



Rapport 2025:06

# Kan högre löner motverka ingenjörskrisen?

En empirisk analys av hur regionala skillnader i  
relativlöner påverkar civilingenjörers yrkesval

Dnr: 2024/85

Myndigheten för tillväxtpolitiska utvärderingar och analyser

Studentplan 3, 831 40 Östersund

Telefon: 010 447 44 00

E-post: [info@tillvaxtanalys.se](mailto:info@tillvaxtanalys.se)

[www.tillvaxtanalys.se](http://www.tillvaxtanalys.se)

För ytterligare information kontakta: Magnus Gustavsson

Telefon: 010 447 44 08

E-post: [magnus.gustavsson@tillvaxtanalys.se](mailto:magnus.gustavsson@tillvaxtanalys.se)

Omslagsbild: Johnér Bildbyrå

# Förord

Tillväxtanalys uppdrag är att utvärdera och analysera effekterna av statens insatser för en hållbar nationell och regional tillväxt. Vi ska också ge underlag och rekommendationer för utveckling, omprövning och effektivisering av politiken.

Syftet med den här rapporten är att undersöka om relativlöner påverkar yrkesaktiva civilingenjörers benägenhet att arbeta i ett ingenjörssyrke. Rapporten är skriven av Magnus Gustavsson, analytiker och ämnessakkunnig, Tillväxtanalys.

Rapporten är en del av Tillväxtanalys ramprojekt "*Kompetensbrist och STEM-yrken på svensk arbetsmarknad*" (STEM: Science, Technology, Engineering, Math), där Anton Gidehag är projektledare. Inom ramen för projektet har tidigare utgivits två kunskapsöversikter: en om bristyrken och kompetensbrist (Tillväxtanalys, Rapport 2024:01) och en om grön omställning och kompetensbrist (Tillväxtanalys, Rapport 2024:04).

Tillväxtanalys tackar Jonas Kolsrud, fil.dr. och universitetslektor i nationalekonomi vid Linnéuniversitetet, för värdefulla kommentarer på en tidigare version av denna rapport.

Tillväxtanalys tackar även projektets referensgrupp som bidragit med värdefulla kommentarer: Anders Stenberg, SOFI, Stockholms universitet; Anna Ihrfors Wikström, Sveriges Ingenjörer; Elias Osvald, Konjunkturinstitutet; Erik Spector, Teknikföretagen; Petra Malm Danielson, Naturvetarna.

Östersund, maj 2025

Sverker Härd,  
Generaldirektör, Tillväxtanalys

# Innehållsförteckning

Förord .....	2
Sammanfattning .....	4
Summary .....	5
1. Inledning.....	6
2. Datakällor och beskrivande statistik.....	10
2.1 Datakällor och definitioner .....	10
2.2 Beskrivande statistik kring icke-ingenjörstrycken.....	11
3. Empirisk metod .....	14
3.1 Analysen bygger på skillnader mellan regionala arbetsmarknader .....	14
3.2 Empirisk modell och estimeringsmetod .....	14
3.3 Urval av regionala arbetsmarknader.....	16
4. Resultat .....	18
4.1 Signifikant positiv effekt av relativlönen.....	18
4.2 Känslighetsanalyser stödjer instrumentets giltighet .....	19
4.3 Bristen kan bero på otillräcklig löneanpassning .....	20
5. Avslutande reflektioner .....	22
Referenser .....	25
Bilagor .....	29
A. Yrkeskoder och arbetsuppgifter för ingenjörstrycken .....	29
B. Regionala arbetsmarknader och urvalsstorlekar .....	31
C. Empirisk modell och metod .....	32
D. Bartik-prediktion av icke-ingenjörslöner som instrument.....	36
E. Stöd för instrumentets giltighet .....	38
F. Övriga känslighetsanalyser.....	47

# Sammanfattning

Ingenjörer är viktiga för ett lands tekniska utveckling och ekonomiska tillväxt. Det är därför oroande att svenska arbetsgivare återkommande rapporterar om ingenjörbrist.

Samtidigt arbetar bara 6 av 10 yrkesaktiva civilingenjörer i ett ingenjörssyrke. En möjlig förklaring är att andra yrken erbjuder bättre lön och villkor.

I den här rapporten undersöker vi därför om löneskillnaden mellan ingenjörssyrken och andra yrken – alltså relativlönen – påverkar civilingenjörers benägenhet att arbeta som ingenjör. Det bidrar till att förstå om höjd relativlön kan vara ett sätt att minska bristen.

Denna rapport är, till vår kännedom, den första studien som undersöker relativlönens kausala effekt på civilingenjörers utbud mot ingenjörssyrken i Sverige.

## **Ökade ingenjörslöner kan sannolikt motverka bristen**

Enligt våra resultat kan höjd relativlön sannolikt motverka ingenjörbristen. Vår effektutvärdering ger stöd för att höjd relativlön för ingenjörer ökar andelen civilingenjörer som väljer att arbeta inom yrket.

Enligt resultaten medför en procents högre relativlön för ingenjörssyrken minst en procents ökning av andelen yrkesaktiva civilingenjörer som arbetar som ingenjörer. Det kan ungefär översättas till att ytterligare ca 580 kronor i bruttomånadslön för ingenjörssyrken, allt annat lika, inkl. konstanta löner i andra yrken, skulle kunna ge svenska arbetsgivare tillgång till minst 490 fler högkvalificerade ingenjörer.

Resultaten pekar mot att en mer konkurrenskraftig lönebildning för ingenjörssyrken kan vara ett viktigt verktyg för att öka tillgången på ingenjörskompetens i svensk ekonomi.

## **Regeringen kan ge uppdrag för bättre kunskapsunderlag**

Politiken kan bidra till bättre kunskapsunderlag för en lönebildning som motverkar långvarig brist på ingenjörer (och andra yrkesgrupper). Regeringen skulle till exempel kunna ge ett uppdrag till en myndighet att kontinuerligt analysera och kommunicera om utvecklingen av relativlöner för olika yrken är i linje med förändrade marknadskrafter.

## **Analysen bygger på jämförelser mellan regionala arbetsmarknader**

Metodologiskt bygger vår analys på regionala samband mellan löneskillnader för ingenjörssyrken och icke-ingenjörssyrken och andelen av de med en civilingenjörsexamen som återfinns i ingenjörssyrken. För att isolera kausala effekter använder vi så kallad IV-regression med Bartik-instrument – en metod som har använts i ett stort antal besläktade studier.

## **Ett första steg att förstå relativlönernas bidrag till brist**

Våra empiriska resultat utgör en första av förhoppningsvis flera framtida utvärderingar av kopplingen mellan relativlöner och ingenjörbrist. Framtida studier med alternativa data och metoder kan därför naturligtvis leda till andra resultat och slutsatser. Våra resultat är dock konsistenta med tidigare besläktad forskning.

## Summary

Engineers play a vital role in driving technological development and economic growth. It is therefore concerning that Swedish employers have repeatedly reported a shortage of engineers.

At the same time, only 6 out of 10 working-age individuals in Sweden with a Master of Science in Engineering (“civilingenjörer”) are employed in engineering occupations. One possible explanation is more attractive pay and working conditions in other fields.

This report therefore explores whether the wage difference between engineering and alternative occupations—that is, the relative wage for engineering jobs—affect the likelihood that engineering graduates work as engineers. This sheds light on whether raising relative wages could help ease the shortage.

To the best of our knowledge, this is the first study in Sweden to estimate the causal effect of relative wages on the supply of engineering graduates to engineering occupations.

### **Higher wages could help reduce the shortage**

Our findings support that relatively low wages in engineering occupations are likely contributing to the shortage. Based on an empirical impact evaluation, we find that higher relative wages increase the share of engineering graduates who choose to work as engineers. According to our estimates, a 1 percent increase in the relative wage for engineering occupations leads to at least a 1 percent increase in the share of engineering graduates working in such roles.

These results point to the potential value of a more competitive wage for engineers as a way to strengthen Sweden’s supply of technical expertise.

### **Policymakers can support the process through insight and analysis**

Policymakers can indirectly support a wage structure that helps address persistent engineering shortages by providing knowledge and analytical support to labour market actors. For example, the government could mandate an independent agency to regularly assess whether changes in relative wages across occupations are aligned with evolving labour market dynamics.

### **The analysis is based on comparisons across regional labour markets**

Methodologically, our analysis draws on regional variation in relative wages and the share of engineering graduates working in engineering roles. To identify causal effects, we apply instrumental variable (IV) regression using a Bartik instrument—a method widely used in related empirical research.

### **A first step toward understanding the role of relative wages in engineer shortages**

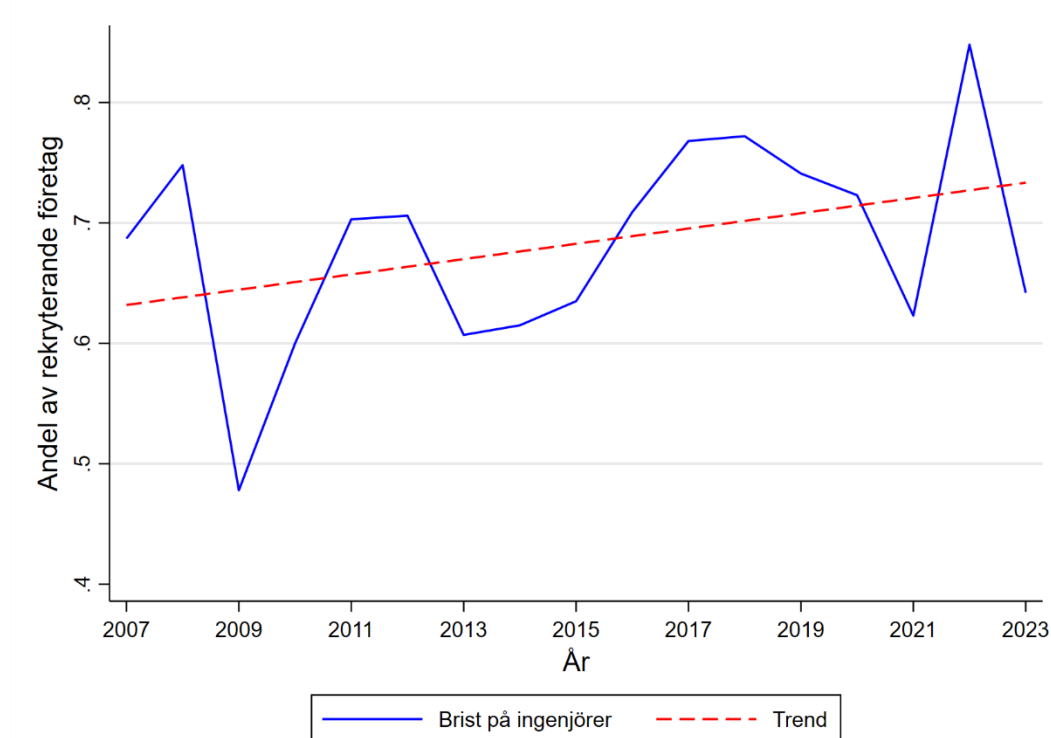
Our empirical results represent an initial step—one we hope will be followed by further research—toward understanding how relative wages contribute to engineering shortages. Naturally, future studies using different data or methods may yield alternative results and conclusions. Nevertheless, our findings are in line with previous research showing that wages influence occupational choices.

# 1. Inledning

## Arbetsgivare uppger brist på ingenjörer

Forskning indikerar att ingenjörer är viktiga för teknisk utveckling och ekonomisk tillväxt (Murphy m.fl, 1991; Winters, 2014, Barth m.fl. 2018; Helper & Kuan 2018; Maloney & Caicedo, 2022). Det är därför oroande att svenska arbetsgivare under lång tid har rapporterat svårigheter att rekrytera högutbildade ingenjörer. Enligt t.ex. SCB:s arbetskraftsbarometer uppgav i genomsnitt 7 av 10 rekryterande företag brist på yrkeserfarna civilingenjörer under perioden 2007–2023. Bristen tycks dessutom ha förvärrats över tid; se figur 1.<sup>1</sup> Teknikföretagen (2023, s. 3) sammanfattar det som att "Det råder brist på ingenjörer i Sverige. Industrin vittnar sedan flera år tillbaka om tilltagande svårigheter att hitta rätt kompetens. ...Ytterst äventyrar det betydande värden för svensk ekonomi."

Figur 1 Andel av rekryterande arbetsgivare som uppger brist på kvalificerade ingenjörer, 2007–2023



Anm. Data är från SCB:s arbetskraftsbarometer, se SCB (2025). Serien bygger på separata serier över andelen rekryterande arbetsgivare som "svarar brist" på yrkeserfarna personer med civilingenjörsutbildning inom byggnadsteknik, elektronik/datateknik/automation, energi/elektroteknik, industriell ekonomi, kemi-/bioteknik, lantmäteri, maskin-/fordons-/farkostteknik, material-/geoteknik, teknisk fysik eller på yrkeserfarna personer med IKT-utbildning (programmerar- och systemvetarutbildning). Serien i figuren är det årliga genomsnittet av dessa separata serier. Trenden är skattad med OLS och är inte statistiskt signifikant.

## Samtidigt som civilingenjörer ofta tycks välja bort ingenjörskrisen

Samtidigt som det rapporteras om brist på kvalificerade ingenjörer i Sverige är det dock, något förvånande, relativt låg andel yrkesaktiva personer med en

<sup>1</sup> Trenden i Figur 1 stöds även av Konjunkturinstitutets (2025) redovisade utveckling av bristen på "tekniska tjänstemän" i tillverkningsindustrin.

civilingenjörutbildning som *arbetar som ingenjör*. Figur 2 visar att 6 av 10 personer med en civilingenjörutbildning arbetar i ett ingenjörssyrke. Det är betydligt lägre än i Tyskland, där överslagsräkningar av Erdmann & Schumann (2010) indikerar att drygt 9 av 10 personer med högre ingenjörutbildning arbetar som ingenjör. Samma författares överslagsräkningar för samtliga EU-länder indikerar att Sverige, liksom övriga nordiska länder, även ligger under EU-snittet när det kommer till andelen av de högutbildade ingenjörerna som också arbetar som ingenjör. Figur 2 visar dessutom att Sverige har en statistiskt signifikant negativ trend i civilingenjörers benägenhet att arbeta i ingenjörssyrken under perioden 2007–2021.

Figur 2 Andel av de yrkesaktiva personerna med civilingenjörutbildning som arbetar som ingenjör, 2007–2021



*Anm.* Personer med "civilingenjörutbildning" definieras som personer 27–59 år gamla med en examen från en civilingenjörutbildning eller med en master i IKT. Personer i "ingenjörssyrke" definierat som personer som arbetar i ingenjörssyrken eller IKT-yrken, se bilaga A. Figuren innehåller enbart yrkesaktiva personer; personer som inte är i ett ingenjörssyrke arbetar därmed i ett annat yrke under det aktuella året. Trenden är skattad med OLS och har en lutningskoefficient på 0,15 som är signifikant på enprocentsnivån.

### Kan löner vara en delförklaring till bristen?

Den tillgängliga kompetensen, i form av den låga andelen civilingenjörer som i dag arbetar i ingenjörssyrken, väcker frågor om varför arbetsgivare under lång tid rapporterat brist på kvalificerade ingenjörer. För en nationalekonom väcks specifikt frågan om vilken betydelse som lön kan ha för arbetsgivarnas rekryteringssvårigheter, inte minst då genomsnittslönen för civilingenjörer i ingenjörssyrken är ca 20 procent lägre än genomsnittslönen för civilingenjörer som arbetar i andra yrken.<sup>2</sup> Kan möjligtvis en del av arbetsgivarnas svårigheter förklaras av att andra yrken – icke-ingenjörssyrken – betalar

<sup>22</sup> Se även Figur 4 på sidan 21. Detta är naturligtvis inte en "allt annat lika"-jämförelse eller kausal jämförelse, eftersom det finns selektion in i olika yrken.

högre lön? Det vill säga, att relativlönen i ingenjörsyrken inte är tillräckligt konkurrenskraftig, så att personer med civilingenjörsutbildning väljer bort ingenjörsyrket till förmån för andra yrken. Eller är lönen i ingenjörsyrken i praktiken oviktig för civilingenjörers yrkesval?

### **Rapporten undersöker betydelsen av relativlönen**

I den här rapporten undersöker vi empiriskt om relativlönen påverkar yrkesaktiva civilingenjörers benägenhet att arbeta inom ingenjörsyrken. Och därmed, i förlängningen, om för låg relativlön kan vara en bidragande orsak till arbetsgivarnas rapporterade svårigheter att rekrytera ingenjörer. Analysen bygger på regionala samband mellan relativlöner och andelen av civilingenjörerna som återfinns i ingenjörsyrken kontra andra yrken. För att isolera kausala effekter används så kallad IV-regression och Bartik-instrument – en metod som har använts i ett stort antal besläktade studier.

Rapporten ska ses som ett första steg i att besvara frågan kring relativlönens kausala effekt på det kortsiktiga utbudet mot ingenjörsyrken i Sverige. En utmaning i analysen är att civilingenjörer är koncentrerade till ett fåtal regionala arbetsmarknader, vilket begränsar antalet observationer. Det förhindrar också analyser uppdelat på t.ex. kön, civilingenjörers utbildningsinriktning och mer detaljerade ingenjörsyrken. Men våra resultat kan ge en indikation på löners kausala betydelse för arbetsgivares svårigheter att rekrytera, utgöra underlag för fortsatt forskning och förhoppningsvis stimulera till mer debatt på området.

