



RIKSREVISIONEN

Bilaga till granskningsrapport

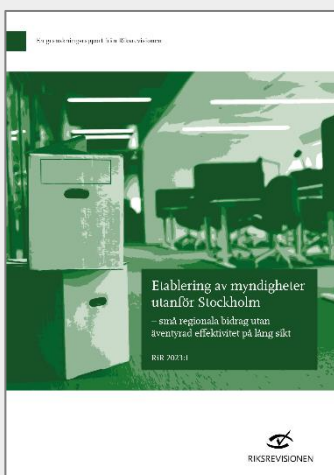
Datum: 2023-02-08

Diarienummer: 3.1.1-2021-0892

RiR 2023:1

Bilaga 6

Effektstudie på funktionella analysregioner och kommuner



Etablering av myndigheter utanför Stockholm

– små regionala bidrag utan äventyrad
effektivitet på lång sikt

Innehåll

1	Inledning	3
2	Data	3
3	Nettoeffekten på sysselsättningsgraden i FA-regionerna	4
3.1	Tidigare studier	4
3.2	Teoretiska effekter av tillskotten	5
3.3	Metod – Syntetisk kontrollgrupp	6
3.4	Resultat	10
4	Slutsatser	19
	Referenser	20

1 Inledning

I denna bilaga presenteras en studie av lokaliseringspolitikens effekt på de regionala arbetsmarknadsregionerna (det vill säga funktionella analysregioner, FA-regioner). Den metod vi använt för att skatta effekterna av politiken kallas *syntetisk kontrollgrupp*. Vi bedömer att det är den metoden som har bäst förutsättningar att med tillräcklig trovärdighet och transparens mäta eventuella effekter av politiken på FA-regionnivå.

Utifrån tidigare analys av tillskott av myndighetsjobb (se bilaga 5) har vi valt att göra effektstudier på Arvidsjaur, Gotland och Östersund.¹ Det är i dessa regioner det relativa tillskottet av statliga jobb varit störst. Därför är det troligast att vi finner mätbara positiva effekter i dessa regioner (se avsnitt 3.3 för mer om vilka förutsättningarna som skapar trovärdiga resultat för metoden *syntetisk kontrollgrupp*). I Arvidsjaur finns det särskilt goda möjligheter att kunna mäta eventuella effekter eftersom behandlingsintensiteten (det vill säga relativt många nya myndighetsjobb) var särskilt hög och samlad i tid – till skillnad mot Östersund som fått en jämn behandlingsintensitet över en lång tidsperiod.

De utfall vi undersöker är den registerbaserade förvärvsgraden (ett registerbaserat mått på sysselsättningsgraden), befolkningstillväxt samt skatteintäkter per invånare i regionen. Vi kommer inte försöka bunta ihop regionerna till en grupp eftersom ”behandlingen” som regionerna får är så pass olika avseende tajming, upprepning och intensitet (antal nya myndighetsjobb). Effekten vi försöker mäta är nettoeffekten av ett eller fler lokaliseringsbeslut i en FA-region på exempelvis utfallet sysselsättningsgrad. Alltså summan av den direkta effekten (tillskottet myndighetsjobb) och eventuell multiplikatoreffekt. Det innebär att alla eventuella motverkande krafter som uppstår i allmän jämvikt tillåts påverka resultaten.

2 Data

Denna studie är baserad på offentligt tillgänglig statistik från SCB. Därför är det sysselsättningsstatus i Registerbaserad arbetsmarknadsstatistik (RAMS) som anger om en individ är förvärvsarbetande eller ej. Förvärvsarbetande och sysselsatt användas synonymt i denna bilaga. Skatteintäkter kommer från SCB:s *Räkenskapsammandrag för kommuner och regioner* och har aggregerats upp till FA-regionnivå.

¹ I huvudrapporten används *tillskott* och *tillförda jobb* synonymt.

3 Nettoeffekten på sysselsättningsgraden i FA-regionerna

3.1 Tidigare studier

Det finns inte särskilt mycket utvärderingar och forskning kring arbetsmarknadseffekter av lokalisering av myndigheter. Nedan följer ett urval av relevanta utvärderingar och vetenskapliga publiceringar.

