familjer med åtminstone en gymnasieskola inom en radie av 5 km. Vi presenterar också resultat för alternativa radier på 10 km och 20 km från elevens hem, och de ger över lag svagare resultat. För de långsiktiga utfallen, vilka mäts när eleverna är 30 år, använder vi istället variation i andelen friskolor på kommunnivå.

vidare tecken på en minskning av andelen elever som vid 30 års ålder har sin högsta utbildning inom matematik, naturvetenskap eller teknik (STEM), samt möjligen en negativ effekt på sannolikheten att ha anställning vid 30 års ålder. Vi ser dock inte några tecken på påverkan på sannolikheten att gå ut gymnasiet i tid, gymnasiebetygen, eller sannolikheten att vid 30 års ålder ha slutfört en eftergymnasial utbildning.

Resultaten relaterar till den tidigare litteraturen om effekter av skolor som finansieras med offentliga medel men tillhandahålls av privata huvudmän (se Epple m.fl., 2017; Rouse och Barrow, 2009; och Urquiola, 2016 för översikter). Tidigare studier har fokuserat på de möjliga vinsterna för elever som går i den här typen av skolor (Abdulkadiroglu m.fl., 2018; Krueger och Zhu, 2004; Muralidharan och Sundararaman, 2015), elevsortering mellan skolor i offentlig och privat drift (Bettinger m.fl., 2010; Epple m.fl., 2004), potentiella konkurrens-effekter till följd av friskolereformer (Figlio och Hart, 2014; McMillan, 2005; Neilson, 2021), och aggregerade effekter av storskaliga sådana system (Böhlmark och Lindahl, 2015; Hsieh och Urquiola, 2006). Se också Aguirre (2022), Correa m.fl. (2014), Navarro-Palau (2017) och Feigenberg m.fl. (2019) för studier om skolpengssystem. En framväxande del av litteraturen om utbildningsmarknader undersöker vidare betydelsen av horisontell differentiering, där tonvikten ligger på mångfalden av skolalternativ och potentialen för matchning mellan elever och skolor, snarare än att se skolor som homogena utbildningsleverantörer med olika nivåer av kvalitet eller produktivitet (Bau, 2022; Gilraine m.fl., 2021).

En annan litteratur som vi bidrar till handlar om bestämningsfaktorer och konsekvenser av elevers val av utbildningsinriktning (Altonji m.fl., 2016; Kirkeboen m.fl., 2016; Dahl m.fl., 2023). Forskare har undersökt faktorer på både efterfrågesidan och utbudssidan, samt den roll som individuell heterogenitet i preferenser spelar (Wiswall och Zafar, 2018). Vi visar hur förändringar på marknaden för gymnasieutbildning, via framväxten av friskolor, kan påverka elevernas utbildningsval.

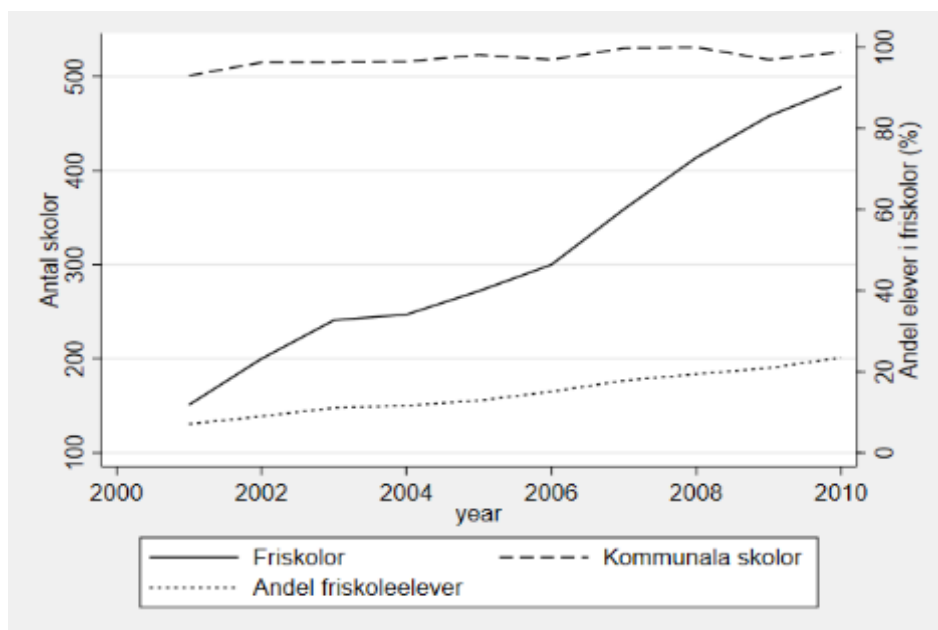
Resten av rapporten följer följande disposition: I avsnitt 2 beskrivs institutionell bakgrund och datamaterial, i avsnitt 3 beskrivs friskole-expansionen, och i avsnitt 4 vår empiriska strategi. Resultaten presenteras i avsnitt 5, och i avsnitt 6 ges avslutande reflektioner.

## 2 Bakgrund och data

### 2.1 Friskolereformen och val av gymnasieutbildning

I och med friskolereformen i början av 1990-talet blev det möjligt för privatdrivna skolor att komma in på den svenska skolmarknaden med full offentlig finansiering via skolpeng.<sup>3</sup> Reformen gällde även gymnasieskolan, där antalet friskolor, som syns i Figur 1, ökade snabbt. Under den tidsperiod vi undersöker, 2001 till 2010, ökade antalet friskolor från cirka 150 i början av perioden till närmare 500 i slutet av decenniet. Andelen gymnasieelever som är inskrivna i friskolor uppvisar också en stor ökning, även om den proportionellt sett är mindre dramatisk än för antalet friskolor. Det beror på att många friskolor är ganska små. Förutom att friskolorna drivs i privat regi omfattas de i stort sett av samma regler som de kommunala skolorna. Vinstdrivande organisationer kan driva skolor och de allra flesta fristående gymnasieskolor tillhör idag större koncerner.

**Figur 1** Antal fristående och kommunala gymnasieskolor samt andel elever i fristående gymnasieskolor



<sup>3</sup> För en mer detaljerad översikt över den institutionella bakgrunden, se till exempel Böhlmark och Lindahl (2015), Edmark och Persson (2021) och Edmark m.fl. (2014).

Inför gymnasiet väljer elever både skola och gymnasieprogram, och intagningen sker på basis av grundskolebetygen (inom de kommunala skolorna sker antagning inom antagningsregionen, medan friskolorna antar elever på basis av betyg oavsett var eleven bor). Friskolorna får själva bestämma vilka gymnasieprogram de erbjuder, medan de kommunala skolornas utbud bestäms av kommunerna. I Tabell 1 listar vi de gymnasieprogram som fanns tillgängliga under den period vi undersöker och visar hur vi delar in dem i olika undergrupper.

**Tabell 1** Vår indelning av gymnasieprogram

	Yrkesförberedande		Studieförberedande	
	Hälsa, omsorg	Handel, administration	Samhällsvetenskap, estetisk verksamhet	Naturvetenskap, Teknik
Bygg	Barn och fritid	Handel och administration	Samhällsvetenskap (samhällsvetenskap ekonomi, humaniora)	Naturvetenskap (naturvetenskap, teknik)
Ei	Omvårdnad	Hotell och restaurang	Media*	IB
Energi		Livsmedel	Estetisk	
Fordon		Hantverk*		
Industri				
Naturbruk*				

Not: \*För flera av de mindre programmen är klassificeringen något godtycklig. Vi har till exempel valt att lägga medieprogrammet tillsammans med de samhällsvetenskapliga och estetiska programmen, trots att medieprogrammet egentligen var ett yrkesförberedande program. Anledningen är att uppdelningen mellan yrkes- och studieförberedande inriktning för flera program, inklusive medieprogrammet, var ganska vag under den studerade perioden (se t.ex. SOU 2008:27, s. 234f och 485f, och Skolverket, 2013). När programmet avvecklades läsåret 2011/12 kom mycket av dess medierelaterade innehåll att överföras till det samhällsvetenskapliga programmet. (Undantaget är en kurs i tryckteknik som överfördes till det industritekniska programmet, se Prop. 2008/09:199 s. 74). Andra program för vilka klassificeringen är något godtycklig inkluderar hantverks- och naturbruksprogrammen, vilka båda omfattar en bred flora av inriktningar. Slutligen har vi valt att gruppera det lilla antalet IB-studenter (International Baccalaureate) med det naturvetenskapliga programmet.