### **Högre relativlön kan sannolikt motverka bristen**

Våra resultat indikerar att höjd relativlön för ingenjörer har *potential* att relativt omgående *bidra* till att motverka den rapporterade bristen på högkvalificerade ingenjörer i Sverige. Den skattade effekten för perioden 2008–2019 är ekonomisk signifikant: om relativlönen för ingenjörsyrken ökade med 1 procent medförde det att 1–1,5 procent fler av de yrkesaktiva civilingenjörerna arbetade som ingenjör redan under samma år.

### **Resultaten är i linje med tidigare studier**

Denna rapport är, till vår kännedom, den första studien som undersöker relativlönens kausala effekt på det kortsiktiga utbudet mot ingenjörsyrken i Sverige. Vi känner inte heller till någon tidigare studie som undersöker det kortsiktiga utbudet mot ett yrke genom att använda skillnader i relativlöner mellan regionala arbetsmarknader kombinerat med Bartik-instrument.

Att vi finner positiva effekt från ökad relativlön är dock i linje med tidigare resultat kring ingenjörsutbildades yrkesval i USA – det enda land där detta tidigare tycks ha undersökts. Baserat på enkätdata finner både Salzman m.fl. (2013) och Gilmartin m.fl. (2018) att bättre karriärsutsikter i andra yrken är ett viktigt skäl till varför nyexaminerade ingenjörer väljer bort ingenjörsyrket. Hunt (2016) finner, också baserat på enkätdata, att större missnöje med lönen och karriärmöjligheter är huvudförklaringen till varför kvinnor i oproportionerligt hög grad lämnar ingenjörsyrket för andra yrken. Deming & Noray (2020) visar att individens löneutveckling inom ingenjörsyrken är svagare än inom många andra högutbildade yrken, och att detta är en möjlig förklaring till relativt stor andel personer lämnar ingenjörsyrket med stigande erfarenhet i yrket.

Våra resultat relaterar också till tidigare studier kring löners betydelse för att få lärare att stanna i läraryrket – ett annat svenskt bristyrke sedan lång tid tillbaka (Calmfors m.fl., 2016). Liksom resultaten i vår rapport för ingenjörer pekar dessa studier mot att relativlöner har betydelse för yrkesvalet. Grönqvist m.fl. (2022) finner att den svenska försteläraryrkesreformen – högre löner för yrkesskickliga lärare – bidrog till att färre utbildade lärare lämnade yrket. Konsistent med detta visar Karbownik & Martinson (2014) på samband som indikerar att lärare med lägre lön är mer benägna att lämna yrket. Falch (2011) finner dessutom att högre lön för lärare i Norge ledde till att märkbart färre personer lämnade läraryrket.

### **Rapportens upplägg**

Resten av rapporten är upplagd som följer. I nästa avsnitt går vi igenom datakällor och definitioner. I avsnitt 3 redogör vi för vår empiriska metod. Avsnitt 4 presenterar resultaten. Rapporten avslutas med ett antal reflektioner kring resultaten och möjlig framtida politik för att motverka den rapporterade bristen på ingenjörer.

## 2. Datakällor och beskrivande statistik

I detta avsnitt redovisar vi datakällor och vår definition på "civilingenjörsutbildning" och "ingenjörssyrke". Vi presenterar även beskrivande yrkesstatistik för personer med en civilingenjörsutbildning.

### 2.1 Datakällor och definitioner

#### Uppgifter om yrke och utbildning från SCB:s mikrodata

Den empiriska analysen baseras på genomsnittliga löner och sysselsättning för så kallade regionala arbetsmarknader (se nästa avsnitt). Dessa genomsnitt baseras i sin tur på årliga individuppgifter från SCB:s lönestrukturstatistik.<sup>3</sup>

Uppgifter om individers högsta avklarade utbildning är från SCB:s LISA-databas. LISA innehåller även uppgifter om andra individkaraktistika.

Framräknade genomsnitt baseras på personer som är 27–59 år gamla. Detta för att öka sannolikheten att de inkluderade individerna har en stabil arbetsmarknadsanknytning.

Vi använder data för åren 2007–2019 (2008–2019 för regressionerna). Innan 2007 gällde en annorlunda branschklassificering (SNI-koder) som inte kan inkluderas i analysen.<sup>4</sup> Vi exkluderar data efter 2019 för att inte få med coronakrisen, där bl.a. de omfattande företagsstöden bidrog till att minska rörligheten på arbetsmarknaden (Tillväxtanalys, 2023).

#### Civilingenjörsutbildning inkluderar masterexamen i IKT

I analysen studerar vi personer som har en civilingenjörsexamen.<sup>5</sup> Att undersöka betydelsen av relativlöner för de som påbörjat men inte avslutat civilingenjörsutbildningen ligger bortom ramen för denna rapport.<sup>6</sup>

Civilingenjörsexamen är formellt en yrkesexamen som är starkt inriktad på teknik, matematik och tillämpning inom ingenjörsområden. En civilingenjörsexamen motsvarar fem års heltidsstudier på högskola/universitet och motsvarar, nivåmässigt, en masterexamen. Formella civilingenjörsutbildningar med olika inriktningar finns definierade i klartext i LISA.

---

<sup>3</sup> Statistiken är heltäckande för offentlig sektor och innehåller cirka hälften av alla yrkesaktiva individer i privat sektor. I analysen görs statistiken representativ för hela arbetsmarknaden genom att använda SCB:s vikter.

<sup>4</sup> Mer specifikt omöjliggör det framtagandet av konsistenta Bartik-instrument, då dessa bygger på användandet av konsistenta branschklassificeringar över tid. Se vidare bilaga C.

<sup>5</sup> Vi inkluderar inte högskoleingenjörer i vår analys eftersom de inte möter samma möjligheter när det kommer till välbetalda icke-ingenjörssyrken. I genomsnitt är lönen i icke-ingenjörssyrken 33 procent högre för civilingenjörer än för högskoleingenjörer (år 2019). De förväntas inte heller ha den spetskompetens som civilingenjörer har när kommer till forskning och innovationer; se t.ex. KTH (2024).

<sup>6</sup> Tillväxtverket (2020) presenterar statistik som tyder på att de som hoppar av en civilingenjörsutbildning i lägre grad jobbar som ingenjörer än de som fullföljer utbildningen. Enligt Almega (2022) och Teknikföretagen (2023) bidrar dessutom avhoppet från civilingenjörsutbildningen till ingenjörskrisen, vilket också talar emot att avhoppare i hög utsträckning jobbar i kvalificerade ingenjörssyrken.

I analysen använder vi en bredare definition av "civilingenjörsexamen" och "ingenjörssyrke" än i de formella utbildnings- och yrkesklassificeringar som finns i LISA (SUN och SSYK). Detta då vi även definierar en masterexamen i informations- och kommunikationsteknik (IKT) som en "civilingenjörsexamen" och även IKT-yrken som ett "ingenjörssyrke".

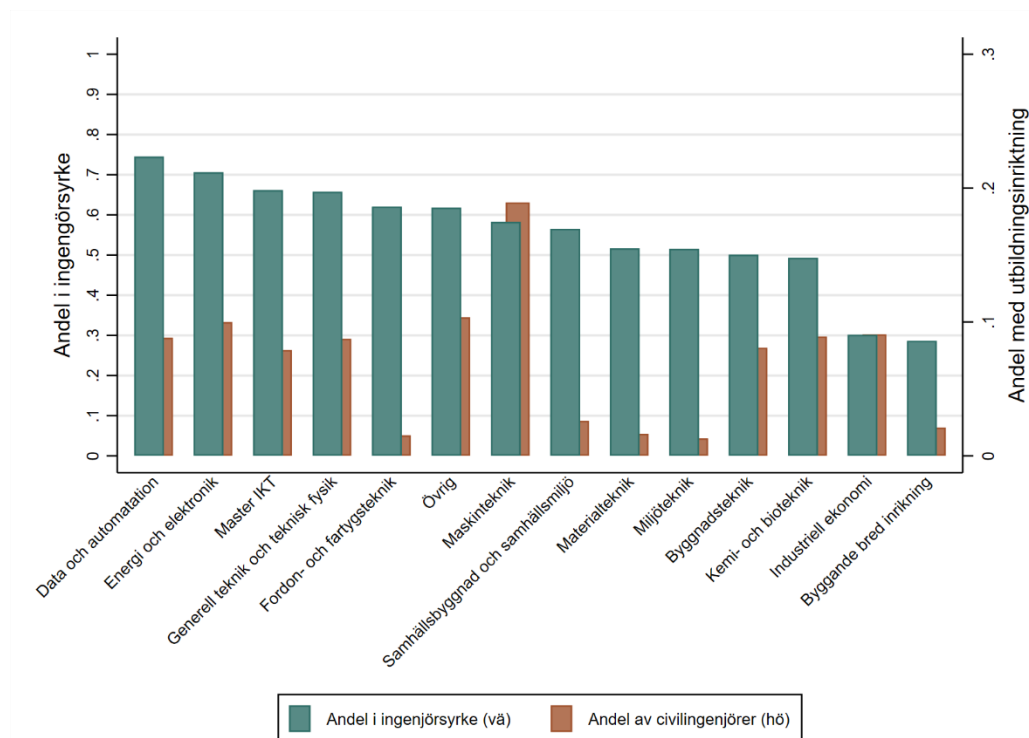
Hopslagningen av masterexamen i IKT och den "rena" civilingenjörsutbildningen motiveras av den stora yrkesöverlappningen och det likartade utbildningsinnehållet. Individer med formell ingenjörsutbildning återfinns påtagligt ofta i yrken som enligt SCB klassificeras som IKT-yrken – chansen att en person med en ren civilingenjörsutbildning återfinns i ett IKT-yrke är nästan hälften så stor som att de återfinns i ett "rent" ingenjörssyrke. Även personer med IKT-utbildning återfinns påfallande ofta i formella ingenjörssyrken. Detta är inte förvånande, då masterutbildningen i IKT har ett väldigt snarligt kursupplägg som flertalet civilingenjörsutbildningar, speciellt jämfört med civilingenjörsutbildningar med inriktning mot datateknik eller informationsteknik. Se vidare bilaga A för information kring vilka detaljerade yrken som klassificerats som ingenjörssyrken i vår analys.

## **2.2 Beskrivande statistik kring icke-ingenjörssyrken**

### **Andel i ingenjörssyrken och utbildningsinriktning**

Oavsett inriktning på civilingenjörsutbildningen ligger andelen i ingenjörssyrke generellt mellan 50 och 70 procent; se figur 3. Industriell ekonomi och Byggande bred inriktning står ut med en lägre andel. Byggande bred inriktning är dock en ovanlig utbildningsinriktning för civilingenjörer (höger y-axel i figuren).

Figur 3 Andel i ingenjörssyrke och utbildningsinriktning



Anm. Uppgifter är för 2019 och för yrkesaktiva personer 27–59 år med civilingenjörsutbildning (se huvudtext för definitioner). Utbildningsinriktning är klassificerade enligt SUN 2020.

### Civilingenjörer arbetar ofta som chefer eller inom ekonomi

Civilingenjörer som inte arbetar i ingenjörssyrken återfinns ofta i olika chefsroller samt i kvalificerade yrken inom ekonomi och förvaltning. Detta kan ses i de två första kolumnerna i tabell 1, som visar andelen ingenjörutbildade i breda yrkesgrupper år 2019. På mer detaljerad yrkesnivå är det vanligaste yrket "Organisationsutvecklare, utredare och HR-specialister m.fl.", följt av "Försäkringsrådgivare, företagssäljare och inköpare m.fl."

Tabell 1 De tio vanligaste icke-ingenjörskyrken bland civilingenjörer 2019

Bred yrkesgrupp (tvåsiffrig SSYK-kod)	Procent	Detaljerad yrkesgrupp (tresiffrig SSYK-kod)	Procent
Chefer inom IT, logistik, FoU, fastighetsbolag, bygg- och ingenjörsverksamhet samt tillverkning m.m.	10,0	Organisationsutvecklare, utredare och HR-specialister m.fl.	5,4
Yrken med krav på fördjupad högskolekompetens inom ekonomi och förvaltning	8,9	Försäkringsrådgivare, företags säljare och inköpare m.fl.	3,2
Chefer inom ekonomi, personal, marknadsföring och försäljning samt annan administration m.m.	4,8	Chefer inom arkitekt- och ingenjörsverksamhet	2,3
Yrken med krav på högskolekompetens eller motsvarande inom ekonomi och förvaltning	4,7	Försäljnings- och marknadschefer	2,2
Yrken med krav på fördjupad högskolekompetens inom utbildning	2,5	IT-chefer	2,1
Politiker, verkställande direktörer och högre ämbetsmän m.fl.	2,1	Verkställande direktörer m.fl.	2,1
Yrken med krav på högskolekompetens eller motsvarande inom hälso- och sjukvård samt laboratorium	1,1	Universitets- och högskolelärare	1,8
Kontorsassistenter och sekreterare	0,6	Forsknings- och utvecklingschefer	1,8
Omsorgsyren	0,6	Revisorer, finansanalytiker och fondförvaltare m.fl.	1,8
Yrken med krav på fördjupad högskolekompetens inom juridik, kultur och socialt arbete m.m.	0,4	Marknadsförare och informatörer m.fl.	1,7

Anm. Uppgifterna är för personer med civilingenjörsutbildning som är 27–59 år gamla. För definitioner på civilingenjörutbildad och ingenjörskyrken, se huvudtexten. Yrkesklassificeringen är enligt SSYK 2012. Siffror inom parentes anger yrkets kod i SSYK 2012 på två- respektive tresiffernivån.

## 3. Empirisk metod

I det inledande delavsnittet redogör vi för begreppet "regionala arbetsmarknader" och varför dessa är användbara för att kartlägga hur variationer i relativlöner påverkar andelen av civilingenjörerna som finns i ingenjörsyrken. Därefter redogör vi i avsnitt 3.2 översiktligt för vår empiriska modell och den använda estimeringsmetoden; en detaljerad redogörelse återfinns i bilaga C. I det avslutande delavsnittet motiverar och redovisar vi det urval av regionala arbetsmarknader som ingår i den slutliga empiriska analysen. Diskussionen i delavsnitt 3.2 kring estimeringsmetod och empirisk modell är av mer teknisk natur än övriga innehållet i rapporten, men kan hoppas över av den som enbart är intresserad av implikationerna av våra efterföljande empiriska resultat.

### 3.1 Analysen bygger på skillnader mellan regionala arbetsmarknader

SCB:s indelning i lokala arbetsmarknadsregioner (LA-regioner, vilket vi benämner "regionala arbetsmarknader") syftar till att fånga geografiska områden som är relativt oberoende av omvärlden med avseende på utbud och efterfrågan av arbetskraft (Hedin & Tegsjö, 2006). Indelningen är funktionell och bygger på hur människor verkligen beter sig i termer av pendlingsmönster mellan arbetsställe och bostad. Totalt består Sverige av 69 LA-regioner.<sup>7</sup>

SCB:s regionala arbetsmarknader är väl lämpade för studier av hur förändringar i relativlöner påverkar yrkesval bland personer som redan har en civilingenjörsutbildning. Enligt grundläggande ekonomisk teori drivs förändrade relativlöner av förändringar i utbudet och efterfrågan av olika yrkesgrupper (t.ex. Cahuc m.fl., 2014). SCB:s uppdelning i regionala arbetsmarknader möjliggör därför att (approximativt) fånga hur fristående och olikartade förändringar i relativlöner – drivna av marknadsförändringar specifika för en regional arbetsmarknad – påverkar civilingenjörers benägenhet att arbeta i ett ingenjörsyrke.

### 3.2 Empirisk modell och estimeringsmetod

#### IV-regression för att fånga kausala effekter

Vår beroende variabel (den vi vill förklara) är andelen av de yrkesaktiva civilingenjörerna på en regional arbetsmarknad som återfinns i ingenjörsyrken. Som exempel, om det på en regional arbetsmarknad finns 1 000 yrkesaktiva personer med en civilingenjörsutbildning och 600 av dessa arbetar i ingenjörsyrken medan 400 arbetar i icke-ingenjörsyrken, kommer vår beroende variabel anta värdet 0,6 (600/1000); se vidare bilaga C.

Den förklarande variabeln är relativlönen för ingenjörsyrken på en regional arbetsmarknad. I vår modell definieras relativlönen som kvoten mellan den genomsnittliga lönen för civilingenjörer i ingenjörsyrken och civilingenjörer i icke-ingenjörsyrken. Som exempel, om den genomsnittliga lönen för civilingenjörutbildade

---

<sup>7</sup> Vi använder genomgående 2019 års indelning.

personer i ingenjörstrycken och icke-ingenjörstrycken är 45 000 respektive 60 000 kronor, kommer relativlönen bli 0,75 (45000/60000).

I vår empiriska modell är både den beroende och förklarande variabeln i logaritmerad form, vilket gör att vårt estimat kan tolkas i termer av procentuella förändringar (en elasticitet). Vår modell inkluderar även årsspecifika fixa-effekter samt fixa-effekter och trender som är specifika för varje regional arbetsmarknad.<sup>8</sup> Regressionen estimeras på årliga data för perioden 2008–2019.

Vi estimerar modellen med instrumentalvariabel-regression (IV-regression). Detta eftersom OLS-regression kommer lida av simultan kausalitetsbias – det vill säga vara systematiskt felaktig. Den simultana kausaliteten förväntas i vårt fall bidra till en negativ bias – OLS-estimatet blir en underskattning av den sanna kausala effekten från relativlöner på andelen av civilingenjörerna som återfinns i ingenjörstrycken. Det beror på att löner och sysselsättning i jämvikt bestäms av både utbudet och efterfrågan på arbetskraft, medan vi med vår regression enbart önskar fånga ett utbudssamband.<sup>9</sup>

### Med Bartik-instrument

IV-regression går förenklat ut på att utnyttja en variabel som är korrelerad med den förklarande variabeln men inte korrelerad med residualen/feltermen i vår empiriska modell. Det vill säga, i vårt fall behöver instrumentet dels vara korrelerad med relativlönen, dels vara okorrelerad med andelen civilingenjörer i ingenjörstrycke *efter* att denna rensats från effekten av årsspecifika fixa-effekter samt regionspecifika fixa-effekter och trender. Om detta är uppfyllt kan vårt IV-estimat för relativlönen tolkas som en kausal effekt.