Riksrevisionen har tidigare dragit slutsatsen att de om- och nylokaliseringar av myndigheter som genomfördes till följd av försvarsbeslutet 2004 innebar att berörda regioner blev kompenserade för förlorade arbetstillfällena. Regionerna fick inte lika många arbetstillfällen tillbaka som de blivit av med, men eftersom flera tidigare försvarsanställda bodde kvar blev nettoeffekten på den samlade köp- och skattekraften i regionen positiv till följd av omlokaliseringarna. Beräkningarna i granskningsrapporten är dock av den enklare bokföringsmässiga karaktären, det vill säga man beräknade nettoförändring i antal arbetstillfällen på den lokala arbetsmarknaden till följd av nedläggningarna och compensationerna (i form av de omlokaliserade myndigheterna).²

Statskontoret gör beräkningar av sysselsättningseffekter för tre myndigheter i tre olika lokala arbetsmarknadsregioner. Tillskotten av arbetstillfällen blir, enkelt uttryckt, inte mycket större än de direkta effekterna, det vill säga antal anställd vid myndigheten. De indirekta effekterna beräknas som ökningen av antalet arbetstillfällen hos andra arbetsgivare i regionen, till följd av de tillkomna myndigheternas och deras anställdas konsumtion av varor och tjänster som tillhandahålls av lokala leverantörer. Beräkningarna av sysselsättningseffekterna på den lokala arbetsmarknaden vilar alltså delvis på antaganden om hur ökad konsumtion översätts till lokala jobb och tar heller inte hänsyn till andra potentiella dynamiska effekter såsom undanträngning av arbetstillfällen.³

Forskning från Sverige på decentraliseringen av högre utbildning visar att produktiviteten påverkades positivt av decentraliseringarna.⁴ De finner även viss effekt på närliggande områden även om effekterna klingar av fort med avståndet till lärosätet.⁵ I en annan, senare publicerad artikel finner man återigen positiva effekter på produktivitet och kreativitet⁶ men understryker också att mätbara effekter minskar snabbt efter cirka 5 till 8 kilometer från lärosätet.⁷

² Riksrevisionen, *Omlokalisering av myndigheter*, 2009.

³ Statskontoret, *Statliga myndigheters lokalisering*, 2016.

⁴ Bruttoregionprodukt (BRP) delat på sysselsatta i kommunen.

⁵ Andersson m.fl., "University decentralization as regional policy: the Swedish experiment", 2004.

⁶ Patent per 10 000 sysselsatta.

⁷ Andersson m.fl., "Urbanization, productivity, and innovation: Evidence from investment in higher education", 2009.

I Storbritannien har forskare undersökt arbetsmarknadseffekterna av en stor våg av omlokaliseringar av myndigheter mellan 2004 och 2007 som omfattade ungefär 25 000 statligt anställda. I en första studie finner de inga positiva effekter på privat sysselsättning av fler statligt anställda på den lokala arbetsmarknaden (deras metod isolerar dock inte effekten av reformen).⁸ Detta beror på att nästan lika många arbetstillfällen trängs undan i den producerande sektorn (kan sälja sina produkter utanför den lokala arbetsmarknaden) som det tillkommer i bygg- och tjänstesektorn (i stort sett är bundna till den lokala arbetsmarknaden). Denna undanträngningseffekt är initialt svag men ökar med tiden.

I en senare studie på samma omlokaliseringsinitiativ finner man kortsiktiga positiva multiplikatoreffekter på s.k. *output areas* (OA).⁹ Dessa små geografiska områden lämpar sig väl när små lokala förändringar på arbetsmarknaden ska studeras. De effekter som man i studien ville studera riskerar att jämnas ut och försvinna i ett större geografiskt område till följd av allmänna jämviktseffekter (högre huspriser och högre löner som normalt sett följer i spåren av en förbättrad arbetsmarknad). Tio omlokaliserade statliga jobb skapar elva lokala jobb i privat sektor (lokala tjänstejobb, ingen effekt på tillverkningsindustrin). Effekten är dock i allra högsta grad lokal och utanför en radie av 3 kilometer finner de ingen multiplikatoreffekt. På längre sikt försvinner den positiva effekten på privat sysselsättning då den positiva effekten på tjänstesektorn minskar och undanträngningseffekterna på tillverkningsindustrin tilltar.

Även Sydkorea har genomfört stora omlokaliseringsinitiativ. Mellan 2012 och 2015 hade 154 utvalda myndigheter flyttat ut från Seoul Metropolitan Area (SMA) till utpekade områdena (till s.k. innovationsstäder). Genom att skapa *syntetiska kontrollgrupper*¹⁰ för de olika mottagarområdena finner forskargruppen positiva effekter på sysselsättningen i flertalet mottagarområden.¹¹ Men de genomför inga test för inferens eller känslighetsanalyser. Detta innebär att det är svårt att veta huruvida de uppmätta skillnaderna beror på slumpen eller om de faktiskt identifierar en sysselsättningseffekt.

3.2 Teoretiska effekter av tillskotten

I de beräkningarna av tillskottet myndighetsjobb i FA-regionerna som gjordes i bilaga 5 tog vi hänsyn till direkta föregångare till myndigheten som just lokaliserats. Men i de beräkningarna beaktade vi inte de eventuella dynamiska effekter, eller multiplikatoreffekter, som en myndighetslokalisering kan ge upphov till. Det vill säga, när fler myndighetsjobb allokeras till en ort än vad som annars

⁸ Faggio och Overman, "The effect of public sector employment on local labour markets", 2014.