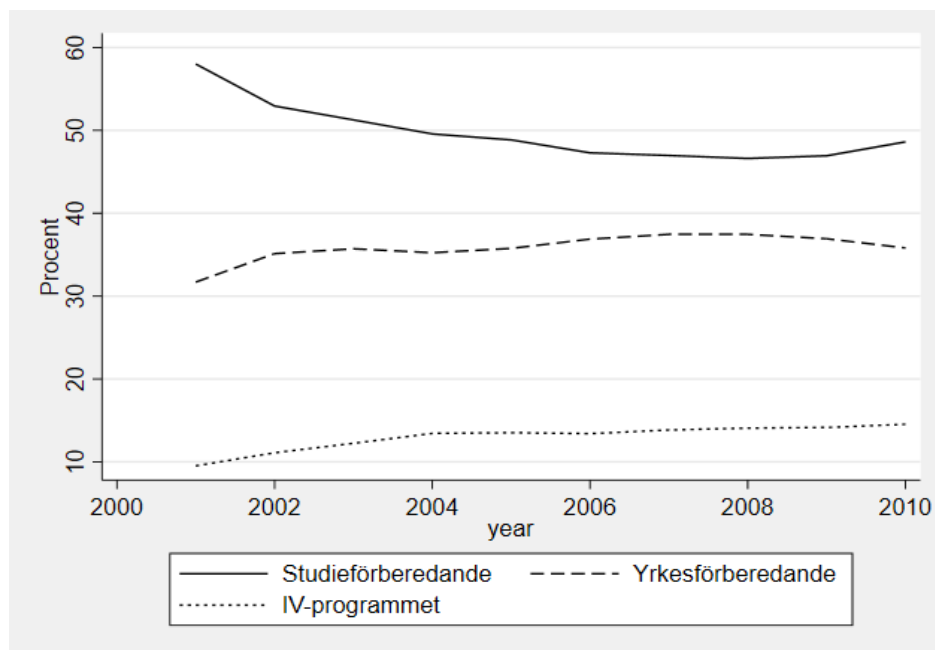
Figur 2 visar andelen inskrivna elever i gymnasiets årskurs 1. Det finns en svagt uppåtgående trend för andelen elever som går yrkesprogram under större delen av den undersökta perioden, medan andelen för de studieförberedande programmen minskar.<sup>4</sup> Samtidigt ökar andelen elever som går det individuella programmet (motsvarande det nuvarande introduktionsprogrammet). Eftersom detta nästan uteslutande gavs på kommunala gymnasier under den period vi undersöker – friskolorna blev tillåtna att tillhandahålla programmet först 2006 – kommer vi att fokusera på de yrkes- och studieförberedande programmen i

<sup>4</sup> Det kan noteras att andelen för yrkesprogram sedermera minskade under 2010-talet.



analysen, och vi kommer att begränsa datamaterialet till elever med tillräckligt goda grundskolebetyg för att ha gymnasiebehörighet.

**Figur 2** Andel elever inom olika typer av gymnasieprogram



Not: Grupperingen av program i studie- och yrkesförberedande följer vår indelning i Tabell 1. IV-programmet betecknar Individuella programmet.

## 2.2 Data

Analysen genomförs med hjälp av registerdata från Statistiska centralbyrån (SCB).<sup>5</sup> Materialet innehåller uppgifter om elevernas utbildning från och med det sista året i grundskolan och genom gymnasiet. Utifrån materialet tar vi fram information om vilket gymnasieprogram eleven påbörjar, avgångsbetyg från gymnasiet, samt om eleven går klart gymnasiet vid förväntad tidpunkt (3 år från start). I ett kompletterande datamaterial observerar vi vidare elevernas långsiktiga utbildnings- och arbetsmarknadsutfall i form av universitetspoäng, utbildningsinriktning och nivå för individens högsta avklarade utbildning, förvärvsinkomst samt sysselsättningsstatus.<sup>6 7</sup> Dessa mer långsiktiga utfall mäts vid 30 års ålder, med undantag för universitetspoäng som baseras på antal poäng tagna mellan 18 och 25 års ålder. Datamaterialet omfattar dessutom en stor

<sup>5</sup> Mer detaljerad information ges i Edmark m.fl. (2024).

<sup>6</sup> Vi är tacksamma till IFAU för att vi fick tillgång till detta kompletterande datamaterial.

<sup>7</sup> Sysselsättningsstatus mäts enligt SCB:s sysselsättningsvariabel, som baseras på individernas förvärvsinkomster under november månad.

uppsättning bakgrundsvariabler, inklusive ålder, kön, föräldrarnas utbildningsnivå, födelseland (aggregerat till större regioner) och hushållens disponibla inkomst. Vi kan koppla ihop föräldrar och barn, och vi identifierar syskon som individer som har samma mor.

När det gäller det geografiska läget har vi information på 250-kvadratmeternivå för var eleverna bor och var skolorna är belägna.<sup>8</sup> För de långsiktiga utbildnings- och arbetsmarknadsutfallen, som mäts vid 25–30 års ålder, använder vi oss, som nämndes ovan, av en annan datakälla. Den saknar tillgång till geografiska koordinatrutor och analysen för dessa utfall baseras istället på kommunal variation i friskoleandelen mellan syskon (vilket beskrivs mer ingående i avsnitt 5.2).

Tabell 2 innehåller beskrivande statistik för våra huvudsakliga variabler, indelat efter elevernas bakgrund i panel A, deras resultat i gymnasieskolan i panel B, och vilket gymnasieprogram de går (mätt i årskurs 1) i panel C. En jämförelse av vårt analysmaterial av syskon med data över alla elever (kolumn 2 och 1) tyder på att individerna som ingår i syskonurvalet har en mer gynnad bakgrund än genomsnittet i populationen, till exempel i form av högre hushållsinkomst och grundskolebetyg. Det finns däremot knappt någon skillnad i vilket gymnasieprogram som eleverna går. Kolumn 3 och 4 visar motsvarande information för urvalet av bröder och systrar. En jämförelse visar att systrarna har betydligt högre betyg från såväl grund- som gymnasieskolan. Föga oväntat finns det också det stora skillnader mellan bröder och systrar vad gäller vilket gymnasieprogram de går (panel C). Vi diskuterar några av dessa skillnader mer i detalj i resultatavsnitten nedan.

---

<sup>8</sup> Koordinatrutorna är inte tillgängliga för områden med mycket låg befolkningstäthet, vilket innebär att vår analys utelämnar landsbygdsområden. Se bilagan till Edmark m.fl. (2024) för mer information.