I vår IV-regression använder vi ett s.k. Bartik-instrument, även känt som shift-share-instrument. I bilaga C åskådliggör vi att både Bartik-prediktioner av logaritmen av ingenjörslöner och icke-ingenjörslöner är potentiella instrument för den logaritmerade relativlönen. Det visar sig dock att vår Bartik-prediktion av icke-ingenjörslöner inte tillför någon användbar information till IV-skattningen. Av det skälet används enbart Bartik-prediktionen av ingenjörslönen som instrument i våra huvudskattningar. För utförligare diskussion och resultat hänvisas till bilaga C och D.

Vår Bartik-prediktion av regionala ingenjörslöner är en funktion av respektive regions branschfördelning av ingenjörstrycken 2007 och årliga branschspecifika ingenjörslöner på nationell nivå 2008–2019. Goldsmith-Pinkham m.fl. (2020) visar att vårt instrument i detta fall är giltigt (exogent) om regionala skillnader i ingenjörstryckenas branschfördelning 2007 är okorrelerad med residualen i vår regression/empiriska modell (Goldsmith-Pinkham m.fl., 2020).<sup>10</sup> Se vidare bilaga C.

<sup>8</sup> Modellen är därmed en klassisk TWFE-modell med tillägg av regionspecifika trender.

<sup>9</sup> För att förenkla, antag att utbudskurvan kan skrivas som  $y_{jt} = \beta \omega_{jt} + \varepsilon_{jt}$  medan efterfrågekurvan ges av  $\omega_{jt} = \alpha y_{jt} + \mu_{jt}$ , där  $y_{jt}$  är andelen civilingenjörer i ingenjörstrycken och  $\omega_{jt}$  är relativlönen. Med positivt lutad utbudskurva och negativ lutad efterfrågakurva är  $\beta > 0$  och  $\alpha < 0$ . Vi har då att  $\varepsilon_{jt} \uparrow \rightarrow y_{jt} \uparrow \rightarrow \omega_{jt} \downarrow \rightarrow \text{corr}(\varepsilon_{jt}, \omega_{jt}) < 0$ , vilket innebär en negativ bias i OLS-estimatet av  $\beta$ .

<sup>10</sup> Konsistent med diskussionen i Borusyak m.fl. (2025) bygger vår metod på att "shares" (branschandelar) är exogena i vårt "shift-share"-instrument. Det finns dock fall då det är naturligare att anta att "shifts" är exogena (förändrade lönenivåer nationellt). Identifikation via branschandelar – som vi jobbar med – är dock

I ekonomiska termer syftar vårt Bartik-instrument till att fånga löneförändringar som enbart drivs av regionala efterfrågeskift. Genom att isolera efterfrågeskift blir det möjligt att identifiera hur känsligt det relativa utbudet mot ingenjörskrisen är för relativlöneförändringar; se vidare Bartik (1991) och Stock & Watson (2014).<sup>11</sup>

I samband med de empiriska resultaten redovisar vi flera analyser som sammantaget talar för att vårt Bartik-instrument är giltigt.

### AR-test för statistisk signifikans

Vi följer rekommendationerna i Keane & Neal (2024, 2025) och använder genomgående AR-test (Andersson & Rubin, 1949) i stället för  $t$ -test för att testa om den skattade effekten från relativlönen är statistisk signifikant skild från noll och för att ta fram 95-procentiga konfidensintervall. Andrews m.fl. (2019) och Keane & Neal (2023) visar att vanliga  $t$ -test i många fall leda till felaktiga slutsatser vid IV-regression. De visar att det är kopplat till problem med s.k. "svaga instrument", och att dessa problem ofta kvarstår även om  $F$ -värdet från första steget ligger långt över 10 – den historiskt använda tumregeln för när ett instrument ska betraktas som "starkt". AR-testet och dess konfidensintervall är dock giltigt och har bäst statistisk styrka oavsett värdet på  $F$ -statistikan, d.v.s. oavsett om instrumentet är svagt, starkt eller helt irrelevant (Moreira, 2009; Andrews m.fl., 2019; Keane & Neal, 2023).

### 3.3 Urval av regionala arbetsmarknader

En utmaning i vår analys är att flertalet regionala arbetsmarknader innehåller få personer med en civilingenjörsutbildning. Personer med en civilingenjörsutbildning utgör en begränsad grupp på arbetsmarknaden som i huvudsak återfinns i större städer. Dessutom är den årliga lönestrukturstatistiken en urvalsundersökning för privat sektor, där ca hälften av alla anställda ingår, vilket ytterligare begränsar antalet personer i våra data.

I analysen tas därför enbart regionala arbetsmarknader med där det i data varje år finns minst 100 civilingenjörutbildade i ingenjörskrisen respektive i icke-ingenjörskrisen. Av SCB:s ursprungliga 69 regionala arbetsmarknader ger denna restriktion att 18 stycken finns kvar till vår analys.<sup>12</sup> Dessa regionala arbetsmarknader innehåller dock över 92

---

det naturliga valet när andelarna medför olika stor lokal påverkan från gemensamma nationella löneförändringar; se vidare Goldsmith-Pinkham (2020).

<sup>11</sup> Som exempel, antag att efterfrågan på ingenjörer generellt ökar i byggbranschen, vilket i sin tur driver upp lönerna för ingenjörer i den svenska byggbranschen. Genomsnittslönen för ingenjörskrisen kommer då att öka mer i regioner där en större andel av ingenjörskrisorna återfinns i byggbranschen, allt annat lika. Detta är också vad som fångas av vår Bartik-prediktion av ingenjörslönen. En högre ingenjörslön innebär vidare, allt annat lika, en högre relativlön för ingenjörskrisen drivet av en ökad relativ efterfrågan på ingenjörskrisen. Genom detta skift i den relativa efterfrågan på ingenjörskrisen kan lutningen på den relativa kortsiktiga utbudskurvan på ingenjörskrisen identifieras.

<sup>12</sup> Egentligen återstår 19 regionala arbetsmarknader, men Gävle exkluderas från analysen p.g.a. uppenbara outliers/måtfel i data. Under perioden 2008–2013 och 2016–2019 är andelen yrkesaktiva civilingenjörer i ett ingenjörskris i Gävle mellan ca 46 och 50 procent. Men mellan dessa två perioder sker ett oförklarligt och tillfälligt hopp ned till ca 31 procent (för åren 2014 och 2015). Ingen annan regional arbetsmarknad uppvisar motsvarande oförklarliga och tillfälliga variation i data. Den rimligaste förklaringen till Gävles outliers är någon form av urvalsfel och/eller slumpen.

procent av alla yrkesaktiva civilingenjörsutbildade personer i Sverige. Se bilaga B för detaljerad information om urvalsstorlekar för varje regional arbetsmarknad.

Vi bedömer att restriktionen på minst 100 personer i ingenjör- respektive i icke-ingenjörskyrken utgör en rimlig avvägning mellan mätfel i de variabler som används i IV-regressionen och kravet på tillräckligt många region-observationer till IV-regressionen. Aggregerade variabler som bygger på färre än 100 personer går svårt att ta på allvar. Men högre krav än 100 personer utesluter å andra sidan fler regionala arbetsmarknader och ger färre observationer till IV-regressionen, vilket gör det svårare att erhålla trovärdiga och precisa estimat.

## 4. Resultat

### 4.1 Signifikant positiv effekt av relativlönen

Våra IV-estimat indikerar att relativlönen har en positiv statistiskt och ekonomisk signifikant effekt på yrkesaktiva civilingenjörers benägenhet att arbeta i ett ingenjörsyrke. Det visas i tabell 2 där vi redovisar tre olika IV-skattningar.<sup>13</sup>

Tabell 2 IV-estimat av relativlönens effekt på andelen civilingenjörer i ingenjörsyrke

	[1] IV	[2] IV	[3] IV	[4] OLS
ln(Relativlön)	1,46***	0,99**	1,04***	0,25*
[AR 95% CI]	[0,59; 3,25]	[0,23; 2,24]	[0,26; 2,35]	(0,13)
<b>Första steget</b>				
<i>Bartik-instrument</i>				
ln(Ingenjörslön)	0,67*** (0,19)			
Alt 1 ln(Ingenjörslön)		0,78*** (0,20)		
Alt 2 ln(Ingenjörslön)			0,76*** (0,21)	
År-FE	✓	✓	✓	✓
Region-FE	✓	✓	✓	✓
Region-trend	✓	✓	✓	✓
F-värde 1:a steg	12,2	15,1	13,1	-
R <sup>2</sup>	-	-	-	0,88
Antal obs	216	216	216	216

Anm. Estimaten är för 18 svenska regionala arbetsmarknader och perioden 2008–2019. Beroende variabel är logaritmen av andelen yrkesaktiva civilingenjörer i ingenjörsyrke på regional arbetsmarknad  $j$  år  $t$ . Variabeln  $\ln(\text{Relativlön})$  är logaritmen av genomsnittslönen för civilingenjörer i ingenjörsyrken dividerat med genomsnittslönen för civilingenjörer i icke-ingenjörsyrken, för regional arbetsmarknad  $j$  år  $t$ . I kolumn [1] är denna variabel instrumenterad med en Bartik-prediktion av logaritmen av regional genomsnittslön för civilingenjörer i ingenjörsyrken. I kolumn [2] och [3] används enbart de tre respektive fem branscher med högst Rotenbergvikter för att forma ett alternativt Bartik-instrument. Samtliga IV-estimat är baserade på 2SLS med robusta standardfel. Statistisk signifikans och konfidensintervall baseras på AR-test enligt Finlay m.fl. (2013). År-FE, Region-FE och Region-trend betecknar årsspecifika fixa-effekter, regionspecifika fixa-effekter respektive regionspecifika trender. F-värde är effektiv F-statistika för IV-regressionens första steg enligt Kleibergen & Paap (2007); se Baum m.fl. (2003, 2007). Robusta standardfel inom parantes för första steget och OLS-estimatet i kolumn [4].

\*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

<sup>13</sup> Vi använder genomgående robusta standardfel. På grund av vi endast har 18 regionala arbetsmarknader/kluster använder vi dock inte klustrade standardfel, i enlighet med rekommendationerna i Angrist & Pischke (2009a).

Den första kolumnen i tabell 2 redovisar resultat med Bartik-prediktionen av ingenjörslöner som instrument. Skattningen implicerar att en regional ökning av relativlönen med 1 procent i genomsnitt medför en regional ökning av andelen civilingenjörer i ett ingenjörsyrke med 1,46 procent.<sup>14</sup>

I den andra kolumnen i tabell 2 använder vi i stället ett alternativt instrument, i form av en Bartik-prediktion som endast baseras på de tre branscher som bidrar mest till vår IV-skattning i första kolumnen, nämligen Byggverksamhet, IT-tjänster samt Tillverkning av datorer m.m. Dessa tre branscher har identifierats med metoderna i Goldsmith-Pinkham m.fl. (2020); se vidare bilaga E.<sup>15</sup> Genom att enbart använda dessa branscher i Bartik-prediktionen blir första steget i IV-skattningen starkare vilket ökar sannolikheten för mer precisa skattningar av relativlönens effekt. Resultaten utgör också en indikation på hur känsligt skattningen är för val av alternativa instrument.<sup>16</sup>

Baserat på det alternativa Bartik-instrumentet medför en ökning av relativlönen med 1 procent i genomsnitt en ökning av andelen i civilingenjörer i ingenjörsyrken med 0,99 procent; se kolumn [2] i tabell 2. Skattningen i tredje kolumnen, som istället baseras på de fem viktigaste branscherna, ger en motsvarande effekt på 1,04 procent.<sup>17</sup>

Sammanfattningsvis implicerar IV-skattningarna i tabell 2 att effekten från en ökad relativlön mest sannolikt ligger i intervallet 1–1,5 procent. Notera dock att enligt de 95-procentiga konfidensintervallen kan effekten vara såväl högre som lägre, men som lägst 0,23 procent.

Slutligen är motsvarande OLS-estimat av relativlönens effekt en fjärdedel till en sjuandedel av motsvarande IV-estimat; se sista kolumnen i tabell 2. Det är en stark indikation på att OLS – enligt förväntan – ger underskattningar av relativlönens effekt på civilingenjörers benägenhet att arbeta i ingenjörsyrken. Det är dock värt att notera att trots förväntad negativ bias är OLS-estimatet positivt och statistiskt signifikant på tioprocentnivån. Vi ser det som ytterligare stöd för att det verkligen finns en positiv effekt av den regionala relativlönen på den regionala benägenheten för civilingenjörer att arbeta i ingenjörsyrken.

## 4.2 Känslighetsanalyser stödjer instrumentets giltighet

Vi har gjort flera analyser som sammantaget stödjer Bartik-instrumentets giltighet. Det ger i sin tur stöd till vår slutsats om en positiv kausal effekt från relativlönen till

<sup>14</sup> I termer av effekter av lönebildning kan vårt estimat på 1,46 procent approximativt tolkas som den genomsnittliga effekten som erhålls om ingenjörsyrken under ett år får en procentenhet mer i årlig löneökning än icke-ingenjörsyrken. Som exempel, effekten på 1,46 procent fler i ingenjörsyrken gäller approximativt om ingenjörsyrken under ett år får en löneökning på t.ex. 4 procent och icke-ingenjörsyrken då får en löneökning på 3 procent. Detta då  $\frac{1,04}{1,03} \cdot \frac{\text{ingenjörslön}}{\text{icke-ingenjörslön}} = 1,0097 \cdot \text{relativlön} \approx 1,01 \cdot \text{relativlön}$ , d.v.s. relativlönen ökar med approximativt en procent.

<sup>15</sup> Vi har tagit fram s.k. Rotenbergvikter för varje bransch i Bartik-instrumentet.

<sup>16</sup> Att bryta loss delar av Bartik-prediktionen och använda det som ett alternativt instrument är giltigt eftersom varje branschspecifik del av prediktionen kan ses som ett eget instrument (Goldsmith-Pinkham, 2020).

<sup>17</sup> Här tillkommer de två branscherna "Parti- och detaljhandel samt reparation av motorfordon" och "Tillverkning av basmetaller och metallprodukter, utom maskiner och utrustning". Rotenbergvikterna för dessa två är dock påtagligt lägre än för topp-3; se bilaga D.

civilingenjörers benägenhet att arbeta i ett ingenjörsyrke. Dessa analyser återfinns i bilaga E. Mer specifikt:

1. Instrumentets exogenitet/giltighet kan inte förkastas av statistiskt tester (*J*-test).
2. Instrumentets giltighet kan inte ifrågasättas av regionala heterogena effekter.
3. Det finns inga tecken på att utelämnade variabler gör instrumentet ogiltigt.
4. Det finns inga tecken på att geografisk rörlighet gör instrumentet ogiltigt.

I bilaga F har vi dessutom gjort ytterligare känslighetsanalyser som visar att vår skattade effekt är robust: *i*) vi finner inga tecken på att det krävs mer dynamiska empiriska specifikationer; *ii*) resultaten är inte känsliga för huruvida yrkeskoder för chefer inom IT- och ingenjörsvksamheter klassificeras som ingenjörs- eller icke-ingenjörsyrken; *iii*) slutsatserna kvarstår även om urvalsgränserna för antalet civilingenjörer i ingenjörsyrken respektive icke-ingenjörsyrken höjs från 100 till 200 personer.

### 4.3 Bristen kan bero på otillräcklig löneanpassning

Våra resultat indikerar att en högre relativlön för ingenjörer leder till att fler yrkesaktiva civilingenjörer arbetar i ingenjörsyrken. Givet den långvarigt rapporterade bristen på kvalificerade ingenjörer borde därför rimligen relativlönen för ingenjörer ha ökat över tid. Arbetsgivares konkurrens om ingenjörer ger incitament att erbjuda högre lön och gör det också lättare att rekrytera. Detta följer också från grundläggande nationalekonomiska modeller av utbud och efterfrågan på arbetskraft, i alla fall givet en fungerande marknadsekonomi (t.ex. Björklund m.fl., 2018).<sup>18</sup>

På nationell nivå har vårt mått på relativlönen för ingenjörsyrken dock *inte ökat* utan varit närmast konstant under perioden 2007–2019. Det visas i figur 4.<sup>19</sup> Liknande resultat för en alternativ definition av ingenjörers relativlön och perioden 2000–2014 finns även i Calmfors m.fl. (2016).