⁹ Faggio, "Relocation of public sector workers: Evaluating a place-based policy", 2019.

¹⁰ Samma metod som vi tillämpar, se sida 37.

¹¹ Jeon och Lee, "Is public agency relocation effective to achieve decentralization? Evaluating its effects on regional employment", 2021.

hade varit fallet är det möjligt att den samlade efterfrågan i regionen ökar, vilket skapar en ökad efterfrågan på arbetskraft i privat och kommunal sektor. Hur stor multiplikatorn är beror i sin tur delvis på hur dessa myndighetsjobb tillsätts.

Om alla de nya myndighetsjobben i regionen tillsätts av den befintliga befolkningen i regionen ökar intäkterna för kommunerna i regionen när fler som tidigare varit arbetslösa eller utanför arbetskraften får ökade inkomster (vilket ger ökad inkomstskatt för kommunerna och eventuellt minskade utgifter). Detta scenario förutsätter att de som tar de nya myndighetsjobben tidigare var icke-sysselsatta eller att den vakans som uppstår när de byter jobb fylls av någon annan icke-sysselsatt.¹²

Om vi i stället antar att alla de nya jobben fylls av en ökad inflyttning till regionerna ökar kommunernas nettointäkter med summan av inkomstskatterna de nya kommuninvånarna betalar minus kostnaderna associerade med de sysselsatta kommuninvånarna. Sysselsättningsgraden påverkas också positivt men i betydligt mindre utsträckning, eftersom både befolkningen och sysselsättningen ökar i kommunen (både täljaren och nämnaren ökar med lika mycket). Till detta kan vi även lägga till eventuella multiplikatoreffekter till följd av den ökade lokala efterfrågan på varor och tjänster som de nya arbetstillfällena ger upphov till.

Ur en kommunalekonomisk synvinkel är det inte önskvärt att de tillskapade myndighetsjobben tillsätts av arbetspendlare. I så fall tillkommer ingen ökad inkomstskatt för kommunen. Dessutom ökar troligtvis inte privat efterfrågan i kommunen särskilt mycket. Möjligtvis ökar efterfrågan på exempelvis lunchrestauranger och liknande konsumtion lokalt.

Ökad efterfrågan på arbetskraft och lägre arbetslöshet leder enligt den nationalekonomiska teorin om allmän jämvikt till ökade löner och huspriser i området. Denna motverkande effekt dämpar efterfrågeökningen något. Hur mycket som återstår av multiplikatoreffekten efter några år är en empirisk fråga.

3.3 Metod – Syntetisk kontrollgrupp

Att identifiera effekten av lokaliseringarna på de tre utvalda FA-regionerna är en svår uppgift. Vi vill veta hur exempelvis sysselsättningsgraden hade utvecklats om inte regeringen hade lokaliserat myndighetskontoren till FA-regionerna. Denna kontrafaktiska utveckling kan vi givetvis inte direkt observera. Men vi kan, för varje FA-region som fick behandling, försöka hitta en samling FA-regioner som inte fick behandling och jämföra ett viktat genomsnitt av denna gruppssysselsättningsgrad mot en FA-region som fick behandling (exempelvis Gotland).

¹² Den vakansen behöver inte nödvändigtvis tillsättas av en icke-sysselsatt. I stället kan en hel jobbflyttkedja starta av de nya myndighetstillskotten, resultatet är på sikt detsamma som beskrivs i texten så länge den sista personen i jobbflyttkedjan går från ej sysselsatt till sysselsatt.

En sådan metod kallas ”syntetisk kontrollgrupp” och föreslogs först av Alberto Abadie och Javier Gardeazabal.¹³ Metoden har sedan utvecklats vidare av flertalet forskare och numera finns många olika estimatorer (varianter) för syntetiska kontrollgrupper.¹⁴ Under vissa förutsättningar (se punktlistan nedan) kan skillnaden i den syntetiska kontrollgruppen och den behandlade regionen tolkas som effekten av interventionen (det vill säga lokaliseringen). I denna granskning använder vi oss i huvudsak av den bias-korrigerade estimatoren av syntetisk kontrollgrupp-metoden. Bias-korrigeringen är i princip den som används i matchning med *propensity score*¹⁵. Nyligen genomförd forskning på tillämpning av bias-korrigeringen på syntetiska kontrollgrupper har visat på goda resultat.¹⁶ Syftet med bias-korrigeringen är att minska inslaget från obehandlade regioner vars karaktäristika inte är särskilt nära den behandlade regionens karaktäristika.¹⁷