**Tabell 2** Beskrivande statistik datamaterialet

	(1) Alla elever	(2) Alla syskon	(3) Bröder	(4) Systrar
<i>Panel A: Elevbakgrund</i>				
Standardiserat meritvärde grundskolan*	0,28 (0,74)	0,36 (0,72)	0,21 (0,69)	0,51 (0,72)
Pojke	0,51 (0,50)	0,51 (0,50)	1,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Svenskfödd	0,92 (0,28)	0,93 (0,25)	0,93 (0,25)	0,93 (0,26)
Minst en förälder har efter gymnasial utbildning	0,54 (0,50)	0,58 (0,49)	0,58 (0,49)	0,57 (0,50)
Hushållets disponibla inkomst (logaritmerad)	12,87 (0,48)	12,97 (0,44)	12,97 (0,44)	12,96 (0,44)
Modern sysselsatt	0,88 (0,33)	0,89 (0,31)	0,89 (0,32)	0,88 (0,32)
Fadern sysselsatt	0,89 (0,31)	0,91 (0,29)	0,91 (0,29)	0,90 (0,30)
<i>Panel B: Gymnasieutfall</i>				
Gå ut gymnasiet i tid	0,76 (0,43)	0,80 (0,40)	0,78 (0,42)	0,82 (0,38)
Avgångsmeritvärde (percentil)	0,52 (0,29)	0,55 (0,29)	0,49 (0,28)	0,61 (0,28)
<i>Panel C: Typ av gymnasieprogram</i>				
Yrkesinriktat Industri/Teknik	0,16	0,15	0,25	0,04
Yrkesinriktat Handel/Admin.	0,10	0,09	0,06	0,13
Yrkesinriktat Hälsa/Omvårdnad	0,06	0,06	0,03	0,09
Studieinriktat Naturvetenskap/Teknik	0,24	0,26	0,31	0,21
Studieinriktat Samhällsvetenskap/Estetiskt	0,43	0,43	0,33	0,52
<b>Antal elever</b>	<b>605 807</b>	<b>280 391</b>	<b>83 812</b>	<b>76 539</b>

Not: Tabellen visar andelar eller medelvärden för bakgrunds- och utfallsvariabler för gymnasieelever i årskurs 1 under perioden 2001–2010. Det inkluderar elever som är behöriga till gymnasieprogram direkt efter grundskolan, och som har minst en gymnasieskola inom en radie av 5 km från hemmet. I syskonurvalen (Alla syskon, Bröder, Systrar) ingår endast familjer som observerades bo i samma koordinatruta när syskonen började gymnasiet. Standardavvikelser anges inom parentes. \*Standardiserat meritvärde är framtaget genom att göra om meritvärdet till den standardiserade normalfördelningen. Detta görs genom att först subtrahera variabelns medelvärde och sedan dividera med dess standardavvikelse. Standardiseringen genomfördes utifrån variabelns fördelning i hela populationen av avgångna elever från årskurs 9.

### 3 Friskoleexpansionen

Som nämndes ovan drar vi nytta av den kraftiga friskoleexpansionen för att undersöka hur förekomsten av friskolor nära hemmet påverkar elever. Vi begränsar dessutom jämförelsen till syskon, för att så långt det är möjligt se till att jämförelsen görs mellan elever som är så lika varandra som möjligt i alla andra avseenden än att de har olika många friskolor i närheten det år de börjar gymnasiet. För att vara säkra på att det inte finns några andra skillnader som kan påverka elevernas utfall när vi undersöker syskonpar på det här viset, skulle vi idealiskt behöva tillgång till ett experiment där friskolor slumpmässigt etablerades på olika ställen. I ett sådant experiment skulle vi kunna vara ganska säkra på att själva etableringen av en friskola inte drevs av någon annan trend i området som i sig också påverkade syskonen på olika vis. I praktiken skedde expansionen förstås inte slumpmässigt, utan var sannolikt korrelerad med lokala karakteristika. För att kunna bedöma om detta utgör en risk för vår analysmetod är det viktigt att undersöka den här typen av mönster. Vi inleder därför med att undersöka hur förändringen av andelen friskolor i ett område mellan 2001 och 2010 (dvs. mellan det första och sista året av vår undersökningsperiod) samvarierar med ett antal bakgrundsfaktorer för området. Mer specifikt skattar vi följande regressionsmodell:

$$\Delta Friskoleandel_{gt} = \alpha_0 + \alpha_1 C_g^{2001} + \varepsilon_{gt} \quad (1)$$

där  $Friskoleandel_{gt}$  är andelen fristående gymnasieskolor inom en radie av 5 km från mitten av koordinatrutan  $g$ , och  $\Delta$  betecknar skillnaden i variabeln mellan 2001 och 2010. Vi analyserar sambandet mellan denna skillnad och  $C_g^{2001}$ , som betecknar medelvärdet för följande variabler uppmätta bland de 16-åriga elever som bor inom 5 km-radien år 2001: disponibel familjeinkomst (logaritmerad), andel elever med minst en förälder med eftergymnasial examen, andel elever med minst en svenskfödd förälder, antalet 16-åringar (logaritmerat) samt elevernas meritvärde från årskurs 9 (logaritmerat). Den genomsnittliga förändringen i friskoleandel under perioden 2001 till 2010 på koordinatrutnivå är 0,24 (med en standardavvikelse på 0,21).

I Tabell 3 presenterar vi resultatet av denna analys. Den visar att, givet de andra inkluderade variablerna, friskoleexpansionen är negativt relaterad till inkomsten i området år 2001, men positivt relaterad till föräldrarnas utbildningsnivå och andelen föräldrar som är födda i Sverige. Vidare är friskoleexpansionen större i mer tätbefolkade områden samt i områden där eleverna har lägre

grundskolebetyg.<sup>9</sup> Sammanfattningsvis ser vi att friskoleexpansionen inte är slumpmässig. För att fånga orsakssamband behöver vi en empirisk strategi som tar hänsyn till detta.

**Tabell 3** Faktorer som korrelerar med friskoleexpansionen

	Δ Friskoleandel
Hushållets disponibla inkomst (logaritmerad)	-0,3264*** (0,0087)
Minst en förälder har eftergymnasial utbildning	0,6782*** (0,0174)
Minst en förälder är svenskfödd	0,0369** (0,0160)
Medelvärdet av elevernas meritvärden (logaritmerat)	-0,0417 (0,0277)
Antal elever (logaritmerat)	0,0337*** (0,0021)
Antal observationer	38 889
R-squared	0,1053

Not: Utfallvariabeln i regressionen utgörs av förändringen i friskoleandel mellan 2001 och 2010. De förklarande variabelerna utgörs av medelvärden beräknade för alla elever som bor inom 5 km från koordinatrutan. Analysen exkluderar koordinatrutor som saknar gymnasieskola inom 5 km, liksom koordinatrutor där det inte bodde någon elev under åren 2001-2010. Standardfelen (anges inom parentes) är klustrade på koordinatrutnivå. \*\*\*/\*\*/\* betyder att den skattade effekten är statistiskt säkerställd på 1/5/10-procentsnivå.