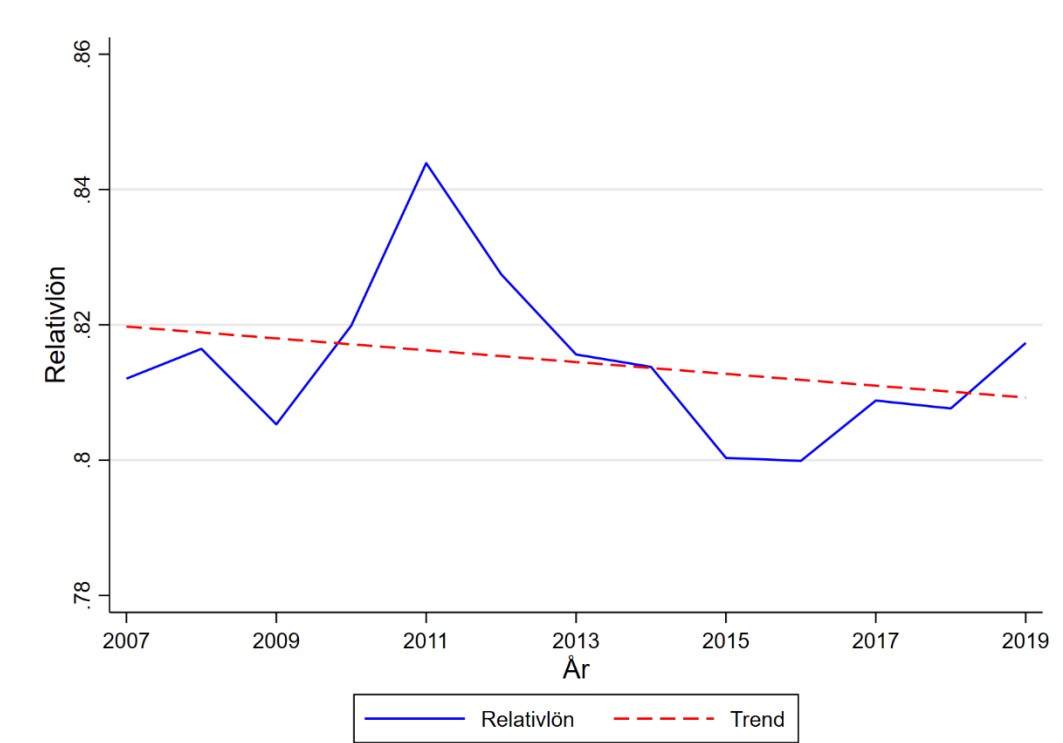
Den konstanta relativlönen i kombination med IV-skattningarna i denna rapport öppnar för att den långvarigt rapporterade bristen på kvalificerade ingenjörer i Sverige *delvis* kan bero på en otillräcklig löneanpassning till förändrade marknadsförhållanden – en förklaring som tidigare även har framförts av Calmfors m.fl. (2016). I grundläggande nationalekonomiska modeller beror "brist" just på att lönen är för låg – arbetsgivarna efterfrågar fler än vad som erbjuds till *gällande lön*; se vidare Tillväxtanalys (2024). Om lönerna i bristyrken då inte ökar relativt andra yrken riskerar bristen att bita sig fast.

---

<sup>18</sup> I modellerna gäller detta oavsett om högre relativlön leder till högre utbud på kort sikt eller ej. Men avsaknaden av högre relativlöner vid brist är rimligen allvarigare ur ett samhällsekonomiskt perspektiv i det fall det hade kunnat leda till ett högre utbud av ingenjörer redan på kort sikt.

<sup>19</sup> Slutsatsen att relativlönen inte har ökat gäller även om vi istället för genomsnittslöner använder en Mincerekvation där vi kontrollerar för ålder.

Figur 4 Löneskillnad mellan civilingenjörer i ingenjörsyrken och i icke-ingenjörsyrken, 2007–2019



*Anm.* Relativlön är definierad som kvoten mellan civilingenjörutbildade personers genomsnittliga lön i ingenjörsyrken och icke-ingenjörsyrken. Uppgifterna är för personer i åldern 27–59 och baseras på hela Sverige. För definitioner på civilingenjörutbildad och ingenjörsyrken, se huvudtexten. Trenden är skattad med OLS och är inte statistiskt signifikant skild från noll.

## 5. Avslutande reflektioner

### Relativlönen tycks ha betydelse för civilingenjörernas yrkesval

Resultaten i denna rapport indikerar att höjd relativlön för ingenjörer har *potential* att redan på kort sikt *bidra* till att motverka den rapporterade bristen på högkvalificerade ingenjörer i Sverige. Vår analys visar att ökad relativlön på en regional arbetsmarknad under perioden 2008–2019 medförde att proportionellt fler av de yrkesaktiva personerna med en civilingenjörsutbildning också arbetade som ingenjörer. Effekten var ekonomiskt betydande: om relativlönen för ingenjörsyrken ökade med 1 procent medförde det 1–1,5 procents ökning i civilingenjörernas benägenhet att arbeta som ingenjör redan under samma år.

Våra skattade effekter kan ungefär översättas till att ytterligare ca 580 kronor i bruttomånadslön för ingenjörsyrken, allt annat lika, inkl. konstanta löner i andra yrken, skulle kunna ge svenska arbetsgivare tillgång till minst 490 fler högkvalificerade ingenjörer.<sup>20</sup> Det ökade utbudet av ingenjörer följer av att 490 fler personer med en civilingenjörsutbildning då förväntas välja att arbeta som ingenjör, snarare än som något annat.

I dag arbetar endast 6 av 10 utbildade civilingenjörer som ingenjör – trots den rapporterade bristen på ingenjörskompetens. Våra resultat indikerar därmed att höjd relativlön kan vara ett sätt att öka denna siffra. Trots detta har den svenska relativlönen för ingenjörsyrken inte ökat under 2000-talet. Det tyder på att bristande löneanpassning till marknadens signaler kan vara en bidragande orsak till kompetensbristen.

Våra resultat pekar därmed på att en mer konkurrenskraftig lönebildning för ingenjörsyrken kan vara ett viktigt verktyg för att öka yrkets attraktivitet och öka tillgången på ingenjörskompetens i svensk ekonomi. Kompetens som, enligt tidigare forskning, är central för innovationer och en god långsiktig ekonomisk tillväxt.

### Önskvärt med mer uppmärksamhet kring koppling mellan relativlöner och brist

I den svenska offentliga eller politiska debatten lyfts sällan relativlönerna som en orsak till den rapporterade bristen på ingenjörer – eller sådana framförda argument har åtminstone svårt att få fäste.<sup>21</sup> Eller med nationalekonomens ord, det lyfts sällan vilka ytterligare löneincitament som behövs för att fler ingenjörsutbildade ska välja ett

---

<sup>20</sup> De angivna siffrorna är approximativa och under antagande om "allt annat lika". Uträkningen och använda siffror baseras enbart på de 18 regionala arbetsmarknader som ingår i vår skattning. Våra estimat av relativlönens effekt ligger i intervallet 1–1,5 procent. Om vi använder det lägsta värdet i intervallet innebär det att en procents ökning av relativlönen medför att andelen civilingenjörer i ingenjörsyrken också ökar med en procent. En procent mer i lön för ingenjörsyrken, allt annat lika, inkl. konstanta löner i andra yrken, höjer relativlönen med en procent. I våra data för 2019 är den genomsnittliga månadslönen för civilingenjörer i ingenjörsyrken 50 199 kronor. Baserat på Medlingsinstitutets (2025) statistik för genomsnittliga årliga löneökningar i ekonomin motsvarar det en månadslön 2025 på 58 231 kronor (50199\*1,16). En ökning av denna lön med en procent motsvarar därmed ca 580 kronor (0,01\*58231=582). I våra data är 49 324 civilingenjörer i ingenjörsyrken år 2019, motsvarande 58,7 procent av alla yrkesaktiva civilingenjörer. En ökning av denna andel med 1 procent ger då att antalet civilingenjörer i ingenjörsyrke ökar med ca 490 personer (49324\*0,01=493).

<sup>21</sup> Däremot lyfts ofta fler utbildningsplatser som en lösning på ingenjörbristen; se Höij (2017), Innovationsföretagen (2017) och Teknikföretagen (2023). Denna lösning har dock enligt Riksrevisionen (2021) begränsat empiriskt stöd när det kommer till just ingenjörer.

ingenjörsyrke, eller för den delen för att fler ungdomar ska välja att påbörja och slutföra en civilingenjörsutbildning.<sup>22</sup>

Resultaten i denna rapport pekar dock mot att debatten och politiken i högre grad bör rikta blicken mot en potentiellt bättre fungerande lönebildning som ett medel för att motverka ingenjörbristen. Om vi har långvarig brist på ingenjörer till följd av ihållande obalans mellan utbud och efterfrågan på arbetsmarknaden innebär det att felaktiga relativlöner – i termer av otillräcklig marknadsanpassning – sannolikt är en av grundorsakerna till den långvariga bristen.

Vår slutsats är *inte* att den nuvarande svenska lönebildningen i stort fungerar dåligt. Det råder bred enighet om att industriavtalet och den samordnade lönebildningen har bidragit till makroekonomisk stabilitet under 2000-talet (t.ex. Calmfors, 2017; Wennemo, 2024). Däremot har avsaknaden av relativlöneökningar för bristyrken redan tidigare lyfts som ett potentiellt samhällsekonomiskt problem med den nuvarande svenska lönebildningen (Calmfors m.fl., 2016; Calmfors, 2017).

### **Regeringen kan ge uppdrag för bättre kunskapsunderlag**

Regeringen skulle kunna ge ett tydligt uppdrag till en myndighet att kontinuerligt analysera om utvecklingen av yrkes-relativlönerna är i linje med förändrade marknadskrafter. Genom ett sådant oberoende kunskapsunderlag kan det blir lättare för parterna att utgå från en gemensam verklighetsbild när det gäller samband mellan relativlöner och bristyrken. Och att enas kring vart lönerna potentiellt behöver höjas. Ett alternativ, som tidigare föreslagits av Calmfors m.fl. (2019), är att parterna själva utser en oberoende balansnämnd med experter som ger rådgivning om var på arbetsmarknaden lönerna är för låga.

### **Framtida forskning kan ge ytterligare kunskap**

Slutligen ska det betonas att våra empiriska resultat utgör en första av förhoppningsvis flera framtida utvärderingar av kopplingen mellan relativlöner och ingenjörbrist. Vår utvärdering bygger även på begränsade data. Alternativa data och metoder kan naturligtvis leda till andra resultat och slutsatser.

Det som dock talar för att våra resultat är rimliga är att de i stort är konsistenta med tidigare forskning om hur lön påverkar yrkesval, exempelvis för personer med en lärarutbildning (Falch, 2011; Grönqvist m.fl., 2022). Forskning från USA pekar också på att utbildade ingenjörers karriärval är känsliga för löneincitament (Salzman m.fl., 2013; Hunt, 2016; Gilmartin m.fl., 2018).

En naturlig framtida förlängning av denna studie är att basera de ekonometriska skattningarna på individdata och individspecifika mått på potentiella förtjänstmöjligheter i ingenjör- och icke-ingenjörsyrken. Det kan öppna för mer precisa skattningar. Det skulle även möjliggöra separata analyser för olika grupper av civilingenjörer och ingenjörsyrken.

---

<sup>22</sup> Baserat på USA-data finner Freeman (1986), Ryoo & Rosen (2004) och Lynn m.fl (2018) att beslutet att utbilda sig till ingenjör är känsligt för skillnaden mellan ingenjörers löner och löner för andra högutbildade yrkesgrupper.

Den här rapporten har inte undersökt vilka typer av flöden som ligger bakom den relativt låga andelen civilingenjörer som arbetar inom ingenjörsvetenskapen. Är det t.ex. vanligt att nyexaminerade civilingenjörer direkt väljer bort ingenjörsvetenskapen, eller är det främst äldre personer som lämnar ingenjörsvetenskapen? Finns det förändringar i dessa flöden över tid? För att komplettera denna studie planerar Tillväxtanalys att i en nära framtid återkomma med studier som delvis även belyser denna typ av frågor.

## Referenser

- Almega (2022). Bara varannan ingenjörstudent tar examen. *Svenska Dagbladet*, debattinlägg, <https://www.svd.se/a/eE39eK/bara-varannan-ingenjorsstudent-tar-examen-skriver-almega-med-flera> [hämtad 2025-04-08].
- Andersson F & Håkansson M (2020). Stanna eller flytta – hur viktigt är ett jobb? *Ekonomisk Debatt* 2/2020, 14–23.
- Andersson T & Rubin H (1949). Estimators for the Parameters of a Single Equation in a Complete Set of Stochastic Equations. *Annals of Mathematical Statistics* 21, 570–582.
- Andrews I, Stock J & Sun L (2019). Weak Instruments in Instrumental Variables Regression: Theory and Practise. *Annual Review of Economics* 11, 727–753.
- Angrist J & Kolesár M (2024). One Instrument to Rule them All: The Bias and Coverage of Just-ID IV. *Journal of Econometrics* 240, 105398.
- Angrist J & Pischke J-S (2009a). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Angrist J & Pischke J-S (2009b). A note on Bias in Just Identified IV with Weak Instruments. Mimeo, London School of Economics.
- Barth E, Davis J, Freeman R & Wan A (2018). The Effects of Scientists and Engineers on Productivity and Earnings at the Establishment Where They Work. I Freeman R & Lazman H (red.). *U.S. Engineering in a Global Economy*. Chicago: University of Chicago Press.
- Bartik T (1991). *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?* Kalamazoo: Upjohn Institute for Employment Research.
- Baum C, Schaffer M & Stillman S (2003). Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *Stata Journal* 3, 1–31.
- Baum C, Schaffer M & Stillman S (2007). Enhanced routines for instrumental variables/generalized method of moments estimation and testing. *Stata Journal* 7, 465–506.
- Björklund A, Bengtsson M, Edin P-A, Fredriksson P, Holmlund B, Svanberg H & Wadensjö E. (2018) *Arbetsmarknadsekonomi: ett särtryck*. Lund: Studentlitteratur AB.
- Blanchard O & Katz L (1992). Regional Evolutions, *Brookings Papers on Economic Activity* 1:1992, 1–75.
- Borusyak K, Hull P & Jaravel X (2025). A Practical Guide to Shift-Share Instrument. *Journal of Economic Perspectives* 39, 181–204.
- Breuer M (2022). Bartik Instruments: An Applied Introduction. *Journal of Financial Reporting* 7, 49–67.
- Cahuc P, Carcillo S & Zylberberg A (2014), *Labor Economics*. Cambridge: MIT Press.

- Calmfors L, Danielsson P, Kolm A-S, Pekkarinen T & Skedinger P (2016). *Arbetsmarknadsekonometisk rapport – Dags för större lönespridning?*. Stockholm: Arbetsmarknadsekonometiska rådet.
- Calmfors L, Ek S, Kolm A-S, & Skedinger P (2019), *Kollektivaavtal och lönebildning i en ny tid*. Stockholm: Dialogos förlag.
- Dagens industri (2020). Ingenjörbristen är en myt – men matematiken svajar. *Dagens industri*, <https://www.di.se/nyheter/ingenjorsbristen-ar-en-myt-men-matematiken-svajar/> [hämtad 2025-03-25].
- Deming D & Noray K (2020). Earnings Dynamics, Changing Job Skills, and STEM Careers. *Quarterly Journal of Economics* 135, 1965–2005.
- Erdman V & Schuman T (2010). European Engineering Report. Rapport, German Economic Institute.
- European Parliament (2015). Encouraging STEM Studies for the Labour Market. Study for the EMPL Committee.
- Eurostat (2008). NACE Rev. 2: Statistical Classification of Economic Activities in the European Community. Eurostat Methodologies and Working Papers.
- Falch T (2011). Teacher Mobility Responses to Wage Changes: Evidence from a Quasi-Natural Experiment. *American Economic Review* 101, 460–465.
- Finlay K & Magnusson L (2009). Implementing Weak-Instrument Robust Tests for a General Class of Instrumental-Variables Models. *Stata Journal* 9, 398–421.
- Finlay, F, Magnusson L & Schaffer M (2013). WEAKIV: Stata module to perform weak-instrument-robust tests and confidence intervals for instrumental-variable (IV) estimation of linear, probit and tobit models. Statistical Software Components S457684, Boston College Department of Economics, revised 18 Oct 2016.
- Freeman R (1986). Demand for Education. I Ashenfelter O & Layard R (red.). *Handbook of Labor Economics Vol 1*. Amsterdam: Elsevier Science B.V.
- Gilmartin S, lising anonio a, Brunhaver S, Chen H & Sheppar S (2018). Career Plans of Undergraduate Engineering Students: Characteristics and Contexts. I Freeman R & Lazman H (red.). *U.S. Engineering in a Global Economy*. Chicago: University of Chicago Press.
- Goldsmith-Pinkham P, Sorkin I & Swift H (2020). Bartik Instruments: What, When, Why, and How. *American Economic Review* 110, 2586–2624.
- Grönqvist E, Hensvik L & Thoresson A (2022). Teacher Career Opportunities and School Quality. *Labour Economics* 77, 101997.
- Hedin G & Tegsjö B (2006). Lokala arbetsmarknader – egenskaper, struktur och utveckling. SCB IAM 2006:1.
- Helper S & Kuan J (2018). What Goes On under the Hood? How Engineers Innovate in the Automotive Supply Chain. I Freeman R & Lazman H (red.). *U.S. Engineering in a Global Economy*, Chicago: University of Chicago Press.