Följande förutsättningar bör vara uppfyllda för att syntetiska kontrollgrupper ska vara lämpligt:¹⁸

- tillräckligt stark effekt
- hög volatilitet i utfallet kräver lång före-period (annars riskerar vi att överanpassa modellen, s.k. over-fitting)
- tillgång till lämpliga jämförelseregioner. Bra jämförelseregioner har liknande utveckling i utfallet under lång tid innan behandling. Om endast vissa jämförelseregioner har mycket liknande trender innan behandling minimeras risken för over-fitting.
- ingen förväntanseffekt¹⁹
- behandling i regionen påverkar inte de potentiella jämförelseregionerna (så kallad SUTVA)
- konvext hölje (convex hull): Den behandlade regionens värden får inte vara extrema jämfört med de andra regionerna. Det ska alltså gå att ”härma” utfallen med vikter till jämförelseregionerna, det vill säga extrapolering är (oftast) inte tillåten.
- tillräcklig uppföljningstid
- tillräcklig före-period

¹³ Abadie, review och 2003, ”The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country”, 2003.

¹⁴ För en översikt av forskningen och praktisk metodtillämpning se Abadie, ”Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects”, 2021.

¹⁵ Abadie och Imbens, ”Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects”, 2011.

¹⁶ Abadie och L’Hour, ”A penalized synthetic control estimator for disaggregated data”, 2021; Ben-Michael, Feller och Rothstein, ”The augmented synthetic control method”, 2021.

¹⁷ Se Abadie, ”Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects”, 2021, s. 419 för en pedagogisk beskrivning av bias-korrigeringen.

¹⁸ Abadie, ”Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects”, 2021; Abadie och Vives-I-Bastida, *Synthetic Controls in Action*, 2021.

¹⁹ En förväntanseffekt innebär att den insats vars effekter vi är intresserade av kunnat förutses, med risken att en anpassning till insatsen skett redan innan den sjösatts.

Vi bedömer att data har dessa förutsättningar i stort men att endast Arvidsjaur, Gotland och Östersund kan uppfylla den första förutsättningen om storleken på effekten.²⁰

Om det sedan verkligen går att finna en bra viktad jämförelsegrupp för Gotland är, *a priori*, inte alls självklart. Det finns helt enkelt inga självklara jämförelseregioner till Gotland som är en stor ö utan landförbindelse till fastlandet.

Slutligen är det viktigt att påpeka att valen av ort för omlokaliseringarna i regel inte är slumpmässiga. De är oftast en form av kompensatorisk åtgärd till olika orter till följd av nedläggningar av Försvarsmaktens organisationsenheter (regementen, militärskolor, baser etc.).²¹ Om nedläggningsbesluten redan börjat påverka FA-regionens utveckling i utfallet vi intresserar oss för (exempelvis sysselsättningsgraden) kan den tillämpade metoden hitta lämpliga jämförelseregioner där utvecklingen också tagit samma riktning de sista åren innan behandling. Då är det möjligt att vi kan identifiera effekten av lokaliseringsbesluten. Men om nedläggningarna inte hunnit påverka sysselsättningsutvecklingen när myndighetslokaliseringarna påbörjas finns det inget sätt för oss att separera de negativa effekterna från nedläggningen från de potentiellt positiva effekterna av lokaliseringarna. Den uppmätta effekten blir helt enkelt nettoeffekten av nedlagda regementen och lokaliseringar av myndigheter. Därmed kan ett "nollresultat" tolkas som ett lyckat utfall, det vill säga lokaliseringarna kompenserade Försvarsmaktens nedläggningar på orten.

3.3.1 Estimeringen

Här återger vi en kort formell beskrivning av estimeringen.²²

Låt Y_{jt} vara utfallet vi är intresserade av för region j av $J+1$ regioner vid tidpunkt t . Regionen som får en lokalisering är $j=1$. Den syntetiska kontrollgrupp-estimatorn modellerar effekten av lokalisering vid tidpunkt T_0 genom en linjär kombination av optimalt valda vikter. Från tidpunkten då första lokalisering av myndighet beslutats i region 1 mäts den kausala effekten, $\hat{\tau}_{1t}$, som

²⁰ Det vill säga, tillskottet av nya arbeten på arbetsmarknaden är tillräckligt stort och koncentrerat för att det ska vara möjligt att med tillräcklig precision kunna beräkna följdverkningar av insatsen på sysselsättningsgraden.