## 4 Hur vi mäter effekter av expansionen av friskolor

Vår empiriska strategi utnyttjar den snabba expansionen av friskolor i Sverige. För att ta hänsyn till att den inte skedde slumpmässigt, vilket vi såg ovan, utnyttjar vi att tillgången till friskolor på grund av den snabba expansionen ofta varierade mellan syskon inom samma familj som började gymnasiet olika år. Vi

<sup>9</sup> Det positiva sambandet med föräldrarnas utbildning är i linje med resultaten i Edmark (2019). Edmark (2019) finner dock ett negativt samband med andelen elever som har svensk bakgrund. Skillnaden mot våra resultat kan bero på att Edmark (2019) studerar lokaliseringsmönster för friskolor i lågstadiet och under en annan tidsperiod. Det kan också noteras att tabellen visar skattade samband när alla de andra variabelerna i tabellen är inkluderade som kontrollvariabler. Om vi gör separata analyser för var och en av variabelerna, utan att inkludera de andra som kontrollvariabler, får vi istället ett positivt samband mellan friskoleandel och disponibel inkomst samt meritvärde, och ett negativt samband mellan friskoleandel och andelen elever med svenskfödda föräldrar. Att mönstret förändras är inte förvånande med tanke på att många av dessa faktorer är korrelerade. Poängen, dvs. att förändringen av friskoleandelen över tid inte var slumpmässig, kvarstår dock.

mäter elevers exponering för friskolor som andelen friskolor inom en radie av 5 km från familjens bostad, och vi undersöker hur friskoleandelen påverkar utfall såsom vilket gymnasieprogram eleven går (mätt i gymnasiets årskurs 1) och senare utbildnings- och arbetsmarknadsutfall (mätt vid 30 års ålder). Vi skattar regressionsmodeller av följande form:

$$y_{ifgt} = \alpha + \delta Friskoleandel_{fgt} + \beta_1 X_{if} + \beta_2 W_{ft} + \beta_3 V_{mt} + \beta_4 Z_{gt} + \rho_f + \mu_t + u_{ifgt} \quad (2)$$

där  $y_{ifgt}$  är ett utfall (t.ex. gymnasieprogram, meritvärde, eller senare utfall) för elev  $i$ , från familj  $f$ , som bor i koordinatrutan  $g$  år  $t$ .  $Friskoleandel_{fgt}$  är andelen av gymnasieskolorna inom en radie av 5 km från koordinatrutan  $g$  som är fristående, för en elev från familj  $f$  som bor i ruta  $g$ , år  $t$ .<sup>10</sup>  $\rho_f$  är indikatorer för att ha samma mamma; så kallade syskonfixa effekter. Genom att inkludera dem i modellen kontrollerar vi för alla faktorer som är gemensamma för syskon.  $X_{if}$  betecknar bakgrundsvariabler för eleven och inkluderar meritvärde från årskurs 9, om eleven avslutade grundskolan i en friskola, elevens kön, ålder, födelseordning bland syskon (bland de syskon som ingår i analysen) samt om eleven är född i Sverige, i Europa/Nordamerika eller någon annanstans.  $W_{ft}$  betecknar familjevariabler, inklusive föräldrarnas sysselsättningsstatus och hushållets disponibla inkomst, uppmätta året före eleverna sökte till gymnasiet.  $V_{mt}$  är kommunvariabler och inkluderar andelen elever som går i en friskola i årskurs 9, om kommunen har en vänstermajoritet politiskt, samt kommunens kostnad för utbildning mätt som kostnaden per elev i kommunala grundskolor<sup>11</sup>. Slutligen fångar  $Z_{gt}$  upp den lokala efterfrågan på gymnasieutbildning, definierad som det logaritmerade värdet av antalet 16-åringar som bor inom en radie av 5 km från koordinatruta  $g$  år  $t$ . Alla regressioner inkluderar årsspecifika dummyvariabler,  $\mu_t$ , vilka fångar faktorer som är gemensamma för respektive år, och standardfelen klustras på familjenivå för att ta hänsyn till korrelation i den av modellen oförklarade variationen inom familjer.

<sup>10</sup> Elever som inte har någon gymnasieskola inom radien är exkluderade från analysen.

<sup>11</sup> Variabeln inkluderas som en approximation för kostnadsläget samt kommunens villighet att betala för utbildning. Anledningen till att vi mäter kostnaden bland de kommunala skolorna är för att få ett mått som är tillgängligt även för kommuner och år där det inte förekommer några friskolor. Vi använder ett mått för grundskolan (istället för gymnasieskolan) för att undvika att det påverkas av programutbudet.

Parametern av intresse är  $\delta$ ; den mäter effekten av tillgången till friskolor på utfallet  $y$ .<sup>12</sup>

Vi skattar denna modell på urvalet av familjer som inte flyttar mellan de år då syskonen börjar gymnasiet, så att effekten drivs av en expansion av friskolor för ett visst geografiskt område, och inte av att familjerna byter område. I Edmark m.fl. (2024) redovisar vi också resultat för hela urvalet, dvs. inklusive familjer som flyttar. Resultaten förändras inte substantiellt när dessa familjer inkluderas.

#### 4.1 Test av metodens antagande

Vår empiriska strategi bygger på antagandet att förändringen i andelen friskolor inom ett geografiskt område inte är korrelerad med andra faktorer som kan påverka elevens utfall. Det innebär, till exempel, att två syskonpar som växer upp i två olika stadsdelar med olika förändring i friskoleandel skulle ha upplevt samma förändringar i utfall (till exempel vilket gymnasieprogram de går) om förändringen i friskoleandelen hade varit densamma i de två stadsdelarna.

Även om vår analysmodell (ekvation 2) kontrollerar för skillnader mellan områden (och mellan familjer) i den mån de är stabila över tid, så är antagandet inte uppfyllt om friskolor tenderar att etablera sig i områden som upplever försämringar (eller förbättringar) i exempelvis kommunala skolors kvalitet eller familjeförhållanden. Om så är fallet kan vi förvänta oss att det yngre syskonet har sämre (eller bättre) skolresultat i förhållande till det äldre syskonet, oberoende av friskoleexpansionen.

För att bedöma hur stor risk det är att våra resultat påverkas av den här typen av samvariationer, undersöker vi om friskoleandelen är korrelerad med förändringar i variabler som vi kan observera. Tanken är att om vi ser stora tendenser till samvariation mellan förändringar i friskoleandelen och de variabler vi kan observera, så är risken större att det också finns sådana korrelationer för variabler som vi inte kan observera och kontrollera för i analysen, och som därmed riskerar att snedvrider resultaten. Finner vi å andra sidan inga eller små samvariationer, kan det ses som ett tecken på att risken sannolikt också är liten för att andra icke-observerbara variabler samvarierar med friskoleandelen. För att undersöka detta skattar vi regressioner av följande form:

$$x_{ifgt} = \alpha + \delta Friskoleandel_{fgt} + \rho_f + \mu_t + u_{ifgt} \quad (3)$$

---

<sup>12</sup> I en tidigare version av denna studie (Edmark m.fl., 2020) experimenterade vi med alternativa empiriska strategier, som bland annat använde variation i tillgången på friskolor över tid, men utan att kontrollera för syskonfixa effekter. Vi bedömer dock att den empiriska strategi som beskrivs ovan utgör den mest trovärdiga forskningsdesignen, varför vi fokuserar på den här.

där  $x_{ifgt}$  är en elev- eller familjeegenskap (som mäts innan eleven börjar gymnasiet, eller som är konstant över tid), t.ex. meritvärde från årskurs 9 eller hushållets disponibla inkomst, för elev  $i$ , från familj  $f$ , som bor i koordinatruta  $g$  år  $t$ . *Friskoleandel* $_{f,gt}$  betecknar, liksom i ekvation (2), andelen friskolor inom 5 km från elevens hem, och även här inkluderas indikatorer för familj (baserat på mamman),  $\rho_f$ , och år,  $\mu_t$ .

Resultaten visas i Tabell 4. Panel A rapporterar resultat för hela urvalet av syskon, medan panel B bara visar bröder och panel C bara systrar. Resultaten tyder på att förändringar i andelen friskolor mellan syskon över tid *inte* är korrelerade med skillnader i vare sig syskonens meritpoäng, kön (panel A), om de är födda i Sverige, eller i familjevariabler (uppmätta året före eleverna börjar gymnasiet) i form av logaritmen av hushållets disponibla inkomst och pappans sysselsättningsstatus. Det finns däremot belägg för ett positivt samband med moderns sysselsättningsstatus (panelerna A och C), liksom för ett positivt samband med sannolikheten att ha gått i en friskola i högstadiet (panelerna A och B). På kommunnivå finns det inga belägg för något samband med utbildningskostnaden per elev, men det finns ett positivt samband med antal 16-åringar i området. Slutligen finns det i panel A tecken på ett negativt samband mellan en ökande friskoleandel och förekomsten av vänstermajoritet i kommunfullmäktige.