- Hunt J (2016). Why do Women Leave Science and Engineering?. *Industrial and Labor Relations Review* 69, 199–226.
- Höij, M (2017). Näringslivet skriker efter fler ingenjörer. *Svenska Dagbladet*, debattinlägg, <https://www.svd.se/a/PVkJ/naringslivet-skriker-efter-fler-ingenjorer> [hämtad 2025-03-25].
- Innovationsföretagen (2017). Arbetsmarknaden talar sitt tydliga språk – vi behöver fler ingenjörer. Blogginlägg, <https://www.innovationsforetagen.se/2017/10/arbetsmarknaden-talar-sitt-tydliga-sprak-vi-behover-fler-utbildade-ingenjorer/> [hämtad 2025-03-25].
- Karbownik K & Martinson S (2014). Svenska högstadie- och gymnasielärares rörlighet på arbetsmarknaden. IFAU rapport 2014:11.
- Keane, M & Neal T (2023). Instrument Strength in IV Estimation and Inference: A Guide to Theory and Practise. *Journal of Econometrics* 235, 1625–1653.
- Keane, M & Neal T (2024). A Practical Guide to Weak Instruments. *Annual Reviews of Economics* 16, 185–212.
- Keane, M & Neal T (2025). Robust Inference for the Frisch Labor Supply Elasticity. *Journal of Labor Economics* (kommande).
- KTH (2025). Civilingenjör på KTH. Studieinformation, <https://www.kth.se/utbildning/civilingenjor/civilingenjor-pa-kth-1.691> [hämtad 2024-12-13].
- Kleibergen F & Paap R (2007). Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition. *Journal of Econometrics* 133, 97–126
- Kolk M (2019). Period and Cohort Measures of Internal Migration. *Population* 3, 333–350.
- Konjunkturinstitutet (2025). Konjunkturbarometern januari 2025. <https://www.konj.se/publikationer/konjunkturbarometern/konjunkturbarometern/2025-01-30-forsvagat-stamningslage-i-industrin.html> [hämtad 2025-04-10].
- Lundholm E (2007). Are Movers Still the Same? Characteristics of Interregional Migrants in Sweden 1970–2001. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie* 98, 336–348.
- Lynn L, Salzman H & Kuehn D (2018). Dynamics of Engineering Labor Markets: Petroleum Engineering Demand and Responsive Supply. I Freeman R & Lazman H (red.). *U.S. Engineering in a Global Economy*. Chicago: University of Chicago Press.
- Medlingsinstitutet (2025). Konjunkturlönestatistik: Faktiska löner efter bransch per år och månad, <https://www.mi.se/lonestatistik/konjunkturlonestatistik/> [hämtad 2025-04-02].
- Maloney W & Caicedo F (2022). Engineering Growth. *Journal of the European Economic Association* 20, 1554–1594.
- Moreira M (2009). Tests with Correct Size when Instruments can be Arbitrarily Weak. *Journal of Econometrics* 152, 131–40.
- Murphy K, Shleifer A & Vishny R (1991). The Allocation of Talent: Implications for Growth. *Quarterly Journal of Economics* 106, 503–530.

- Riksrevisionen (2021). Riktade utbyggnadsuppdrag till universitet och högskolor – regeringens styrning genom utformning och uppföljning. RiR 2021:1.
- Ryoo J & Rosen S (2004). The Engineering Labor Market. *Journal of Political Economy* 112, 110–140.
- Salzman H, Kuehn D & Lowell L (2013). Guestworkers in the High-Skill U.S. Labor Market: An Analysis of Supply, Employment, and Wage Trends. Briefing Paper 359, Economic Policy Institute.
- SCB (2012). Standard för svensk yrkesklassificering 2012. MIS 2012:1.
- SCB (2025). Arbetsgivares bedömning av tillgången på arbetssökande efter yrkeserfarenhet och utbildning. Statistikdatabasen, [https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START\\_UF\\_UF0505/UF0505T02/](https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_UF_UF0505/UF0505T02/) (hämtad 2025-03-23).
- Stock J & Watson M (2015). *Introduction to Econometrics*. Harlow: Pearson Education
- Teknikföretagen (2023). Ont om ingenjörer i ingenjörlandet Sverige. Rapport.
- Tillväxtanalys (2023). Företagsstöd under pandemin – lärdomar inför framtida krisen. PM 2023:01.
- Tillväxtanalys (2024). Arbetskrafts- och kompetensbrist – En kunskapsöversikt. Rapport 2024:01.
- Tillväxtverket (2022). Flöden av digital spetskompetens. Rapport 2022:1.
- Wennemo I (2024). Parterna närmar sig nästa avtalsrörelse från en styrkeposition. Blogginlägg, <https://www.mi.se/nyheter/2024/parterna-narmar-sig-nasta-avtalsrorelse-fran-en-styrkeposition/> [hämtad 2025-04-28].
- Winters J (2014). STEM Graduates, Human Capital Externalities, and Wages in the U.S. *Regional Science and Urban Economics* 48, 190–198.

# Bilagor

## A. Yrkeskoder och arbetsuppgifter för ingenjörskrisen

Baserat på svensk yrkesklassificering enligt SSYK 2012 ingår följande yrkeskategorier i vår definition av "ingenjörskrisen":

- **Civilingenjörskrisen** (kod 214), vilket är en yrkesgrupp där det krävs fördjupad högskolekompetens. Beskrivningen i SCB (2012) kan förkortat sammanfattas som att person i dessa yrken arbetar med att leda, utveckla, planera och optimera tekniska processer, produkter och system inom olika branscher. De fokuserar på innovation, kvalitet, säkerhet och effektivisering för att lösa tekniska och samhällsliga utmaningar.
- **Ingenjörer och tekniker** (kod 311), vilket är en yrkesgrupp med krav på högskolekompetens. Yrken i denna grupp har, jämfört med civilingenjörskrisen, en mer operativ och praktisk roll som inkluderar planering, övervakning och genomförande av tekniska lösningar, underhåll och reparationer.
- **IT-arkitekter, systemutvecklare och testledare m.fl.** (kod 251), vilket är en yrkesgrupp med krav på fördjupad högskolekompetens. Personer i dessa yrken planerar, analyserar, designar, utvecklar, testar och programmerar IT-system samt interaktiva lösningar. De arbetar även med att säkerställa funktionalitet, säkerhet och kvalitet.
- **Drift-, support- och nätverkstekniker m.fl.** (kod 351), vilket är en yrkesgrupp med krav på högskolekompetens. Yrken i denna grupp har, jämfört med IT-arkitekter ovan, fokus på att säkerställa att dagens system och utrustning fungerar.

Av de personer som vi 2019 definierar vara i ett ingenjörskris kommer ca 45 procent från SSYK-koden för "Civilingenjörskrisen", ca 36 procent från "IT-arkitekter, systemutvecklare och testledare m.fl.", 16 procent från "Ingenjörer och tekniker" samt endast ca 2 procent från "Drift-, support- och nätverkstekniker m.fl.". Siffrorna är likvärdiga för övriga år.

Ur ett tillväxt- och innovationsperspektiv kan det diskuteras om "Ingenjörer och tekniker" samt "Drift-, support- och nätverkstekniker m.fl." borde ingå i vår analys, eftersom de inte har samma fokus på utveckling och innovation. I praktiken är dock sannolikt ofta svårt att i klassificeringen skilja mellan dessa två kategorier och de andra två mer innovationsinriktade yrkeskategorierna.

År 2014 ändras yrkesklassificering i lönestrukturstatistiken i och med att SCB bytte från SSYK 96 till SSYK 2012. De koder i SSYK 96 som vi använder för att definiera ett ingenjörskris innan 2014 är:

- **Dataspecialister** (kod 213)
- **Civilingenjörer och arkitekter m.m.** (kod 214, exklusive koderna 2141 Arkitekter och stadsplanerare" och 2148 "Lantmätare")
- **Ingenjörer och tekniker** (kod 311, exklusive kod 3111 "Laboratorieingenjörer")
- **Datatekniker och dataoperatörer** (kod 312)

Med denna klassificering blir det närmast en 1:1 översättning mellan vår breda definition av "ingenjörssyrken" baserat på SSYK 2012 och motsvarande definition baserat på SSYK 96; se vidare SCB (2012) för detaljer kring översättning mellan koderna.

Ett fåtal detaljerade ingenjörssyrken och icke-ingenjörssyrken i SSYK 96 slås dock ihop till ett icke-ingenjörssyrke i SSYK 2012, vilket gör det omöjligt att få en fullständig 1:1 översättning. Dessa yrkeskoder berör dock endast ca en halv procent av individerna med en civilingenjörsutbildning.

Följande icke-ingenjörskoder i SSYK 2012 är delade mellan ingenjör- och icke-ingenjörssyrken i SSYK 96 (givet vår breda definition av ingenjörssyrken): 2181 "Arbetsmiljöingenjörer, yrkes- och miljöhygieniker", 2182 "Miljö och hälsoskyddsinspektörer", 3121 "Arbetsledare inom bygg, anläggning och gruva", samt 3122 "Arbetsledare inom tillverkning". Individer som innehar en civilingenjörsutbildning (det vill säga hela vårt slutliga urval) och återfinns i dessa yrkeskoder i SSYK 2012 har vi därför valt att klassificera som att de arbetar i ett ingenjörssyrke. En indikation på att detta är ett acceptabelt sätt att översätta koder ges av frånvaron av uppenbara tidsseriebrott i figur 1, det vill säga i andelen personer som befinner sig i ett ingenjörssyrke från 2013 till 2014.

I bilaga F finns vidare känslighetsanalyser som baseras på en alternativ definition av "ingenjörssyrken", genom att vi då även inkluderar vissa chefsyrken. Denna alternativa definition leder inte till några förändrade slutsatser från vår analys.

## B. Regionala arbetsmarknader och urvalsstorlekar

Tabell B1 listar våra 18 regionala arbetsmarknader och urvalsstorlekarna på individnivå 2007 och 2019. I praktiken är de minsta urvalen under ett enstaka år 140 personer i ingenjörssyrke och 138 personer i icke-ingenjörssyrke. Antalet personer i urvalet ökar över tid för att vara ca 10–30 procent högre 2019 jämfört med 2007.

Tabell B1: Urvalsstorlekar 2007 (2019) för yrkesaktiva civilingenjörer, 27–59 år

Regional arbetsmarknad	Civilingenjörsutbildning	Ingenjörssyrke	Ej ingenjörssyrke
Kristianstad-Hässleholm	291 (337)	140 (157)	151 (180)
Växjö	315 (362)	171 (202)	144 (160)
Borås	323 (358)	183 (177)	140 (181)
Karlskrona	369 (426)	231 (278)	138 (148)
Eskilstuna	450 (499)	241 (242)	209 (257)
Falun-Borlänge	475 (516)	255 (270)	220 (246)
Umeå	506 (672)	262 (389)	244 (283)
Örebro	563 (759)	308 (431)	255 (328)
Sundsvall	534 (631)	313 (388)	221 (243)
Jönköping	614 (752)	324 (392)	290 (360)
Karlstad	540 (626)	329 (362)	211 (262)
Norrköping	634 (898)	413 (493)	221 (405)
Luleå	859 (977)	449 (534)	410 (443)
Västerås	1 389 (1 590)	855 (968)	534 (622)
Linköping	1 994 (2 891)	1 345 (1864)	649 (957)
Malmö-Lund	5 149 (6 912)	3 085 (4241)	2 064 (2 671)
Göteborg	9 243 (12 227)	6 005 (7 892)	3 238 (4 335)
Stockholm-Solna	18 093 (25 568)	9 821 (14 211)	8 272 (11 357)

Anm. Tabellen anger antal yrkesaktiva personer i mikrodata för år 2007 respektive år 2019 (i parentes) med en civilingenjörsutbildning. Detta är sen uppdelat på antalet i ingenjörssyrken respektive i ej ingenjörssyrken.

## C. Empirisk modell och metod

### Strukturell modell

Vår huvudmodell i analysen (den strukturella modellen) är

$$(1) \quad \ln(y_{jt}) = \beta \ln(R_{jt}) + \alpha_j + \delta_j t + \alpha_t + \varepsilon_{jt},$$

där  $y_{jt}$  är andelen av de yrkesaktiva civilingenjörerna på regional arbetsmarknad (LA-region)  $j$  som år  $t$  arbetar i ingenjörsyrken. Denna skapas enligt

$$(2) \quad y_{jt} = \frac{L_{jt}^{ing}}{L_{jt}^{ing} + L_{jt}^{ejing}},$$

där  $L_{jt}^{ing}$  är antalet civilingenjörsutbildade personer på regional arbetsmarknad  $j$  som år  $t$  är sysselsatta i ingenjörsyrken;  $L_{jt}^{ejing}$  är motsvarande för icke-ingenjörsyrken.

Variabel  $\ln(R_{jt})$  är tänkt att fånga civilingenjörers genomsnittliga förtjänstmöjligheter i ingenjörsyrken relativt icke-ingenjörsyrken på regional arbetsmarknad  $j$  år  $t$ . Låt  $\bar{w}_{jt}^{ing}$  beteckna genomsnittslönen för civilingenjörer i ingenjörsyrken på regional arbetsmarknad  $j$  år  $t$  och  $\bar{w}_{jt}^{ejing}$  motsvarande genomsnittslön för civilingenjörer i icke-ingenjörsyrken. Vi definierar då  $\ln(R_{jt})$  enligt

$$(3) \quad \ln(R_{jt}) = \ln\left(\frac{\bar{w}_{jt}^{ing}}{\bar{w}_{jt}^{ejing}}\right) = \ln(\bar{w}_{jt}^{ing}) - \ln(\bar{w}_{jt}^{ejing}).$$

I ekvation (1) ingår även kontrollvariabler i form av regionspecifika fixa-effekter ( $\alpha_j$ ) och regionspecifika trender ( $\delta_j t$ ) samt generella års-fixa-effekter ( $\alpha_t$ ). Slutligen är  $\varepsilon_{jt}$  residualen.

### Bartik-instrument

OLS-estimat av  $\beta$  kommer att vara biased till följd av simultan kausalitet. Biasen förväntas vara negativ. Enligt grundläggande teori bestäms löner och sysselsättning på en regional arbetsmarknaden av både ett positivt utbudssamband (som dock kan vara okänt för löner på kort sikt) och ett negativt efterfrågesamband, medan vi enbart önskar skatta ett utbudssamband.<sup>23</sup>

För att undvika simultan kausalitetsbias estimerar vi modellen i (1) med IV-regression. Ekvation (3) implicerar att Bartik/shift-share-prediktioner för  $\ln(\bar{w}_{jt}^{ing})$  och/eller  $\ln(\bar{w}_{jt}^{ejing})$  är potentiella instrument för  $\ln(R_{jt})$ .

Det visar sig dock att enbart Bartik-prediktionen av  $\ln(\bar{w}_{jt}^{ing})$  innehåller användbar information om  $\ln(R_{jt})$ , d.v.s. enbart denna är tydligt korrelerad med relativlönen; se nedan och bilaga D. Av det skälet använder vi i huvudanalysen enbart Bartik-prediktionen för ingenjörsyrken som instrument.

<sup>23</sup> Det finns också simultan kausalitetsbias om ett förändrat in- eller utflödet till ingenjörsyrken systematiskt drivs av personer med lägre eller högre löner. Detta eftersom den regionala relativlönen i (3) empiriskt behöver beräknas för varje år med tillgängliga data.

## Bartik-prediktion för ingenjörslöner

Bartik-prediktionen för logaritmen av ingenjörslöner som används som instrument skapas enligt

$$(4) \quad B\_ln(\bar{w}_{jt}^{ing}) = \sum_{k=1}^K z_{kj} \cdot \ln(\bar{w}_{kt,lou}^{ing}).$$

Alla uträkningar för att skapa (4) baseras enbart på personer med en civilingenjörsutbildning som arbetar i ingenjörstrycken. Andelen och antalet personer med en civilingenjörsutbildning i icke-ingenjörstrycken påverkar därför inte uträkningen av (4).

Den fixa parametern/vikten  $z_{kj}$  i (4) anger andelen av alla ingenjörstrycken på regional arbetsmarknad  $j$  som återfinns i bransch  $k$  år 2007 (ett år innan vår regressionsperiod börjar). Vikterna  $z_{kj}$  summerar till ett inom varje regional arbetsmarknad. Som ett förenklat exempel på hur vikterna  $z_{kj}$  skapas, antag att det finns tre branscher i region  $j$  i form av A, B och C. Antag vidare att det finns 100 personer med en civilingenjörsutbildning som arbetar i ett ingenjörstrycke år 2007, varav 20 arbetar i bransch A, 30 i bransch B och 50 i bransch C. Vi får då  $z_{A1} = 0,2$ ,  $z_{B1} = 0,3$  och  $z_{C1} = 0,5$ .

Den tidsvarierande variabeln  $\bar{w}_{kt,lou}^{ing}$  är genomsnittslönen för samtliga i Sverige med en civilingenjörsutbildning som år  $t$  arbetar i ingenjörstrycken i bransch  $k$ , men med individerna i region  $j$  exkluderade från beräkningen (*lou*="leave-one-out"); se vidare Goldsmith-Pinkham m.fl. (2020).

Indelningen i branscher i Bartik-prediktionerna görs enligt NACE Rev 2 "intermediate aggregation"; se Eurostat (2008, s 44). Indelningen ger 36 olika branscher och är därmed en mer detaljerad version av SNI-indelningen på bokstavs nivå men mindre detaljerad än SNI-koder på tvåsifvernivå. Framförallt är tillverkningsindustri uppdelat i 13 grupper i stället för enbart en grupp på bokstavs nivå. En finare uppdelning av tillverkningsindustrin motiveras av att denna bransch dominerar bland ingenjörstrycken då den innehåller nästan 40 procent av alla civilingenjörer i ingenjörstrycken år 2007. Det är nästan dubbelt så mycket som i den näst största ingenjörstrycken på bokstavs nivå (informations- och kommunikationsverksamhet, vilken även den delas upp i tre finare grupper än på bokstavs nivå).

För att få variation mellan regioner och över tid är det fördelaktigt att ha en så detaljerad branschuppdelning som möjligt i Bartik-prediktionen. Men en för detaljerad uppdelning ger samtidigt större mätfel för den lokala branschammansättningen till följd av våra begränsade urvalsstorlekar. Av detta skäl bedöms den valda indelningen vara en bra avvägning mellan detaljnivå och mätfel när det kommer till ingenjörslöner.<sup>24</sup>

Ur ett ekonomiskt perspektiv syftar vårt Bartik-instrument till att isolera regionala löneförändringar som enbart drivs av regionala efterfrågeförändringar på arbetskraft. Denna typ av användande av Bartik-instrument härrör från den omfattande litteraturen som började med Bartik (1991) och Blanchard & Katz (1992).