²¹ Arvidsjaur: K 4 - Norrlands dragonregemente, omorganiserades till Arméns Jägarbataljon. Östersund: I 5 - Jämtlands fältjägarregemente, Trängbat/I 5 - Norrlands trängbataljon, F 4 - Jämtlands flygflottilj, ATS – Arméns tekniska skola, MHS Ö - Militärhögskolan lades ner. Även Motorskolan flyttades från Östersund till Skövde. För en fullständig lista över de olika nedläggningarna i förvarsbeslutet 2004 se Prop. 2004/05:43, bet. 2004/05:F6U5, rskr. 2004/05:143.

Gotland: P 18 - Gotlands regemente och MDG - Gotlands militärdistriktsstab lades ner.

²² Denna beskrivning bygger till stor del på Cunningham, *Causal Inference: The Mixtape*, 2021.

$$Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} \quad (1)$$

där w_j^* är en vektor med optimalt valda vikter. De variabler vi matchar på, X_1 och X_0 , måste vara opåverkade av lokaliseringen. I praktiken innebär det oftast att X är ett eller flera utfall och karaktäristika innan behandling (lokaliseringen). Vikterna väljs så att den s.k. normen

$$\|X_1 - X_0 W\| = \sqrt{(X_1 - X_0 W)' V (X_1 - X_0 W)} \quad (2)$$

minimeras under vissa begränsande villkor på vikterna: Vikterna får aldrig vara negativa och måste summera till 1. Utöver detta måste även vikter till X väljas, det vill säga vilken vikt varje variabel ska ha när vi bestämmer vikterna w^* . Om alla variabler hade haft samma vikt är V en identitetsmatris, det vill säga nollor överallt förutom på diagonalen där det endast finns ettor. Värdet på w^* beror alltså delvis på V . I praktiken bestäms oftast V genom att hitta vikterna som minimerar MSPE (medelvärdet av de kvadrerade prediktionsfelen) i före-perioden.²³ De optimala vikterna för den syntetiska kontrollgruppen minimerar alltså slutligen uttrycket

$$\sum_{m=1}^k v_m \left(X_{1m} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j X_{jm} \right)^2 \quad (3)$$

Där k är antal prediktorer/variabler och v är vikten till variabel m . Notera att om alla $v_m = 1$ hade exempelvis laggade värden av Y fått lika mycket inflytande i sökandet efter w^* som andra prediktorer oavsett deras förklaringsgrad.

Estimatoren kan givetvis byggas om och varieras på olika sätt. Vi kommer huvudsakligen att använda den bias-korrigerade varianten.²⁴ Vi introducerar en ny term $\widehat{\mu}_{0t}(x)$, regressionsprediktioner av Y för $x = X$.²⁵ Regressioner skattas alltså för alla Y_t i donatorspoolen. Ekvation (1) kan nu skrivas om till:

$$Y_{1t} - \widehat{\mu}_{0t}(X_1) - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* (Y_{jt} - \widehat{\mu}_{0t}(X_j)) \quad (4)$$

Den bias-korrigerade versionen justerar för mismatchning i egenskaperna/karaktäristika hos den behandlade regionen och alla regioner som bidrar till den syntetiska kontrollgruppen.

²³ För en noggrannare förklaring av möjliga tillvägagångssätt, se Abadie, "Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects", 2021.

²⁴ Abadie och L'Hour, "A penalized synthetic control estimator for disaggregated data", 2021; Abadie och Imbens, "Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects", 2011.

²⁵ Notera att estimatoren kan vara parametrisk eller icke-parametrisk. Exempelvis kan den skattas med ridge regression så som i Ben-Michael, Feller och Rothstein, "The augmented synthetic control method", 2021.

3.3.2 Inferens

Metoden med syntetisk kontrollgrupp skattar effekter med hjälp av prediktioner. Men prediktioner är alltid lite fel. Så hur vet vi att avvikelserna mellan faktiskt utfall och prediktionen är statistiskt signifikant? Det vanligaste sättet att beräkna osäkerheten för denna estimator är via s.k. permutationstest:

1. Beräkna effekterna av lokaliseringen på regionen som fått en lokalisering
2. Lägg tillbaka regionen med lokalisering i donatorpolen och upprepa steg 1 men nu för var och en av de regioner som inte fått en lokalisering (alltså placebokörningar).
3. Beräkna medelvärdet av de kvadrerade prediktionsfelen (MSPE) i föreperioden respektive efter-perioden för alla körningar.
4. Beräkna RMSPE, kvoten mellan MSPE efter och före lokalisering, för varje region.
5. Ranka RMSPE från högst till lägsta RMSPE.
6. Beräkna p-värdet genom kvoten av ranking och antal regioner

Om en region exempelvis har fått ranking 2 av 50 regioner betyder det att p-värdet är 0,04, det vill säga utfallet är bland de 4 procent mest extrema jämfört med andra regioner. Vid en konventionell signifikansnivå på 5 procent bedömer vi därmed effekten som signifikant.