Sammantaget visar resultaten i Tabell 4 att det, efter att vi har kontrollerat för familj och år enligt ekvation 3, finns ganska få tecken på korrelation mellan friskoleandelen och de variabler vi observerar. Med det sagt finner vi ändå tecken på samband mellan friskoleandelen och mammans sysselsättningsstatus, att ha gått i friskola på högstadiet, samt kommunal vänstermajoritet. För att bedöma betydelsen av dessa skillnader testar vi om våra huvudresultat (ekvation 2) påverkas av om modellen inkluderar de kontrollvariabler vi kan observera. Vi finner att de viktigaste resultaten kvarstår även i dessa analyser, vilka redovisas i Edmark m.fl. (2024).



**Tabell 4** Test av om förändringen i friskoleandel korrelerar med andra syskonskillnader

	(1) Skattningar	(2) Standardfel	(3) Antal observationer
<i>Panel A: Alla syskon</i>			
Standardiserat meritvärde 9:an	0,0022	(0,0147)	279 402
Pojke	0,0130	(0,0136)	279 402
Svenskfödd	0,0001	(0,0039)	279 384
Hushållets disp. inkomst (log)	-0,0007	(0,0056)	276 811
Modern sysselsatt	0,0112*	(0,0058)	277 917
Fadern sysselsatt	-0,0006	(0,0054)	272 192
Friskola årskurs 9	0,0304***	(0,0052)	279 402
Kommunens kostn. utbildning/elev	-44,5313	(72,7267)	278 328
Vänstermajoritet kommunfullmäktige	-0,0158**	(0,0074)	279 402
16-åringar boende inom 5 km (log)	0,0132***	(0,0018)	279 402
<i>Panel B: Bröder</i>			
Standardiserat meritvärde 9:an	-0,0125	(0,0244)	83 216
Pojke	—	—	—
Svenskfödd	0,0025	(0,0076)	83 213
Hushållets disp. inkomst (log)	-0,0053	(0,0102)	82 464
Modern sysselsatt	-0,0079	(0,0108)	82 744
Fadern sysselsatt	-0,0037	(0,0098)	81 075
Friskola årskurs 9	0,0407***	(0,0095)	83 216
Kommunens kostn. utbildning/elev	-2,2072	(134,7319)	82 910
Vänstermajoritet kommunfullmäktige	-0,0221	(0,0138)	83 216
16-åringar boende inom 5 km (log)	0,0106***	(0,0034)	83 216
<i>Panel C: Systrar</i>			
Standardiserat meritvärde 9:an	-0,0050	(0,0280)	76 045
Pojke	—	—	—
Svenskfödd	-0,0075	(0,0076)	76 042
Hushållets disp. inkomst (log)	-0,0141	(0,0108)	75 352
Modern sysselsatt	0,0319***	(0,0119)	75 654
Fadern sysselsatt	-0,0005	(0,0106)	73 987
Friskola årskurs 9	0,0147	(0,0101)	76 045
Kommunens kostn. utbildning/elev	-177,7841	(141,3140)	75 736
Vänstermajoritet kommunfullmäktige	-0,0160	(0,0144)	76 045
16-åringar boende inom 5 km (log)	0,0164***	(0,0034)	76 045

Not: Varje rad visar resultat från en separat regression. Variabeln i listan är utfallsvariabel. Friskoleandelen samt fixa effekter för familj, syskonordning och år utgör högerledsvariabler. Tabellen visar koefficient-skattning för friskoleandelen samt dess standardfel. Standardfelen är klustrade på familjenivå (enligt mamman). \*\*\*/\*\*/\* betyder att den skattade effekten är statistiskt säkerställd på 1/5/10-procentsnivå.

## 5 Resultat

### 5.1 Elevernas gymnasieprogram

I det här avsnittet undersöker vi om tillgången till friskolor i närheten av hemmet påverkar vilket gymnasieprogram eleverna går. Med andra ord undersöker vi om en ökad förekomst av friskolor i närområdet samvarierar med en ökad sannolikhet att gå någon viss typ av gymnasieprogram (oavsett om eleven går i fristående eller kommunal skola). Resultaten presenteras i Tabell 5, där varje kolumn i respektive panel representerar en separat analys. Tabellen redovisar den skattade effekten av andelen friskolor inom en radie av 5 km från elevens hem ( $\delta$  i ekvation 2). Kolumn 1 visar resultatet när utfallet är att gå ett yrkesinriktat program istället för ett studieförberedande. I kolumn 2–6 visas resultaten av en mer detaljerad analys, där vi delat upp alla program i tre yrkesinriktade kategorier (industri/teknik, handel/administration, vård/omsorg) och två studieförberedande kategorier (naturvetenskap/teknik samt samhällsvetenskap/estetiska ämnen). Panel A rapporterar resultat för hela syskonurvalet, medan panel B och C rapporterar resultaten för urvalet av bröder respektive systrar.

Resultatet i kolumn 1, panel A, tyder på att en ökning av friskoleandelen med 10 procentenheter mellan att det äldre och det yngre syskonet börjar gymnasiet, är förknippad med en ökning på 0,2 procentenheter av sannolikheten för att det yngre syskonet (jämfört med det äldre) går ett yrkesförberedande program. Den skattade effekten är statistiskt säkerställd. Ökningen kan framstå som liten, men det ska noteras att friskolorna i allmänhet är betydligt mindre än kommunala skolor. Därför är det rimligt att en relativt stor ökning av andelen friskolor i analysen endast leder till en ganska liten förändring i andelen elever som går en viss typ av program. Figur 1 visade till exempel att när andelen friskolor ökade från cirka 20 procent till nästan 50 procent, ökade andelen elever i friskolor med drygt 10 procentenheter.<sup>13</sup> När det gäller de separata skattningarna för bröder och systrar, i panel B respektive C, visar resultaten i kolumn 1 att ökningen av sannolikheten att gå ett yrkesprogram är likartad mellan könen.

Vi övergår nu till den detaljerade uppdelningen av gymnasieprogram i kolumn 2–6. För det första visar resultaten i kolumn 5 att en högre friskoleandel är förknippad med en lägre sannolikhet att gå ett studieförberedande program inom naturvetenskap/teknik. Sambandet är statistiskt säkerställt både för hela syskonurvalet och för de separata analyserna för bröder och systrar.

---

<sup>13</sup> I en bilaga till Edmark m.fl. (2024) undersöker vi också effekten av ett ökat utbud av friskolor på andelen elever som går i friskola. Resultaten (Tabell A2, kolumn 1) visar att en ökning med 10 procentenheter av andelen friskolor ger en ökning av sannolikheten att gå i en friskola med 0,8 procentenheter.