<sup>24</sup> Estimat där instrumenten baseras på en mer detaljerad branschindelning visas i bilaga E.3.

## Instrumentets giltighet

Ett giltigt instrument måste uppfylla två krav. För det första ska den vara okorrelerad med residualen i (1), d.v.s. vara exogen. Detta är inte direkt testbart, men kan delvis undersökas via olika analyser. För det andra behöver instrumentet vara tillräckligt starkt korrelerat med relativlönen för att erhålla identifikation i första steget av IV-regressionen. Detta är testbart och diskuteras vidare nedan i samband med AR-test samt i samband med resultaten från den empiriska analysen.

Goldsmith-Pinkham m.fl. (2020) visar att vår Bartik-prediktion av ingenjörslöner kommer vara exogen om den regionala historiska (år 2007) branschammansättningen av ingenjörssyrken ( $z_{kj}$ ) inte är korrelerad med residualen i (1). Notera att det tillåter att den historiska regionala branschammansättningen är korrelerad med *nivån* på den regionala andelen civilingenjörer i ingenjörssyrken. Detta eftersom vi kontrollerar för regionspecifika effekter i vår empiriska modell. Förändringar av andelen i ingenjörssyrken som är gemensamma för alla regioner är inte heller något problem, eftersom detta fångas av våra årsspecifika effekter. Olika regionala trender i andelen civilingenjörer i ingenjörssyrken som är korrelerade med den historiska branschammansättningen är inte heller problematiskt, eftersom vi kontrollerar för regionspecifika trender i regressionen. Vårt instrument blir dock ogiltigt om det finns en tydlig korrelation mellan den historiska branschammansättningen och *förändringar i förändringen* av andelen civilingenjörer i ingenjörssyrke.

I bilaga E gör vi ett flertal analyser som sammantaget ger stöd åt uppfattningen att vårt instrument är exogent.

## Svaga instrument och AR-test

I vissa av våra känslighetsanalyser har vi "svaga instrument", i termer av att  $F$ -värdet för första steget understiger 10 – en ofta använd (men ifrågasatt) tumregel för när ett instrument ska räknas som svagt. Svaga instrument innebär att vanliga standardfel/ $t$ -test riskerar att inte vara pålitliga och att det därför inte går att trovärdigt skapa konfidensintervall för det sanna värdet på  $\beta$  i (1).

Enligt Andrews m.fl. (2019) och Keane & Neal (2023) kan dock vanliga  $t$ -test från IV-regressioner systematiskt kan ge felaktiga slutsatser även vid betydligt högre  $F$ -värden än 10. Keane & Neal (2023) visar dessutom att problemen i vissa fall kan kvarstå även vid väldigt höga  $F$ -värden, som tre- eller fyrsiffriga värden.

I våra analyser följer vi därför rekommendationerna i Andrews m.fl. (2019) och Keane & Neal (2024, 2025) och använder AR- och CLR-test i stället för  $t$ -test för att dra slutsatser om IV-estimatens statistiska signifikans. Dessa test och dess konfidensintervall är giltiga oavsett om instrumentet är svagt, starkt eller helt irrelevant.

Vår huvudsakliga modell har ett instrument och en instrumenterad variabel, s.k. "just-identified IV" (just ID-IV). I detta fall använder vi AR-test (Andersson & Rubin, 1949) (2024). I dessa fall är AR-testet "uniformly most powerfull median unbiased" (Moreira, 2009), vilket i praktiken innebär att det har bättre styrka (bättre förmåga att förkasta en falsk nollhypotes) än alla andra giltiga (unbiased) test. I de fall vi har fler instrument än instrumenterade variabler ("överidentifierade modeller") använder vi Kleinbergens (2005) utbyggda CLR-test. Liksom AR-testet är CLR-testet giltigt vid svaga instrument

men har bättre styrka vid överidentifierade modeller. Se vidare översikten och rekommendationerna i Keane & Neal (2024, 2025) för mer ingående motivering till dessa val vid just-ID-IV och överidentifierade modeller.<sup>25</sup>

Notera att vid våra just-ID-IV (ett instrument och en instrumenterad variabel) och 2SLS kommer vår punktskattning av hur relativlönen påverkar andelen i ett ingenjörsyrke (punkttestimatet av  $\beta$ ) vara approximativt giltiga/konsistenta ("approximately median unbiased") även med ett svagt instrument (Angrist & Pischke, 2009a,b; Keane & Neal, 2023, Angrist & Kolesár, 2024). I de fall vi har fler instrument gäller dock inte detta när 2SLS används. Även här följer vi därför rekommendationerna i Keane & Neal (2024, 2025) och använder i stället LIML (Limited Information Maximum Likelihood) för att skatta överidentifierade modeller. Flertalet studier har visat att punkttestimat från LIML generellt är robusta mot svaga instrument; se Baum m.fl. (2007), Angrist & Pischke (2009) samt Keane & Neal (2023) samt referenserna däri.<sup>26</sup>

---

<sup>25</sup> De använda AR- och CLR-testen och konfidensintervall är robusta mot heteroskedasticitet och har tagits fram med statakommandot WEAKIV; se Finlay m.fl. (2013) och Finlay & Magnusson (2009). Vi just-ID-IV är AR identiskt med CLR.

<sup>26</sup> I enlighet med rekommendationerna i Keane & Neal (2024) har vi även tagit fram punkttestimat med CUE-GMM, som är mer effektiv än LIML vid heteroskedasticitet. Dessa punkttestimat ligger dock nära LIML och har därför utelämnats, men är tillgängliga på förfrågan. Estimat för 2SLS, LIML och CUE är framtagna med statakommandot IVREG2; se Baum m.fl. (2003, 2007). Vid CUE har tillvalet "partial" använts för de regionspecifika fixa effekterna.

## D. Bartik-prediktion av icke-ingenjörslöner som instrument

Vår framtagna Bartik-prediktion för icke-ingenjörslöner är skapad på motsvarande sätt som i (4). Alla uträkningar för att skapa denna baseras enbart på personer med en civilingenjörsutbildning som arbetar i icke-ingenjörstrycken. Andelen och antalet personer med en civilingenjörsutbildning i ingenjörstrycken påverkar därför inte uträkningen

Instrumentet för icke-ingenjörslöner skapas enligt

$$(5) \quad B\_ln(\bar{w}_{jt}^{ejing}) = \sum_{k=1}^K q_{kj} \cdot \ln(\bar{w}_{kt,lou}^{ejing}),$$

där den fixa parametern/vikten  $q_{kj}$  anger andelen av alla icke-ingenjörstrycken på regional arbetsmarknad  $j$  som återfinns i bransch  $k$  år 2007. Indelningen i branscher i Bartik-prediktionerna görs precis som för ingenjörstrycken enligt NACE Rev 2 "intermediate aggregation"; se Eurostat (2008, s 44). Den tidsvarierande variabeln  $\bar{w}_{kt,lou}^{ejing}$  är genomsnittslönen för samtliga i Sverige med en civilingenjörsutbildning som år  $t$  arbetar i ett icke-ingenjörstrycke i bransch  $k$ , men med individerna i region  $j$  exkluderade från beräkningen.

Den estimerade effekten av relativlönen ändras inte av att även inkludera Bartik-prediktionen för icke-ingenjörstrycken som instrument; se tabell D1. Precis som i tabell 2 är estimatet (efter avrundning) exakt 1,46.

Bartik-prediktionen för icke-ingenjörslöner har förväntat tecken i första steget men är långt ifrån att vara statistiskt signifikant. Om prediktionen av icke-ingenjörslöner inkluderas som ensamt instrument blir det också för svagt för att det ska gå att dra någon statistisk inferens alls kring relativlönens effekt. Detta då AR-konfidensintervallet blir helt öppet; se Keane & Neal (2023) för en förklaring till detta. Detta estimat visas därför inte, men är tillgängligt på förfrågan.

Att Bartik-prediktionen av icke-ingenjörslöner inte tillför något till första steget förklaras sannolikt av att icke-ingenjörstrycken är en betydligt mer heterogen grupp än "ingenjörstrycken" (se tabell 1). Bartik-prediktionen för icke-ingenjörstrycken skulle därför idealiskt behöva bygga på mer detaljerade industrikoder plus fördelningen av yrkeskoder inom varje detaljerad industrikod. Detta är dock inte möjligt till följd av det begränsade antalet civilingenjörer i icke-ingenjörstrycken för flertalet regionala arbetsmarknader.

I bilaga F visar vi även att en mer detaljerad SNI-indelning faktiskt gör Bartik-prediktionen för icke-ingenjörslöner till ett mer informativt instrument. Det kräver dock hårdare restriktioner på urvalet av regionala arbetsmarknader vilket, via färre observationer, i sin tur leder till mer oprecisa estimat av hur relativlöner påverkar andelen civilingenjörer i ingenjörstrycken.

Tabell D1: IV-estimat med icke-ingenjörslöner som extra instrument

	IV-LIML
ln(Relativlön)	1,46***
[CLR 95% CI]	[0,59; 3,23]
<b>Första steget</b>	
<i>Bartik-instrument</i>	
ln(Ingenjörslön)	0,71***
	(0,19)
ln(Icke-ingenjörslön)	-0,17
	(0,20)
År-FE	✓
Region-FE	✓
Region-trend	✓
<i>F</i> -värde 1:a steg	6,4
<i>J</i> -stat <i>p</i> -värde	0,99
Antal obs	216

*Anm.* Estimaterna är för 18 svenska regionala arbetsmarknader och perioden 2008–2019. Beroende variabel är logaritmen av andelen yrkesaktiva civilingenjörer i ingenjörssyrke på regional arbetsmarknad  $j$  år  $t$ . Variabeln ln(Relativlön) är logaritmen av genomsnittslönen för civilingenjörer i ingenjörssyrken dividerat med genomsnittslönen för civilingenjörer i icke-ingenjörssyrken, för regional arbetsmarknad  $j$  år  $t$ . Denna variabel är instrumenterad med en Bartik-prediktion av logaritmen av regional genomsnittslön för civilingenjörer i ingenjörssyrken samt en Bartik-prediktion av logaritmen av regional genomsnittslön för civilingenjörer i icke-ingenjörssyrken. IV-estimaterna är baserade på LIML med robusta standardfel. Statistisk signifikans och konfidensintervall baseras på CLR-test enligt Finlay m.fl. (2013). År-FE, Region-FE och Region-trend betecknar årsspecifika fixa-effekter, regionspecifika fixa-effekter respektive regionspecifika trender. *F*-värde är effektiv *F*-statistika för IV-regressionens första steg enligt Kleibergen & Paap (2007) och *J*-stat *p*-värde är för test av överidentifierade restriktioner; se Baum m.fl. (2003, 2007). Robusta standardfel inom parantes för första steget.  
\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## E. Stöd för instrumentets giltighet

### E.1 J-test och Rotembergvikter

Test av "överidentifierade restriktioner" (*J*-test) styrker att vårt Bartik-instrument är exogent/giltigt. I detta avsnitt förklarar vi hur dessa tester har utförts för Bartik-instrumentet.

Under antagandet att de enskilda branschandelarna i Bartik-instrumentet i (4) är exogena är även varje enskild branschandel eller linjär kombination av branschandel också ett giltigt instrument; se Goldsmith-Pinkham m.fl. (2020) samt Borusyak m.fl. (2025). Det vill säga, vi kan använda valda delar av summan av de olika  $z_{kj} \cdot \ln(\bar{w}_{kt,lou}^{ing})$  i (4) för att forma ett nytt alternativt Bartik-instrument. Vi kan också inkludera flera enskilda sådana delar som egna instrument och därmed få en överidentifierad IV-regression.

Att vår just-ID-IV i tabell 2 kan göras om till en överidentifierad IV gör det möjligt att utföra formella statistiska tester som kan bidra med evidens kring exogenitetsantagandet för vårt Bartik-instrument – d.v.s. evidens kring det identifierande antagandet att de regionala branschandelarna är exogena. Mer specifikt kan vi göra ett Hansen *J*-test som testar för s.k. "overidentified restrictions". Nollhypotesen i testet är att samtliga inkluderade instrument/branschandelar är exogena.<sup>27</sup>

Borusyak m.fl. (2025) rekommenderar att *J*-testet baserat på de branscher som har högst så kallade Rotembergvikter. Det är naturligt eftersom dessa branscher har störst betydelse för Bartik-estimatet och därmed även är de branscher där brott mot exogenitetsantagandet leder till störst bias. Genom att begränsa antalet inkluderade branscher till de viktigaste är det även möjligt att erhålla mer precisa punkttestimat, vilket ökar trovärdigheten i *J*-testet; se Angrist & Pischke (2009a).

Mer specifikt, Goldsmith-Pinkhams m.fl. (2020) visar att de viktigaste branscherna för vårt erhållna Bartik-estimat – hur relativlönen påverkar andelen i ingenjörsyrke – kan identifieras med s.k. Rotembergvikter. Rotembergvikterna summerar till ett, där vikterna för vissa branscher kan vara negativa. Vikterna är ett relativt mått på hur mycket varje enskild bransch i Bartik-instrumentet bidrar till IV-estimatets första steg.

Goldsmith-Pinkhams m.fl. (2020) visar vidare att Rotembergvikterna kan tolkas som ett mått på hur känsligt Bartik-estimatet är för avvikelser från exogenitetsantagandet för varje enskilt branschandel-instrument. Om någon branschandel är endogen indikerar Rotembergvikten hur mycket detta påverkar den totala biasen i IV-estimatet. Till exempel, om Rotembergvikten för en viss bransch är liten kommer bias från denna bransch inte påverka Bartik-estimatorns totala bias särskilt mycket. Att exogenitetsantagandet inte är uppfyllt för vissa specifika branscher behöver därmed inte leda till felaktiga slutsatser från Bartik-estimatet, utan det beror på storleken på dess Rotembergviikt.

Vi har räknat fram Rotembergvikter och dessa indikerar att vårt Bartik-estimat nästan helt domineras av tre branscher. Det kan ses i tabell E1 som visar de fem branscher med

<sup>27</sup> Om nollhypotesen förkastas behöver det inte betyda att instrumenten är endogena utan kan även bero på att det finns heterogena effekter; se Goldsmith-Pinkham (2020) för en relevant diskussion.

högst Rotembergvikter i vårt Bartik-estimat.<sup>28</sup> Branscherna "Byggverksamhet", "Tillverkning av datorer, elektronikvaror och optik" och "IT och informationstjänster" har tillsammans 73 procent av de totala positiva vikterna (0,93/1,28).<sup>29 30</sup>

Tabell E1: Rotembergvikter för Bartik-estimatet

	Summa	Medel
<i>A. Negativa och positiva vikter</i>		
Negativa	-0,28	-0,02
Positiva	1,28	0,07
	<b>Vikt</b>	<b>Genomsnittlig andel 2007</b>
<i>B. Branscher med högst vikter</i>		
Byggverksamhet	0,41	0,04
Tillverkning av datorer, elektronikvaror och optik	0,33	0,09
IT och informationstjänster	0,19	0,13
Parti- och detaljhandel samt reparation av motorfordon	0,07	0,03
Tillverkning av basmetaller och metallprodukter, utom maskiner och utrustning	0,06	0,05

Anm. Se huvudtexten för förklaring.

Baserat på ett  $J$ -test kan vi inte förkasta hypotesen att samtliga tre branscher med högst Rotembergvikter är exogena. Vi kan därmed inte förkasta att de är giltiga instrument ( $p$ -värde=0,27). Det visas i första kolumnen i tabell E2. Den erhållna estimerade effekten av

<sup>28</sup> Dessa har tagits fram med följande steg: 1. Låt  $\ln(\bar{w}_{kt,lo}^{ing})$  vara medelvärdet av  $\ln(\bar{w}_{kt,lo}^{ing})$  över samtliga  $k$  och  $t$ . Vi normaliserar då  $z_{kj} \cdot \ln(\bar{w}_{kt,lo}^{ing})$  genom att subtrahera  $\ln(\bar{w}_{kt,lo}^{ing})$ . Detta krävs då branschandelarna summerar till ett inom varje regional arbetsmarknad. 2. Vi estimerar en regression med logaritmerad relativlön som beroende variabel och övriga kontrollvariabler i ekvation (1) som förklarande variabler, samt sparar residualerna. 3. Rotembergvikten för den  $k$ :te branschen tas sen fram som kovariansen mellan den normaliserade  $z_{kj} \cdot \ln(\bar{w}_{kt,lo}^{ing})$  från steg 1 och residualerna från steg 2, vilken divideras med summan av motsvarande enskilda kovarianser för varje enskild industri. Se vidare Goldsmith-Pinkhams m.fl. (2020), s. 2600–2603.

<sup>29</sup> Eftersom vi använder "leave-one-out" kommer Rotembergvikterna endast vara helt teoretiskt korrekta vid ett stort antal regionala arbetsmarknader, vilket vi inte har. Som en känslighetsanalys har vi därför även droppat en branschdel av Bartik-instrumentet i taget ("jackknife") och undersökt hur  $F$ -värdet för första steget och Bartik-estimatet förändras. Detta ger tydligt samma bild som Rotembergvikterna när det gäller vilka tre branscher som har störst påverkan på Bartik-estimatet. Resultat är tillgängliga på förfrågan.