En variant på denna metod är att beräkna MSPE i begränsade fönster av efterperioden. Där p-värdet för första året efter lokalisering endast beräknas på första årets MSPE efter lokalisering och där p-värdet för andra året efter lokalisering endast beräknas på de två första årens MSPE efter lokalisering.²⁶

3.4 Resultat

Arvidsjaur

Arvidsjaur's sysselsättningsgrad utvecklades betydligt bättre än den syntetiska kontrollgruppen²⁷ under 6 sammanhängande år. Givet att antagandena håller kan detta tolkas som att lokaliseringspolitik hade en positiv effekt på Arvidsjaur. Under de första åren 2006 till 2012 låg Arvidsjaur ungefär 2 procentenheter högre än den syntetiska kontrollgruppen (se diagram 1 och tabell 1). Permutationstest²⁸

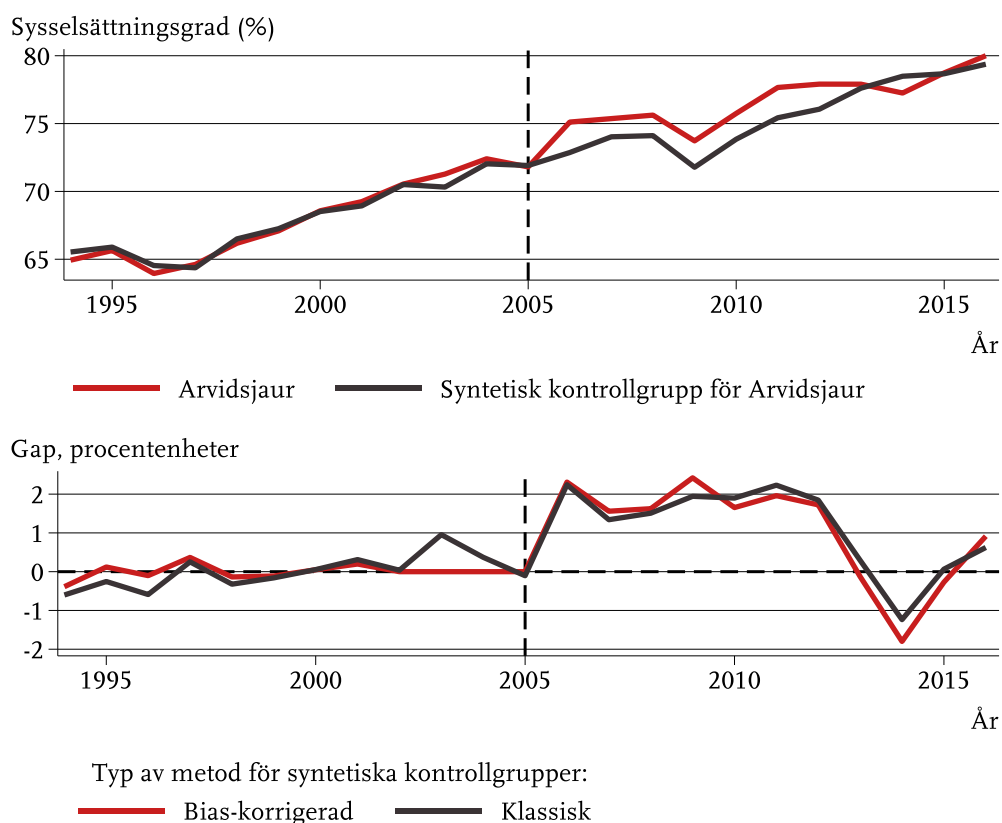
²⁶ Chernozhukov, Wüthrich och Zhu, "An Exact and Robust Conformal Inference Method for Counterfactual and Synthetic Controls", 2021.

²⁷ Består av (vikt i parentes): Gällivare (0,422), Mora (0,412) och Överkalix (0,166)

²⁸ Föreslogs först av Abadie, Diamond och Hainmueller, "Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's Tobacco control program", 2010; För en översikt av metoder för inferens, se även Abadie, "Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects", 2021.

av de bias-korrigerade värdena visar att skillnaden är statistiskt signifikant för dessa år. Efter 2012 faller dock effekten ner mot noll och blir insignifikant (se tabell 1). Den skattade effekten blir mycket likartad med och utan bias-korrektion (se den sista panelen i diagram 2) men den beräknade osäkerheten blir betydligt mindre med bias-korrektion. Utan bias-korrektionen är endast effekten för 2006 signifikant. diagram 2 illustrerar permutationstesten med bias-korrektion (som även återges i tabell 1).