**Tabell 5** Effekten av ökad tillgång till friskolor på vilken typ av gymnasieprogram eleven går i årskurs 1

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		Yrkesförberedande			Studieförberedande	
	Yrkesförbered.	Industri/Teknik	Handel/Admin.	Hälsa/Omvård.	Naturvetenskap	Samhällsvet./Estet
<i>Panel A: Alla syskon</i>						
Friskoleandel	0,0239** (0,0104)	0,0251*** (0,0089)	-0,0036 (0,0077)	0,0023 (0,0062)	-0,0350*** (0,0095)	0,0101 (0,0119)
Observationer	280 391	280 391	280 391	280 391	280 391	280 391
<i>Panel B: Bröder</i>						
Friskoleandel	0,0375** (0,0191)	0,0527*** (0,0186)	-0,0149 (0,0122)	-0,0002 (0,0087)	-0,0499*** (0,0182)	0,0087 (0,0205)
Observationer	83 812	83 812	83 812	83 812	83 812	83 812
<i>Panel C: Systrar</i>						
Friskoleandel	0,0337* (0,0196)	0,0157 (0,0110)	0,0122 (0,0169)	0,0057 (0,0140)	-0,0420** (0,0170)	0,0054 (0,0238)
Observationer	76 539	76 539	76 539	76 539	76 539	76 539

Not: "Friskoleandel" mäter andelen fristående gymnasieskolor inom en radie av 5 km från elevens hem. Alla regressioner inkluderar fixa effekter för år, syskonordning och familj (mamma) samt följande kontrollvariabler på elevnivå: meritvärde från högstadiet (i nivå och kvadrat); kön; om eleven gick i friskola i 9:an; om eleven är född i Sverige; respektive född i Europa (utom Sverige) eller Nordamerika. Alla regressioner inkluderar också följande tidsvarierande familjerelaterade kontrollvariabler: moderns sysselsättning; faderns sysselsättning; hushållets disponibla inkomst (i nivå och kvadrat). Variabler på kommunnivå som ingår i alla regressioner är: kostnad per elev för grundskoleutbildning; andel elever som går i friskola i årskurs 9 samt om kommunfullmäktige har en vänstermajoritet. Slutligen inkluderar regressionerna, på koordinatrutnivå, logaritmen för antal 16-åringar som bor inom 5 km från koordinatrutan. Dataurvalet är begränsat till syskon som bor på samma plats (mätt enligt koordinatruta) mätt de år syskonen fyller 16. Standardfel, klustrade på familjenivå (mätt enligt mamman), visas inom parentes. \*\*\*/\*\*/\* betyder att den skattade effekten är statistiskt säkerställd på 1/5/10-procentsnivå.

Resultatet i kolumn 2 tyder vidare på att andelen elever som går yrkesprogram inom industri och teknik istället ökar (panel A). Panel B och C visar att detta mönster drivs av män. Bland bröderna leder en ökning av friskoleandelen på 10 procentenheter till en minskning av sannolikheten att gå ett studieförberedande program inom naturvetenskap/teknik med 0,5 procentenheter, och ökningen av sannolikheten att gå ett yrkesinriktat program inom industri/teknik är i samma storleksordning. Bland systrarna är minskningen av sannolikheten att gå ett studieförberedande program inom naturvetenskap/teknik nästan lika stor (0,4 procentenheter), men det är inte någon enskild grupp av de andra programmen som istället ökar; det finns positiva samband för alla de andra programtyperna, men de är inte statistiskt säkerställda.

Sammantaget är de tydligaste resultaten i Tabell 5 att en ökad friskoleandel är förknippad med i) en ökad sannolikhet att gå ett yrkesinriktat program, bland både män och kvinnor; ii) en minskad sannolikhet att gå ett studieförberedande program inom naturvetenskap/teknik bland både män och kvinnor; och (iii) en ökad sannolikhet att gå ett yrkesprogram inom industri och teknik, men endast bland män.<sup>14</sup>

## 5.2 Utbildningsresultat och arbetsmarknadsutfall

Vi övergår nu till att studera hur friskoleexpansionen påverkade elevernas resultat på kort och lång sikt. Vi presenterar först effekterna på utbildningsresultat i gymnasieskolan (sannolikheten att gå klart gymnasiet vid förväntad tidpunkt och meritvärde) och går sedan vidare till långsiktiga utfall mätta vid 30 års ålder (sannolikhet att ha uppnått eftergymnasial utbildning och arbetsmarknadsutfall).

### 5.2.1 Utbildningsresultat i gymnasieskolan

I Tabell 6 redovisar vi resultaten för sannolikheten att eleverna tar examen från gymnasiet vid förväntad tidpunkt (3 år från start) och deras avgångsmeritvärde (mätt enligt deras percentilvärde inom sin årskurs, vilket motsvarar deras rangordning på en kontinuerlig skala som går från 0 till 0,99). Det ska noteras att de här två utfallen kan tänkas påverkas via olika kanaler: En ökad tillgång till friskolor skulle kunna påverka elevernas kunskaper, men det är också möjligt att det finns effekter på elevernas betyg även vid oförändrad kunskapsnivå. Dels finns det belägg för mer generös betygsättning av den fristående gymnasie-

---

<sup>14</sup> I tabellbilagor till Edmark m.fl. (2024) rapporterar vi resultat från alternativa regressionsmodeller, där vi till exempel varierar vilka kontrollvariabler som ingår. Resultaten är i stort sett desamma, även om till exempel effekten på sannolikheten att gå ett yrkesprogram i vissa analyser inte längre är statistiskt säkerställd.

sektorn (Edmark och Persson, 2021), dels kan betygen påverkas via den förändrade sammansättningen av vilka gymnasieprogram eleverna går. Skattningarna för de här utfallen ska därför inte tolkas som direkta effekter på elevernas kunskaper. Icke desto mindre är de intressanta att studera, eftersom de påverkar elevernas framtida chanser till vidare utbildning samt på arbetsmarknaden. Liksom i föregående tabell redovisar panel A resultaten för hela urvalet av syskon, och panel B och C urvalet av bröder respektive systrar. Resultaten tyder på att det i allmänhet inte verkar finnas någon effekt av friskole-expansionen på sannolikheten för att elever tar examen på utsatt tid eller på deras meritvärde. Ett undantag är den marginellt signifikanta positiva effekten för systrar när det gäller att gå klart gymnasiet vid förväntad tidpunkt (kolumn 1, panel C).

**Tabell 6** Effekten av ökad tillgång till friskolor på sannolikheten att gå klart gymnasiet på utsatt tid, samt på avgångsmeritvärde från gymnasiet

	(1)	(2)
	Gå klart gymnasiet i tid	Meritvärde (percentil 0-0,99)
<i>Panel A: Alla syskon</i>		
Friskoleandel	0,0152 (0,0098)	-0,0081 (0,0052)
Observationer	280 391	253 862
<i>Panel B: Bröder</i>		
Friskoleandel	-0,0080 (0,0185)	-0,0066 (0,0092)
Observations	83 812	74 878
<i>Panel C: Systrar</i>		
Friskoleandel	0,0302* (0,0183)	-0,0157 (0,0101)
Observationer	76 539	69 491

Not: "Friskoleandel" mäter andelen fristående gymnasieskolor inom 5 km från hemmet. Alla regressioner inkluderar fixa effekter för år, syskonordning och familj (mamma), samt samma kontrollvariabler som i Tabell 5. Urvalet är begränsat till syskon som bor på samma plats (mätt enligt koordinatruta) mätt de år syskonen fyller 16. Standardfel, klustrade på familjenivå (mätt enligt mamman), visas inom parentes. \*\*\*/\*\*/\* betyder att den skattade effekten är statistiskt säkerställd på 1/5/10-procentsnivå.

## 5.2.2 Eftergymnasial utbildning och arbetsmarknadsutfall

I nästa steg använder vi data på längre sikt för att undersöka förekomsten av eftergymnasial utbildning samt arbetsmarknadsutfall vid 30 års ålder. Som förklarats tidigare (se avsnitt 2.2.) kan vi, genom att använda en alternativ registerdatakälla, komplettera den ovanstående mer kortsiktiga analysen med att

skatta långsiktiga effekter på utbildnings- och arbetsmarknadsutfall. Eftersom det långsiktiga datamaterialet saknar information på koordinatrutennivå, genomför vi denna del av analysen genom att utnyttja variation i friskoleandelen på kommunnivå, i kombination med att vi, på samma vis som ovan, jämför syskon.<sup>15</sup>

I kolumn 1 i Tabell 7 redovisas resultaten för hur friskoleexpansionen uppskattas påverka sannolikheten för att en individs högsta avslutade utbildning vid 30 års ålder är inom naturvetenskap, matematik eller teknik<sup>16</sup> (nedan används den engelska förkortningen STEM). Resultaten tyder på en negativ effekt för hela syskonurvalet (panel A). En ökning av den lokala andelen friskolor med 10 procentenheter det år eleven började gymnasieskolan leder enligt skattningarna till en minskning av sannolikheten för utbildning i ett STEM-ämne med 0,2 procentenheter. Effekten är emellertid inte statistiskt signifikant för urvalen av systrar respektive bröder (panel C och B).