<sup>30</sup> För byggbranschen tycks relativt hög tidsvariation i löner förklara den höga Rotembergvikten. Detta är inte oväntat, givet att byggbranschen är en av de mest konjunktur känsliga branscherna. För "IT och informationstjänster" samt "Tillverkning av datorer, elektronikvaror och optik" framstår dock regional variation i branschandelar som drivande bakom den totala variationen i  $z_{kj} \cdot \ln(\bar{w}_{kt,lo}^{ing})$ . Beskrivande statistik kring detta är tillgängligt på förfrågan.

relativlönen på andelen civilingenjörer i ingenjörsyrken är också väl i linje med våra estimat i tabell 2.<sup>31</sup>

Baserat på ett  $J$ -test kan vi inte heller förkasta att de fem industrierna med högst Rotenbergvikter är giltiga instrument ( $p$ -värde=0,18); se tabell E2. Dessa fem branscher står tillsammans för 83 procent av de totala positiva vikterna. Den estimerade effekten av relativlöner är återigen i linje med tidigare estimat.

---

<sup>31</sup> Se även tabell 3 i huvudtexten för estimat där vi har kombinerat de tre inkluderade bransch-instrumenten till ett instrument (just-ID-IV). Det vill säga, där vi har lagt ihop  $z_{kj} \cdot \ln(\bar{w}_{kt,lou}^{ing})$  för de tre branscherna och format ett alternativt Bartik-instrument.

Tabell E2: IV-estimat av relativlönens effekt på andelen civilingenjörer i ingenjörsyrke baserat på branscher med högst Rotenbergvikter

	[1] IV-LIML	[2] IV-LIML
Ln(Relativlön)	1,18***	1,01***
[CLR 95% CI]	[0,48; 2,33]	[0,45; 2,28]
<b>Första steget</b>		
<i>Branschandelar som instrument</i>		
Byggverksamhet	0,82*** (0,23)	0,91*** (0,23)
IT och informationstjänster	0,90 (0,69)	0,85 (0,68)
Tillverkning av datorer, elektronikvaror och optik	0,68 (0,43)	0,79* (0,40)
Parti- och detaljhandel samt reparation av motorfordon		1,66 (1,88)
Tillv. av basmetaller och metallprodukter, utom maskiner och utrustning		2,53* (1,47)
År-FE	✓	✓
Region-FE	✓	✓
Region-trend	✓	✓
<i>F</i> -värde 1:a steg	6,6	5,62
<i>J</i> -stat <i>p</i> -värde	0,27	0,18
Antal obs	216	216

*Anm.* Estimaten är för 18 svenska regionala arbetsmarknader och perioden 2008–2019. Beroende variabel är logaritmen av andelen yrkesaktiva civilingenjörer i ingenjörsyrke på regional arbetsmarknad  $j$  år  $t$ . Variabeln  $\ln(\text{Relativlön})$  är logaritmen av genomsnittslönen för civilingenjörer i ingenjörsyrken dividerat med genomsnittslönen för civilingenjörer i icke-ingenjörsyrken, för regional arbetsmarknad  $j$  år  $t$ . Denna variabel är instrumenterad med branschkomponenterna med högst Rotenbergvikter i Bartik-prediktionen av logaritmen av regional genomsnittslön för civilingenjörer i ingenjörsyrken. IV-estimaten är baserade på LIML med robusta standardfel. Statistisk signifikans och konfidensintervall baseras på CLR-test enligt Finlay m.fl. (2013). År-FE, Region-FE och Region-trend betecknar årsspecifika fixa-effekter, regionspecifika fixa-effekter respektive regionspecifika trender. *F*-värde är effektiv *F*-statistika för IV-regressionens första steg enligt Kleibergen & Paap (2007) och *J*-stat *p*-värde är för test av överidentifierade restriktioner; se Baum m.fl. (2003, 2007). Robusta standardfel inom parentes för första steget.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## E.2 Ingen enskild regional arbetsmarknad driver resultatet

Detta avsnitt ger ytterligare stöd för att det finns en positiv kausal effekt från relativlöner till andel civilingenjörer i ingenjörsyrken. Detta då vi inte finner betydande heterogena effekter mellan de regionala arbetsmarknaderna. Det är betryggande, för om den positiva

effekten märkbart hade försvagats eller försvunnit i dessa typer av känslighetsanalyser hade det kunnat indikera att instrumentet är ogiltigt för vissa specifika regionala arbetsmarknader (Breuer, 2022). I den mån det finns heterogena effekter mellan regionala arbetsmarknader tycks de, i den mån de beror på bias, snarare peka mot en negativ bias i vårt huvudestimat.

Mer specifikt kan det inte *a priori* uteslutas att den positiva effekten från relativlöner skulle kunna bero på någon sorts bias kopplat till skillnader mellan de minsta och största regionala arbetsmarknaderna. Skillnader i hur karriärmöjligheter utvecklar sig över tid i storstäder kontra små regionala arbetsmarknader skulle kunna vara korrelerat med skillnader i den historiska branschammansättningen mellan stora och små arbetsmarknader. I den mån detta inte fångas av våra regionala fixa effekter och trender i vår empiriska modell skulle det leda till att Bartik-instrumentet blir endogent. Om så var fallet skulle vi förvänta oss att estimatet märkbart ändras när vi utesluter de minsta eller största regionala arbetsmarknaderna från regressionen.

Våra skattningar ändras dock inte märkbart när vi antingen exkluderar de tre minsta arbetsmarknaderna eller de tre största arbetsmarknaderna. Det visas i tabell E3 och kolumnerna [1] och [2]. I den första kolumnen har vi uteslutit de tre minsta regionala arbetsmarknaderna från vår IV-regression. I den andra har vi uteslutit de tre största regionala arbetsmarknaderna (Stockholm-Solna, Göteborg och Malmö-Lund).

Att det inte förefaller vara en påtagligt annorlunda effekt mellan de största och minsta arbetsmarknaderna är vidare viktigt för att kunna dra slutsatser om effekter för landet som helhet från våra regionala estimat. Att de tre minsta regionerna inte driver effekten i vårt huvudestimat är kritiskt eftersom de enbart innehåller ett fåtal av landets yrkesaktiva civilingenjörer. Att effekten inte heller är annorlunda för de tre största arbetsmarknaderna jämfört med övriga landet är av betydelse eftersom de dessa tre tillsammans innehåller över 75 procent av alla yrkesaktiva civilingenjörer i Sverige.

Vi finner inte heller att den skattade positiva effekten av relativlöner enbart drivs av någon enskild regional arbetsmarknad, oavsett storlek. Detta har undersökts genom att vi systematiskt har exkluderat en region i taget från vår data och estimerar modellen på de återstående regionerna (s.k. "leave-one-out resamling"). Då det finns 18 regionala arbetsmarknader ger det därför 18 olika estimat. Dessa redovisas i figur E1 tillsammans med det tillhörande  $F$ -värde från första steget.

Notera först att alla enskilda estimat i figur E1 är positiva och, baserat på ett AR-test, statistiskt signifikanta på enprocentnivån. Dessa enskilda  $p$ -värden redovisas inte men är tillgängliga på förfrågan tillsammans med tillhörande konfidensintervall.

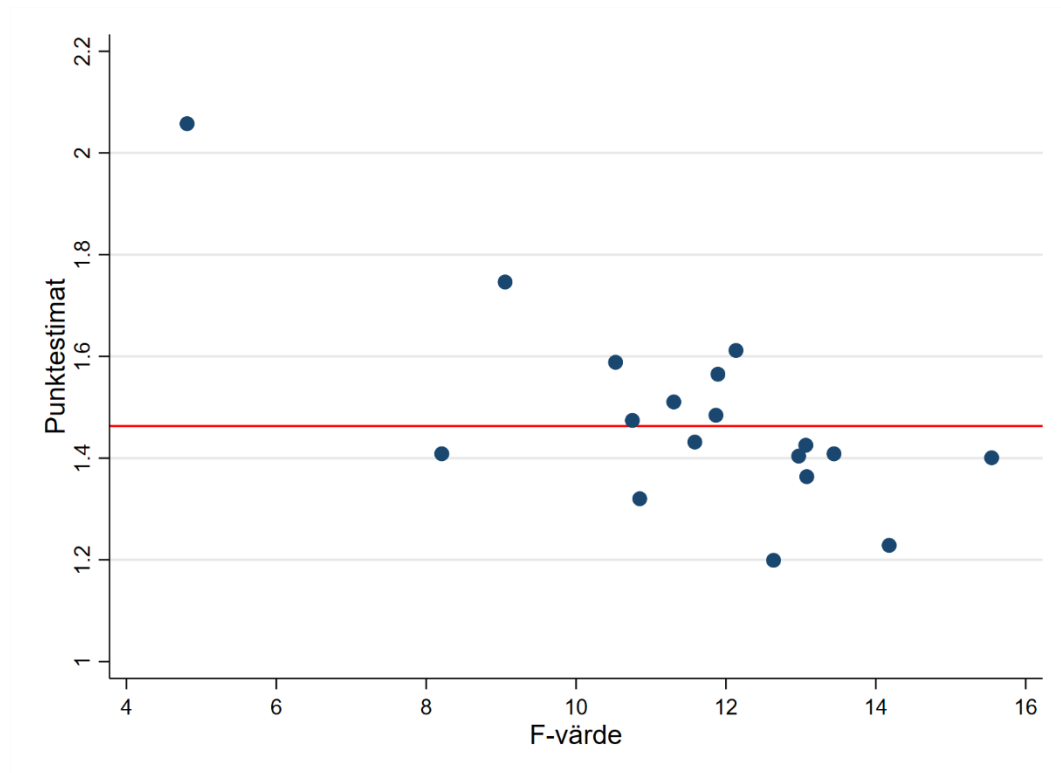
Figur E1 visar vidare att samtliga estimat utom ett ligger i intervallet 1,2–1,8, vilket ska jämföras med huvudestimatet på 1,46. Det estimat som sticker ut något är det på 2,06 som erhålls när Falun-Borlänge exkluderas. Vi har ingen uppenbar förklaring till detta estimat, mer än att det lägre  $F$ -värdet sannolikt minskar precisionen i estimatet. Men i den mån det skulle finnas någon bias från just Falun-Borlänge är det uppenbarligen negativ, eftersom vi får ett betydligt högre estimat när denna arbetsmarknad exkluderas.

Tabell E3: Diverse känslighetsanalyser, IV-estimat

	[1] Ej 3 minsta regionerna	[2] Ej 3 största regionerna	[3] Kvadratisk trend	[4] Ålder och utrikesfödd	[5] Ej invandrat efter 1999	[6] Minst 34 år
ln(Relativlön)	1,42***	1,40***	2,18***	1,42***	1,37**	1,25**
[AR 95% CI]	[0,61; 2,90]	[0,50; 3,32]	[0,90; 6,49]	[0,48; 3,34]	[0,52; 3,61]	[0,30; 2,95]
<b>Första steget</b>						
<i>Bartik-instrument</i>						
ln(Ingenjörslön)	0,72***	0,68***	0,44**	0,63***	0,78***	0,74***
	(0,19)	(0,20)	(0,17)	(0,19)	(0,27)	(0,24)
År-FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Region-FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Region-trend	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Region-trend <sup>2</sup>			✓			
Utrikesfödd				✓		
Ålder				✓		
<i>F</i> -värde 1:a steg	13,6	11,2	6,3	11,4	8,2	9,1
Antal obs	180	180	216	216	216	216

Anm. Estimaten är för maximalt 18 svenska regionala arbetsmarknader och perioden 2008–2019. Beroende variabel är logaritmen av andelen yrkesaktiva civilingenjörer i ingenjörssyrke på regional arbetsmarknad  $j$  år  $t$ . Variabeln  $\ln(\text{Relativlön})$  är logaritmen av genomsnittslönen för civilingenjörer i ingenjörssyrken dividerat med genomsnittslönen för civilingenjörer i icke-ingenjörssyrken, för regional arbetsmarknad  $j$  år  $t$ . Denna variabel är instrumenterad med en Bartik-prediktion av logaritmen av regional genomsnittslön för civilingenjörer i ingenjörssyrken. För detaljerade förklaringar av varje kolumn, se huvudtexten. Statistisk signifikans och konfidensintervall baseras på robusta AR-test enligt Finlay m.fl. (2013). År-FE, Region-FE och Region-trend betecknar årsspecifika fixa-effekter, regionspecifika fixa-effekter respektive regionspecifika trender. *F*-värde är effektiv *F*-statistika för IV-regressionens första steg enligt Kleibergen & Paap (2007); se Baum m.fl. (2003, 2007). Robusta standardfel inom parantes för första steget. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Figur E1: Punktestimat och  $F$ -värde då en regional arbetsmarknad i taget utesluts från IV-regressionen ("leave-one-out")



Anm. Se huvudtexten för förklaring.

### E.3 Inga tecken på att utelämnade variabler driver den positiva effekten

Vi finner inga tydliga tecken på att den positiva effekten av högre relativlön drivs av att IV-strategin ger felaktiga resultat till följd av utelämnade variabler från regressionen.

IV-regressionen bygger på antagandet att det inte finns relevanta utelämnade variabler i vår regression som är korrelerade med vårt instrument ("exclusion restriction"). Om detta antagande inte håller kommer residualen vara korrelerad med instrumentet och IV-regressionen blir därmed biased.

Om den positiva effekten från relativlöner drivs av bias till följd av utelämnade variabler bör vi se att punktestimatet tydligt blir lägre när vi inkluderar ytterligare kontrollvariabler. Detta är dock inte fallet, vilket kan ses i kolumnerna [3] och [4] i tabell E3.

I kolumn [3] adderar vi kvadratiska regionspecifika trender till vår grundmodell. Det ändrar inte det tidigare resultatet av en positiv effekt från relativlöner. Punktestimatet är fortsatt statistiskt signifikant och till och med högre än förut. Dock är konfidensintervallet väldigt brett, varför det exakta punktestimatet ska tolkas med försiktighet. Att precisionen i estimatet minskar beror på att inkludering av kvadratiska trender ställer stora krav på tillräckligt mycket kvarvarande användbar variation i data.

Slutsatserna ändras inte heller när vi istället adderar kontrollvariabler för regionala skillnader i genomsnittsåldern hos yrkesaktiva civilingenjörer samt andelen utrikes

födda civilingenjörer; se kolumn [4]. Punkttestimatet ligger nära det estimat på 1,46 som erhålls från motsvarande modell i tabell 2. Detta är betryggande eftersom förändringar i genomsnittsålder teoretiskt skulle kunna vara korrelerad med både historisk branschsammanställning och vår residual. Andelen utrikesfödda skulle också teoretiskt kunna vara korrelerad med både den historiska branschsammanställningen och residualen om arbetskraftsinvandringen mot ingenjörsyrken i hög grad är riktad mot vissa branscher *och detta över tid har förändrats på ett sätt som inte fångas av våra regionspecifika fixa-effekter och trender.*

Det finns dock en risk att förändrade regionala inflöden av utrikesfödda fortfarande skulle kunna göra instrumentet ogiltigt. Det skulle kunna vara fallet om effekten av både asyl- och arbetskraftsinvandring av utbildade civilingenjörer är mer dynamisk (med tidsförskjutningar) än vad som fångas av en enkel kontrollvariabel.

Som en ytterligare känslighetsanalys har vi därför estimerat om huvudregressionen men tagit bort alla personer som invandrat till Sverige efter år 1999. Med andra ord, våra regionala mått på relativlön och andel civilingenjörer samt vårt Bartik-instrument är här enbart skapade baserat på individer som inte invandrat under 2000-talet och påverkas därmed inte direkt av förändrade regionala inflöden av utrikes födda. Användandet av dessa alternativa data förändrar dock inga resultat; den skattade effekten i tredje kolumnen i tabell E3 ligger nära den i tabell 2. Vi har även gjort skattningar där samtliga utrikes födda har exkluderats, men inte heller detta förändrar några slutsatser.<sup>32</sup>

#### **E.4 Ingen uppenbar bias till följd av geografisk rörlighet**

Vi finner inte heller några tecken på att rörlighet mellan regionala arbetsmarknader ligger bakom den positiva skattade effekten från relativlöner på civilingenjörers benägenhet att arbeta i ett ingenjörsyrke.

Vårt Bartik-instrument skulle vara ogiltigt om personer med högre flyttbenägenhet också har en märkbart annorlunda benägenhet att arbeta i ingenjörsyrken, och större förändrade flyttningsmönster över tid involverar regioner med vissa specifika industrier. Notera dock att detta även kräver att dessa samband inte approximativt fångas av de regionspecifika fixa effekterna och trenderna i vår regression.

Till att börja med är dock flyttbenägenheten mellan regionala arbetsmarknader låg, vilket i sig är betryggande för våra estimat. Bland personer som etablerat sig på arbetsmarknaden flyttar årligen färre än två procent till en ny regionala arbetsmarknad (Andersson & Håkansson, 2020).

Vidare är flyttbenägenheten i huvudsak koncentrerad till personer i tjugooårsåldern (Lundholm, 2007; Kolk, 2019). Rörligheten mellan regionala arbetsmarknader är som högst i mitten av tjugooårsåldern för att sedan snabbt minska. Som exempel är flyttbenägenheten bland personer i 25-årsåldern över 5 gånger högre än för personer i 35-

---

<sup>32</sup> Dessa estimat är tillgängliga på förfrågan.

årsåldern.<sup>33</sup> För äldre personer är skillnaden ännu större och andelen som flyttar under ett år ligger under en procent.

För att undersöka betydelsen av rörlighet för vårt estimat har vi estimerat om vår huvudmodell men tagit bort alla personer som är yngre än 34 år. Det innebär att vi helt tar bort effekten från den åldersgrupp som tydligt står ut med högst flyttbenägenhet. Våra regionala mått på relativlön, Bartik-instrumentet och andel civilingenjörer som används i IV-regressionen är här enbart baserat på individer som är i åldern 34–59 år (i stället för 27–59).