Diagram 1 Estimering med syntetisk kontrollgrupp för Arvidsjaur



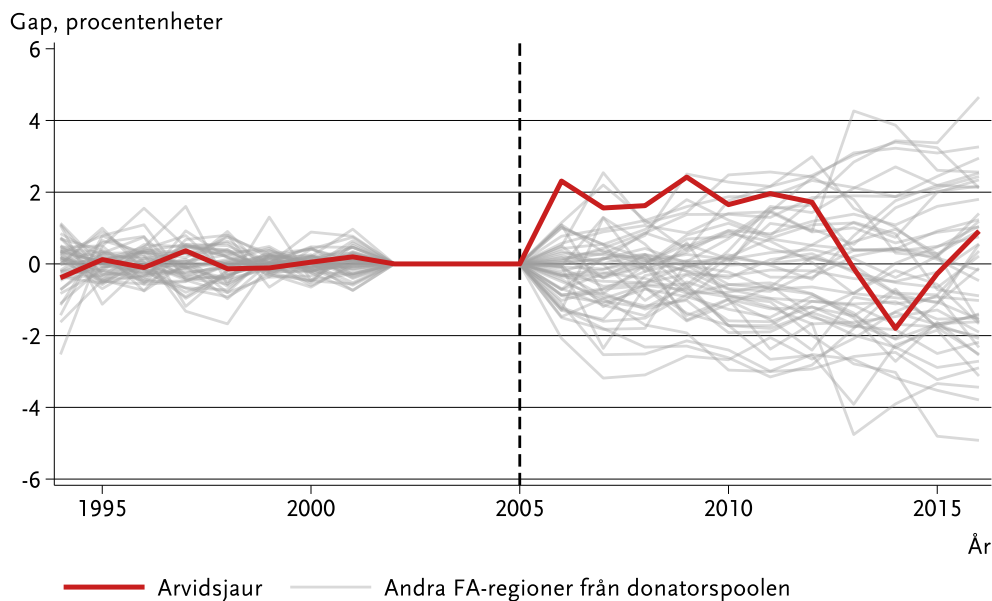
Källor: Statistiska centralbyrån (LISA) och egna beräkningar.

Tabell 1 Resultat – Syntetisk kontrollgrupp för Arvidsjaur

År	Gap	Gap bc	RMSPE	Rank	RMSPE bc	Rank bc	p	p bc
1994	-0,60	-0,39						
1995	-0,25	0,12						
1996	-0,59	-0,10						
1997	0,25	0,37						
1998	-0,32	-0,14						
1999	-0,16	-0,11						
2000	0,05	0,05						
2001	0,31	0,20						
2002	0,04	0,00						
2003	0,96	0,00						
2004	0,37	0,00						
2005	-0,10	0,00						
2006	2,24	2,31	12,65	2	72,55	1	0,04	0,02
2007	1,34	1,56	10,42	7	61,90	1	0,15	0,02
2008	1,51	1,63	9,82	8	58,50	1	0,17	0,02
2009	1,94	2,42	10,12	10	63,34	1	0,21	0,02
2010	1,90	1,65	10,24	12	61,23	2	0,25	0,04
2011	2,23	1,96	10,67	12	61,28	2	0,25	0,04
2012	1,85	1,72	10,63	11	60,31	2	0,23	0,04
2013	0,29	-0,13	9,96	13	56,43	3	0,27	0,06
2014	-1,24	-1,80	9,68	19	56,44	3	0,40	0,06
2015	0,06	-0,27	9,18	20	53,61	3	0,42	0,06
2016	0,63	0,92	8,82	22	51,84	3	0,46	0,06

Anm.: Gap avser skillnaden mellan den syntetiska kontrollgruppen och Arvidsjaur, det vill säga effekten. Gapet har beräknats med och utan bias-korrektion (bc). Rank avser vilken rangordningen på RMSPE (rank 1 innebär alltså att RMSPE är högst för det året jämfört med alla andra placebokörningar). P-värdet är den relativa rankingen (exempelvis rank 2 av 50 blir p-värde 0,04). RMSPE står för Ratio of mean squared prediction error. Kvoten avser: MSPE_PRE/MSPE_POST. MSPE_PRE avser hela perioden 1998 till 2005. MSPE_POST är ett kumulativt medelvärde, det vill säga MSPE_2006 består bara av 2006 men MSPE_2007 består av prediktionsfelen för både 2006 och 2007, MSPE_2008 består av 2006, 2007 och 2008 etc.

Källor: Statistiska centralbyrån (LISA) och egna beräkningar.

Diagram 2 Placebotest med bias-korrektion, Arvidsjaur

Källor: Statistiska centralbyrån (LISA) och egna beräkningar.

Tabell 2 Balans i de prediktiva variabelerna (medelvärden beräknade inom intervall som anges inom parentes).