Vidare ser vi inga tecken på någon effekt då vi undersöker utfallet att ha en STEM-inriktad utbildning på eftergymnasial nivå (kolumn 2); skattningarna är negativa, men är inte statistiskt säkerställda. Det finns inte heller någon statistiskt säkerställd effekt på sannolikheten att ha en eftergymnasial utbildning vid 30 års ålder (kolumn 3), vare sig för det fullständiga urvalet eller urvalet av bröder eller systrar, och inte heller för sannolikheten att ha tagit universitetspoäng vid 25 års ålder (kolumn 4).<sup>17</sup>

Slutligen undersöker vi två arbetsmarknadsutfall: att ha sysselsättning (kolumn 5) respektive logaritmen av årlig förvärvsinkomst (kolumn 6) vid 30 års ålder. Resultaten tyder på en liten negativ inverkan på sysselsättningsstatus för hela syskonurvalet, då det finns ett statistiskt säkerställt negativt samband. En ökning av andelen friskolor med 10 procentenheter leder enligt skattningen i panel A, kolumn 5, till att sannolikheten för att ha ett arbete vid 30 års ålder minskar med 0,2 procentenheter. Effekten är också statistiskt signifikant i urvalet av bröder, men inte för systrar (panel B och C). Även den skattade effekten för förvärvsinkomst har ett negativt tecken, men är endast marginellt statistiskt

---

<sup>15</sup> Vi använder följande modifierade regressionsmodell:

$$y_{ifmt} = \alpha + \delta \text{Friskoleandel}_{f_{mt}} + \beta_1 X_{if} + \beta_2 W_{ft} + \beta_3 V_{mt} + \rho_f + \mu_t + u_{ifmt}$$

där  $m$  nu anger kommun så att variabeln för friskoleandelen varierar på kommunnivå. Alla andra variabler definieras enligt ekvation (2).

<sup>16</sup> Vi definierar variabeln som att individen har en utbildningsinriktning inom någon av följande ämneskoder (enligt SUN): Biologi och miljövetenskap; Fysik, kemi och geovetenskap; Matematik och övrig naturvetenskap; Data; Teknik och teknisk industri; Material och tillverkning; Samhällsbyggnad och byggnadsteknik.

<sup>17</sup> Notera att alla långsiktiga resultat mäts vid 30 års ålder utom universitetspoäng som mäts vid 25 års ålder.

**Tabell 7** Effekten av ökad tillgång till friskolor på vidare utbildning, sysselsättning och förvärvsinkomst (Kommunvariation i friskoleandel)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Utbildning inom STEM	Eftergymnasial utbildning STEM	Eftergymnasial utbildning	Högskolepoäng (vid 25 års ålder)	Sysselsättning	Förvärvsinkomst (logaritmerad)
<i>Panel A: Alla syskon</i>						
Friskoleandel	-0,0189** (0,0079)	-0,0080 (0,0063)	0,0076 (0,0077)	-0,0007 (0,0052)	-0,0155** (0,0062)	-0,0429 (0,0289)
Observationer	413 684	413 684	420 083	841 063	420 099	420 099
<i>Panel B: Bröder</i>						
Friskoleandel	-0,0047 (0,0170)	-0,0063 (0,0132)	-0,0194 (0,0143)	-0,0058 (0,0090)	-0,0189* (0,0114)	-0,0958* (0,0540)
Observationer	119 350	119 350	121 622	258 380	121 628	121 628
<i>Panel C: Systrar</i>						
Friskoleandel	-0,0112 (0,0114)	-0,0147 (0,0104)	0,0211 (0,0151)	0,0092 (0,0100)	-0,0135 (0,0127)	-0,0480 (0,0565)
Observationer	112 821	112 821	114 304	240 043	114 306	114 306

Not: "Friskoleandel" mäter andelen fristående gymnasieskolor i kommunen. Alla regressioner inkluderar fixa effekter för år, syskonordning och familj (mätt enligt mamman) samt följande kontrollvariabler på elevnivå: meritvärde från högstadiet i nivå och kvadrat (separata koefficienter skattas före och efter 1998, eftersom ett nytt betygssystem infördes då); kön; om eleven gick i friskola i 9:an; om eleven är född i Sverige; född i Europa (utom Sverige) eller Nordamerika. De inkluderar också familjevariabler: moderns sysselsättning; faderns sysselsättning; och hushållens disponibla inkomst i nivå och kvadrat (hushållens inkomst anges i separata värden för varje förälders individuella andel av hushållets gemensamma inkomst), samt kommunvariabler: kostnad per elev för grundskoleutbildning; andel elever som går i friskola i årskurs 9, om kommunfullmäktige har en vänstermajoritet, samt antal 16-åringar som bor i kommunen (logaritmerad). Tidsvarierande kovariater mäts året innan eleven börjar på gymnasiet, med undantag för panelens första år, då innevarande års värden används. Syskonurvalet är begränsat till hushåll som inte flyttar, definierat som syskon som bor i samma kommun mätt det år de fyller 16 år. Regressionsutfallen mäts vid 30 års ålder och i urvalet ingår elever som påbörjar gymnasieutbildning 1995–2005, med undantag för utfallet "högskolepoäng (vid 25 års ålder)" som inkluderar elever som påbörjar gymnasieutbildning 1995–2009. Standardfel, grupperade på familjenivå (mätt enligt mamman), visas inom parentes. \*\*\*/\*\*/\* betyder att den skattade effekten är statistiskt säkerställd på 1/5/10-procentsnivå.

signifikant för urvalet av bröder. Sammanfattningsvis finner vi således vissa tecken på negativa, men små, effekter av friskoleexpansionen på elevernas arbetsmarknadsutfall. Det är möjligt att de drivs av en lägre sannolikhet att ha en utbildning i ett STEM-relaterat ämne.

## 6 Slutsatser

Friskolornas roll för elevers utbildningsval är fortfarande ett relativt outforskat område. Denna studie är ett försök att fylla denna lucka. Vi fokuserar på vilken roll friskoleexpansionen spelat för svenska elevers val av gymnasieprogram, samt studerar efterföljande kort- och långsiktiga utbildningsresultat och arbetsmarknadsutfall. Studien bidrar därmed till att belysa hur friskolor påverkar utbildningsmarknaden, samt till att förbättra vår förståelse för vad som avgör ungdomars val av gymnasieprogram. Den empiriska forskningsdesignen utnyttjar den snabba expansionen av friskolor i Sverige, i kombination med syskonjämförelser.

Våra resultat tyder på att ökad tillgång till friskolor nära hemmet ökade sannolikheten för att elever gick ett yrkesförberedande program, och minskade sannolikheten för att de gick studieförberedande program inom naturvetenskap/teknik. Dessa resultat tyder på att friskoleexpansionen inte var neutral i sin inverkan på elevernas studievägar. Det finns även tecken på långsiktiga effekter i termer av en något lägre sannolikhet att vara utbildad inom naturvetenskap, matematik eller teknik (STEM) och att vara sysselsatt vid 30 års ålder.

Resultaten pekar på ett antal intressanta områden för vidare studier. Ett sådant område är att undersöka vilken roll finansieringssystemet för olika gymnasieinriktningar spelar för utbudet. Flera av de yrkesinriktade programmen har högre ersättningsnivåer per elev. Detta är motiverat med tanke på att dessa program tenderar att kräva mer utrustning och mindre klasser, men det är möjligt att det också gjorde dem mer attraktiva att erbjuda för privata huvudmän, vilket därmed bidrog till att öka deras andel av gymnasieelever.