Vi sätter den nedre åldersgränsen till 34 år av två skäl. För det första har den kraftigt förhöjda flyttbenägenheten från 20-årsåldern i huvudsak försvunnit och planat ut vid denna ålder (Lundholm, 2007; Kolk, 2019). För det andra tillåter denna gräns oss att basera regressionen på samma 18 regionala arbetsmarknader som i huvudanalysen, eftersom det årliga kravet på minst 100 personer i ingenjörsyrken respektive icke-ingenjörsyrken fortfarande är uppfyllt vid en nedre åldersgräns på 34 år. Vid en högre åldersgräns är det däremot inte uppfyllt.

Den resulterande skattade effekten av relativlöner är snarlik tidigare skattningar och är fortsatt tydligt positiv och statistisk signifikant; se kolumn [6] i tabell E3. Det är därmed inte enbart de yngsta civilingenjörerna som driver vårt positiva estimat. Det talar emot att bias till följd av regional rörlighet driver vår huvudslutsats om positiva effekter från relativlöner till benägenheten att arbeta i ett ingenjörsyrke.

---

<sup>33</sup> År 2001 flyttade ungefär 11 procent av 25-åringarna till en ny regional arbetsmarknad medan motsvarande siffra för 35-åringar var ca 2 procent. Efter 35-år ligger flyttbenägenheten under 2 procent och fortsätter att sjunka; se vidare Lundholm (2007).

## F. Övriga känslighetsanalyser

### F.1 Inga tecken på dynamiska effekter

Vi finner inget stöd för att det krävs mer dynamiska specifikationer än i tabell 2 för att korrekt fånga effekten av relativlöner på andelen civilingenjörer i ingenjörsyrken. Det vill säga, det tycks inte finnas någon uppenbar effekt från relativlönen under föregående år på förändringar under innevarande år.

För att undersöka förekomsten av dynamiska effekter har vi använt OLS och s.k. reducerad form där vi förutom den Bartik-predikterade lönen för ingenjörsyrken år  $t$  även inkluderar den Bartik-predikterade ingenjörslönen för år  $t-1$  och  $t-2$ ; se tabell F1. Det är endast Bartik-prediktionen för år  $t$  som har en statistiskt signifikant effekt på andelen i ingenjörsyrke år  $t$ . Vi använder reducerad form eftersom dynamiska specifikationer ger svaga instrument och AR-test (och motsvarande) inte kan användas för att testa statistisk signifikans för enskilda variabler när flera variabler instrumenteras samtidigt.<sup>34</sup>

Som ett komplement visar vi även OLS-estimat där vi använder den faktiska relativlönen som förklarande variabel och motsvarande dynamiska specifikation. Även här är det enbart relativlönen i period  $t$  som har ett tydligt samband med andelen i ett ingenjörsyrke. Dessa estimat ska tolkas med försiktighet eftersom de lider av bias, men som komplement till den reducerade formen ger de ytterligare stöd till slutsatsen att det inte tycks krävas en mer dynamisk specifikation.

---

<sup>34</sup> Mer specifikt har vi prövat att använda de Bartik-predikterade relativlönerna i kolumn [2] i tabell F1 som instrument för motsvarande faktiska värden.

Tabell F1: Dynamiska specifikationer av relativlöns effekt på andelen civilingenjörer i ingenjörsyrke

	(1) OLS, reducerad form	(2) OLS, reducerad form	(3) OLS
Bartik ln(Ingenjörslön $t$ )	0,98*** (0,33)	1,02*** (0,36)	
Bartik ln(Ingenjörslön $t-1$ )		-0,33 (0,37)	
Bartik ln(Ingenjörslön $t-2$ )		-0,34 (0,45)	
ln(Relativlön $t$ )			0,36** (0,17)
ln(Relativlön $t-1$ )			0,07 (0,16)
ln(Relativlön $t-2$ )			-0,07 (0,16)
År-FE	✓	✓	✓
Region-FE	✓	✓	✓
Region-trend	✓	✓	✓
R <sup>2</sup>	0,88	0,88	0,89
Antal obs	218	180	180

Anm. Estimaten är för 18 svenska regionala arbetsmarknader och perioden 2008–2019. Beroende variabel är logaritmen av andelen yrkesaktiva civilingenjörer i ingenjörsyrke på regional arbetsmarknad  $j$  år  $t$ . Variabeln Bartik ln(Ingenjörslön  $t$ ) är Bartik-prediktionen av logaritmen av genomsnittslönen för civilingenjörer i ingenjörsyrken, för regional arbetsmarknad  $j$  år  $t$ . Variabel ln(Relativlön  $t$ ) är den faktiska relativlönen. År-FE, Region-FE och Region-trend betecknar årsspecifika fixa-effekter, regionspecifika fixa-effekter respektive regionspecifika trender. Robusta standardfel inom parenteser.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## F.2 Känslighetsanalys för chefer i ingenjörsvksamhet

I SSYK 2012 finns chefs-yrkeskategorierna "Chefer inom arkitekt- och ingenjörsvksamhet", "Forsknings- och utvecklingschefer" samt "IT-chefer". I analysen har vi klassificerat dessa som icke-ingenjörsyrken. Detta val är dock inte uppenbart. Men det finns tre skäl till varför vi inte kategoriserar dessa som ingenjörsyrken:

1. Vi ser ingenjörer som ett så kallat STEM-yrke (Science, Technology, Engineering, Math), och EU:s kategorisering av STEM-yrken inkluderar inte dessa chefsyrken; se European Parliament (2015).
2. Beskrivningen av arbetsuppgifter för dessa chefsyrken skiljer sig tydligt åt från ingenjörsyrken, där ingenjörsyrken är betydligt mer inriktade på innovation och produktutveckling medan cheferna har en betydande inriktning mot sådant som personalansvar, budget, upphandling, och förhandling; se SCB (2012).
3. Det är inte möjligt att korrekt översätta "Chefer inom arkitekt- och ingenjörsvksamhet" eller "IT-chefer" från SSYK 2012 till SSYK 96, eftersom chefskategorierna i SSYK 96 inte innehåller tillräckligt detaljerad information.

Trots det tredje punkten har vi ändå prövat att, så gott det går, klassificera chefer inom IT och ingenjörsvksamhet som ingenjörstyrken och därefter gjort om IV-skattningen baserat på detta. Problemet är att SSYK 96 inte innehåller separata koder för chefer inom arkitekt- och ingenjörsvksamhet, utan att dessa är hopslagna med bl.a. chefer inom förvaltning och finansiell verksamhet. För att försöka minimera tidsseriebrottet i samband med införandet av SSYK 2012 är det därför ofrånkomligt att vissa uppenbara icke-ingenjörschefer i SSYK 2012 också behöver klassificeras som ingenjörstyrken. Baserat på översättningsförslagen i SCB (2012) har vi för SSYK 2012 därför lagt till följande yrkeskoder i kategorin "ingenjörstyrken": 129 Övriga administrations- och servicechefer; 131 IT-chefer; 133 Forsknings- och utvecklingschefer; 134 Chefer inom arkitekt- och ingenjörsvksamhet; 135 Fastighets- och förvaltningschefer; 161 chefer inom bank, finans och försäkring. För SSYK 96 motsvaras detta då närmast av koderna: 1225 Driftschefer inom finansiell verksamhet, fastighetsbolag, företagstjänster m.m.; 1236 IT-chefer; 1237 Forsknings- och utvecklingschefer; 1315 Chefer för mindre företag inom finansiell verksamhet, fastighetsbolag, företagstjänster m.m.

Även med ovanstående omdefinierade version av ingenjörstyrken kvarstår – trots uppenbara mätfel i termer av vad som är ett ingenjörstyrke – en snarlik positiv effekt av relativlöner; se tabell F2. Detta visar att våra slutsatser från IV-regressionen inte är beroende av hur vi kategoriserar chefer inom ingenjör-, FoU- och IT-verksamhet.

Slutsatserna om en konstant relativlön för ingenjörstyrken förändras inte heller av att inkludera chefer inom ingenjör-, FoU- och IT-verksamhet i vår definition av "ingenjörstyrken". Baserat på data för 2014–2019, den period då det är möjligt att stringent urskilja dessa chefsyrken, erhålls precis som förut en närmast konstant relativlön. Korrelationen är 0,8 mellan vår ursprungliga serie och den serie som inkluderar chefsyrken i "ingenjörstyrken". Nivån på relativlönen blir också endast måttligt högre när chefer inom ingenjör-, FoU- och IT-verksamhet också räknas som ingenjörstyrken. Den genomsnittliga relativlönen för 2014–2019 stiger från 0,81 till 0,86 när chefsyrken läggs till i gruppen "ingenjörstyrken".

Slutsatsen att 6 av 10 civilingenjörer arbetar i ingenjörstyrken förändras inte heller när chefer inom ingenjör-, FoU- och IT-verksamhet chefsyrken räknas in i "ingenjörstyrken". Med den definition som används i rapporten arbetar i genomsnitt 57 procent av de yrkesaktiva civilingenjörerna som ingenjör under perioden 2014–2019. Denna siffra stiger till 63 procent när chefsyrkena inkluderas. Avrundat ger det därmed fortsatt att 6 av 10 arbetar i ingenjörstyrken.

Förändringar över tid i andelen civilingenjörer som arbetar i ingenjörstyrken förändras inte heller av att inkludera ovanstående chefsyrken. Korrelationen är 0,93 för vår ursprungliga serie och serien som inkluderar chefsyrken i "ingenjörstyrken".<sup>35</sup>

---

35 Att inkludera yrkeskoden för universitetslärare i "ingenjörstyrken" förändrar inte heller några slutsatser. Denna kod kan inkluderas för hela perioden 2008–2019. Resultat är tillgängliga på förfrågan.

Tabell F2: IV-estimat där vissa chefer ingår som ett ingenjörssyrke

	Ingenjörssyrke inkl. chef
ln(Relativlön)	1,20***
[AR 95% CI]	[0,57; 2,51]
<b>Första steget</b>	
<i>Bartik-instrument</i>	
ln(Ingenjörslön)	0,81***
	(0,23)
År-FE	✓
Region-FE	✓
Region-trend	✓
Region-trend <sup>2</sup>	
Utrikesfödd	
Ålder	
<i>F</i> -värde 1:a steg	12,7
Antal obs	216

*Anm.* Estimaten är för maximalt 18 svenska regionala arbetsmarknader och perioden 2008–2019. Beroende variabel är logaritmen av andelen yrkesaktiva civilingenjörer i ingenjörssyrke på regional arbetsmarknad  $j$  år  $t$ . Variabeln ln(Relativlön) är logaritmen av genomsnittslönen för civilingenjörer i ingenjörssyrken dividerat med genomsnittslönen för civilingenjörer i icke-ingenjörssyrken, för regional arbetsmarknad  $j$  år  $t$ . Denna variabel är instrumenterad med en Bartik-prediktion av logaritmen av regional genomsnittslön för civilingenjörer i ingenjörssyrken. Statistisk signifikans och konfidensintervall baseras på robusta AR-test enligt Finlay m.fl. (2013). År-FE, Region-FE och Region-trend betecknar årsspecifika fixa-effekter, regionspecifika fixa-effekter respektive regionspecifika trender. *F*-värde är effektiv *F*-statistika för IV-regressionens första steg enligt Kleibergen & Paap (2007); se Baum m.fl. (2003, 2007). Robusta standardfel inom parantes för första steget.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

### F.3 Högre krav på antalet civilingenjörer och tvåsiffrig SNI

#### Krav på minst 200 personer i ingenjörssyrke respektive icke-ingenjörssyrken

I urvalet av regionala arbetsmarknader har vi infört kravet att dessa årligen ska ha minst 100 civilingenjörer i ingenjörssyrken respektive i icke-ingenjörssyrken. I praktiken är dock gränsen högre, då den lägsta siffran är 140 i ingenjörssyrke (Kristianstad-Hässleholm år 2007) och 138 i icke-ingenjörssyrke (Karlskrona år 2007).

Att sätta en lägre gräns än 100 personer är inte rimligt eftersom det medför ökade mätfel och involverar regionala arbetsmarknader där det starkt går att ifrågasätta om antalet yrkesmöjligheter är jämförbara med större arbetsmarknader. En högre gräns innebär å andra sidan att antalet observationer för regressionen minskar vilket gör det svårare att erhålla precisa estimat och gör IV-regressionen, som bygger på asymptotiska egenskaper, mindre trovärdig.

Våra slutsatser ändras dock inte av att införa det högre kravet att det årligen måste finnas minst 200 civilingenjörer i ingenjörssyrken respektive i icke-ingenjörssyrken; se den första

kolumnen i tabell F3. Denna IV-regression innehåller 4 färre regioner än i våra huvudskattningar, och därmed minskas antalet observationer i IV-regressionen med 22 procent.

Tabell F3: IV-estimat, minst 200 i ingenjörsk- respektive icke-ingenjörskyrke, samt Bartik-instrument på SNI-tvåsifternivå

	[1] IV-2SLS	[2] IV-LIML	[3] IV-LIML
ln(Relativlön)	1,36**	1,16**	1,45
[AR/CLR 95% CI]	[0,27; 3,36]	[0,23; 2,53]	[-2,00; 10,68]
<b>Första steget</b>			
<i>Bartik-instrument</i>			
ln(Ingenjörslön)	0,65*** (0,20)	0,66*** (0,20)	
2-siff ln(Icke-Ingenjörslön)		-0,25** (0,13)	-0,25* (0,13)
2-siff ln(Ingenjörslön)			0,31 (0,25)
År-FE	✓	✓	✓
Regional-FE	✓	✓	✓
Regional-trend	✓	✓	✓
F-värde 1:a steg	10,9	7,4	2,6
J-stat p-värde	-	0,48	0,28
Antal obs	168	168	168

Anm. Estimaten är för maximalt 18 svenska regionala arbetsmarknader och perioden 2008–2019. Beroende variabel är logaritmen av andelen yrkesaktiva civilingenjörer i ingenjörskyrke på regional arbetsmarknad j år t. Variabeln ln(Relativlön) är logaritmen av genomsnittslönen för civilingenjörer i ingenjörskyrken dividerat med genomsnittslönen för civilingenjörer i icke-ingenjörskyrken, för regional arbetsmarknad j år t. Denna variabel är instrumenterad med en Bartik-prediktion av logaritmen av regional genomsnittslön för civilingenjörer i ingenjörskyrken. För detaljerade förklaringar av varje kolumn, se huvudtexten. Statistisk signifikans och konfidensintervall baseras på robusta AR-test enligt Finlay m.fl. (2013). År-FE, Region-FE och Region-trend betecknar årsspecifika fixa-effekter, regionspecifika fixa-effekter respektive regionspecifika trender. F-värde är effektiv F-statistika för IV-regressionens första steg enligt Kleibergen & Paap (2007); se Baum m.fl. (2003, 2007). Robusta standardfel inom parantes för första steget.

\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

### Kombinerat med mer detaljerade SNI-koder i Bartik-prediktionen

Med det högre krav på 200 personer i ingenjörsk- respektive icke-ingenjörskyrken går det även att, till viss del, undersöka effekten av att använda mer detaljerade branschcoder i skapandet av Bartik-instrumentet. I huvudanalysen används branschindelningen NACE rev 2, vilket ger 36 olika branscher. Nästa mer detaljerade steg i branschindelningen är SNI-koder på tvåsifternivå. Detta ger dock nästan 2,5 gånger så många koder (88 stycken). För att motsvara förhållandet mellan antal branschcoder och minsta antalet

personer i ingenjör- och icke-ingenjörssyrken i vår huvudanalys skulle vi därmed behöva höja kravet på antalet personer i ingenjörssyrke respektive i icke-ingenjörssyrke till 250 personer, snarare än till 200 personer. Detta skulle dock endast ge 8 kvarvarande regionala arbetsmarknader och totalt 96 observationer, vilket är för lite för att göra en trovärdig IV-analys. Att detaljnivån på branschindelningen stigit mer än kraven på antalet personer innebär därför att analysen nedan ska tolkas med försiktighet.

Som visades i bilaga D tillför Bartik-prediktionen av icke-ingenjörslöner inget till första steget i vår huvudsakliga IV-skattning. Det beror sannolikt på större heterogenitet för icke-ingenjörssyrken både när det kommer till mer detaljerad industritillhörighet och yrkestillhörighet.

Att det krävs mer detaljerade branschindelning för icke-ingenjörssyrken får också stöd i andra kolumnen i tabell F3. Där har vi kompletterat vår regression genom att som instrument även ha en Bartik-prediktion av icke-ingenjörslöner baserat på SNI-koder på tvåsiffernivå. Detta i kombination med kravet på minst 200 personer i ingenjör- respektive icke-ingenjörssyrken. Både Bartik-prediktionen av ingenjörslöner och icke-ingenjörslöner blir då statistiskt signifikanta med förväntat tecken i första steget. Den skattade effekten av relativlöner är i linje med tidigare skattningar.

Att även använda tvåsiffriga SNI-koder i Bartik-prediktionen för ingenjörslöner tycks dock ställa för höga krav på våra tillgängliga data. Detta då första steget i IV-regressionen blir väldigt svagt, vilket i sin tur ger ett väldigt brett konfidensintervall för den skattade effekten av relativlönen; se tredje kolumnen i tabell F3. Även om punkttestimatet inte är statistiskt signifikant ligger det dock väldigt nära vårt huvudestimat på 1,46. Det kan även noteras att estimatet, trots det svaga första steget och breda konfidensintervallet, är på gränsen att vara statistisk signifikant på 10-procentnivån ( $p$ -värde=0,105).



Tillväxtanalys  
Studentplan 3, 831 40 Östersund  
Telefon: 010-447 44 00  
E-post: [info@tillvaxtanalys.se](mailto:info@tillvaxtanalys.se)  
Webb: [www.tillvaxtanalys.se](http://www.tillvaxtanalys.se)