## Referenser

- Altmejd, A., Barrios-Fernández, A., Drlje, M., Goodman, J., Hurwitz, M., Kovac, D. och Smith, J. (2021). "O brother, where start thou? Sibling spillovers on college and major choice in four countries." *The Quarterly Journal of Economics*, 136(3), 1831–1886.
- Altonji, J. G., Arcidiacono, P. och Maurel, A. (2016). "The analysis of field choice in college and graduate school: Determinants and wage effects." in *Handbook of the Economics of Education* (Vol. 5, pp. 305–396). Elsevier.
- Abdulkadiroglu, A., Pathak, P. A. och Walters, C. R. (2018). "Free to choose: can school choice reduce student achievement?" *American Economic Journal: Applied Economics*, 10(1): 175–206.
- Aguirre, J. (2022). "How can progressive vouchers help the poor benefit from school choice? Evidence from the Chilean voucher system." *Journal of Human Resources*, 57(3), 956–997.
- Bau, N. (2022). "Estimating an equilibrium model of horizontal competition in education." *Journal of Political Economy*, 130(7), 1717–1764.
- Bettinger, E., Kremer, M. och Saavedra, J. E. (2010). "Are educational vouchers only redistributive?" *The Economic Journal*, 120(546), F204–F228.
- Bharadwaj, P., Eberhard, J. P. och Neilson, C. A. (2018). "Health at birth, parental investments, and academic outcomes." *Journal of Labor Economics*, 36(2), 349–394.
- Böhlmark A, Holmlund H. och Lindahl, M. (2015). "Skolsegregation och skolval." IFAU-rapport 2015:5.
- Böhlmark, A. och Lindahl, M. (2015). "Independent Schools and Long-run Educational Outcomes: Evidence from Sweden's Large-scale Voucher Reform." *Economica* 82(327): 508–551.
- Correa, J. A., Parro, F. och Reyes, L. (2014). "The effects of vouchers on school results: evidence from Chile's targeted voucher program." *Journal of Human Capital*, 8(4), 351–398.
- Dahl, G.B, Rooth, D. och Stenberg, A. (2023). "High school majors and future earnings." *American Economic Journal: Applied Economics*, 15(1), 351–82.
- Edmark, K., Frölich, M. och Wondratschek, V. (2014). "Sweden's school choice reform and equality of opportunity." *Labour Economics*, 30, 129–142.

- Edmark, K., Hussain, I. och Haelermans, C. (2020). "The impact of voucher schools: Evidence from Swedish upper secondary schools." Working Paper 3/2020, Swedish Institute for Social Research (SOFI), Stockholm University.
- Edmark, K., Hussain, I. och Haelermans, C. (2024). "Unpacking the impact of voucher schools: Evidence from Sweden." IFAU Working Paper 2024:17.
- Edmark, K. och Persson, L. (2021). "The impact of attending an independent upper secondary school: Evidence from Sweden using school ranking data." *Economics of Education Review*, 84, 102148.
- Epple, D., Figlio, D. och Romano, R. (2004). "Competition between private and public schools: testing stratification and pricing predictions." *Journal of Public Economics*, 88(7-8), 1215–1245.
- Epple, D., Romano, R. E. och Urquiola, M. (2017). "School vouchers: A survey of the Economics Literature." *Journal of Economic Literature*, 55(2): 441–492.
- Feigenberg, B., Yan, R. och Rivkin, S. (2019). "Illusory gains from Chile's targeted school voucher experiment." *The Economic Journal*, 129(623), 2805–2832.
- Friedman, M. (1962). "The role of government in education," in *Capitalism and Freedom*, University of Chicago Press.
- Gilraine, M., Petronijevic, U. och Singleton, J. D. (2021). "Horizontal differentiation and the policy effect of charter schools." *American Economic Journal: Economic Policy*, 13(3), 239–276.
- Holmlund H., Häggblom, J., Lindahl, E. Martinson, S., Sjögren, A., Vikman, U. och Öckert, B. (2014). "Decentralisering, skolval och fristående skolor: resultat och likvärdighet i svensk skola." IFAU-rapport 2014:25
- Holmlund H., Sjögren, A. och Öckert, B. (2020). "Jämlikhet i möjligheter och utfall i den svenska skolan." IFAU-rapport 2020:7
- Hoxby, C. M. (2003). "School choice and school productivity. Could school choice be a tide that lifts all boats?" in *The Economics of School Choice* (pp. 287–342). University of Chicago Press.
- Hsieh, C. T. och Urquiola, M. (2006). "The effects of generalized school choice on achievement and stratification: Evidence from Chile's voucher program." *Journal of Public Economics*, 90(8-9), 1477–1503.

- Kirkeboen, L. J., Leuven, E. och Mogstad, M. (2016). "Field of study, earnings, and self-selection." *The Quarterly Journal of Economics*, 131(3), 1057–1111.
- Krueger, A. B. och Zhu, P. (2004). "Another look at the New York City school voucher experiment." *American Behavioral Scientist*, 47(5), 658–698.
- Manski, C. F. (1992). "Educational choice (vouchers) and social mobility." *Economics of Education Review*, 11(4), 351–369.
- McMillan, R. (2005). "Competition, incentives, and public school productivity." *Journal of Public Economics*, 89(5–6), 1133–1154.
- Molin, E (2019). "School choice and student sorting". Chapter in Ph D thesis: "Through the ranks. Essays on inequality, status and school choice." Stockholm School of Economics.
- Navarro-Palau, P. (2017). "Effects of differentiated school vouchers: Evidence from a policy change and date of birth cutoffs." *Economics of Education Review*, 58, 86–107.
- Neilson, C. (2021). "Targeted vouchers, competition among schools, and the academic achievement of poor students." Working Paper, Yale University.
- Rouse, C. E. och Barrow, L. (2009). "School vouchers and student achievement: Recent evidence and remaining questions." *Annual Review of Economics*, 1(1), 17–42.
- Muralidharan, K. och Sundararaman, V. (2015). "The aggregate effect of school choice: Evidence from a two-stage experiment in India." *The Quarterly Journal of Economics*, 130(3), 1011–1066.
- Prop. 2008/09:199. "Högre krav och kvalitet i den nya gymnasieskolan."
- SOU 2008:27. "Gymnasieskolan i en ny tid – förslag och bedömningar."
- SOU 2020:33. "Gemensamt ansvar – en modell för planering och dimensionering av gymnasial utbildning."
- Urquiola, M. (2016). "Competition among schools: Traditional public and private schools." *Handbook of the Economics of Education* (Vol. 5, pp. 209–237). Elsevier.
- Wiswall, M. och Zafar, B. (2018). "Preference for the workplace, investment in human capital, and gender." *The Quarterly Journal of Economics*, 133(1), 457–507.

Institutet för arbetsmarknads- och utbildningspolitisk utvärdering (IFAU) är ett forskningsinstitut under Arbetsmarknadsdepartementet med placering i Uppsala.

IFAU ska främja, stödja och genom forskning genomföra uppföljningar och utvärderingar.

Uppdraget omfattar effekter av arbetsmarknads- och utbildningspolitik, arbetsmarknadens funktionssätt och arbetsmarknadseffekter av socialförsäkringen.

I rapportserien presenteras såväl IFAU:s forskning som resultat av samarbeten med andra nationella och internationella forskningsorganisationer.

IFAU delar årligen ut bidrag till olika forskningsprojekt, vars resultat publiceras i rapportserien.

Rapporterna kan vara fristående eller publiceras tillsammans med ett Working paper.

Alla IFAU:s publikationer finns på [www.ifau.se](http://www.ifau.se)