	Arvidsjaur	Syntetisk kontrollgrupp
Befolkningsstillväxt (1994 till 2005)	0,0	0,0
Sysselsättningsgrad (1994 till 1997)	64,8	65,1
Sysselsättningsgrad (1998 till 2001)	67,8	67,8
Sysselsättningsgrad (2002)	70,5	70,5
Sysselsättningsgrad (2003)	71,3	70,3
Sysselsättningsgrad (2004)	72,4	72,0
Sysselsättningsgrad (2005)	71,8	71,9

Anm.: Medelvärden beräknade över de år som anges inom parentes.

Källor: Statistiska centralbyrån (LISA) och egna beräkningar.

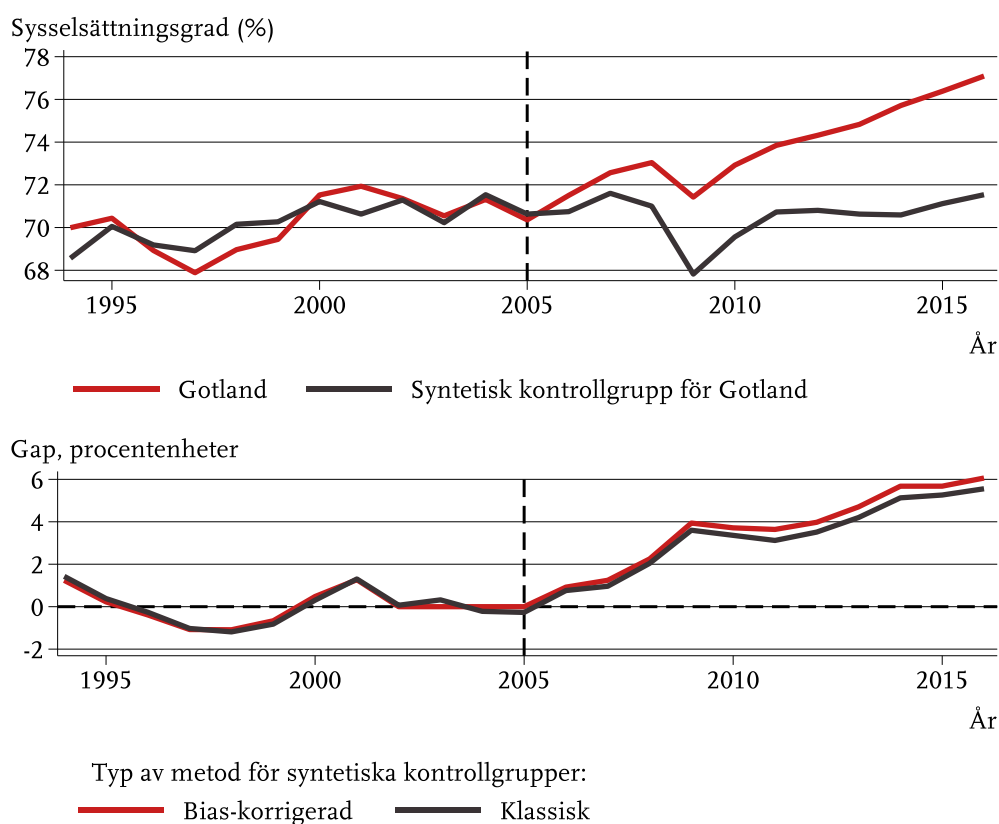
Gotland

Vid första anblick av diagram 3 ser det ut som att även Gotland fått en positiv effekt av lokaliseringpolitiken på sysselsättningsgraden.²⁹ Men när vi genomför permutationstesterna framkommer att RMSPE är betydligt lägre än en klar majoritet av placebokörningarna, det vill säga avvikelserna från den syntetiska kontrollgruppen har inte ökat lika mycket efter behandlingstillfället som övriga placeboskattningar. Gotlands kurva avviker tydligt från placebo-linjerna efter 2005

²⁹ Består av (vikt i parentes): Värnamo (0,154), Västervik (0,132) och Västlandet (0,714).

(se diagram 4 och tabell 3), men eftersom Gotland är relativt svårmatchad (fjärde högst MSPE innan 2006) förblir RMSPE relativt låg. Därför kan vi inte med en rimlig säkerhet uttala oss om sysselsättningseffekten av lokaliseringpolitiken för Gotland. Flera olika typer av specifikationer har testats, exempelvis har vi flyttat behandlingsåret till ett eller två år senare, förkortat och förlängt före-perioden och efter perioden samt minskat och ökat antal prediktorer. Resultaten står sig ändå eftersom de eventuella förbättringar i matchningen mot Gotland även ger förbättringar för placebokörningarna i minst lika hög grad.

Diagram 3 Estimering med syntetisk kontrollgrupp för Gotland



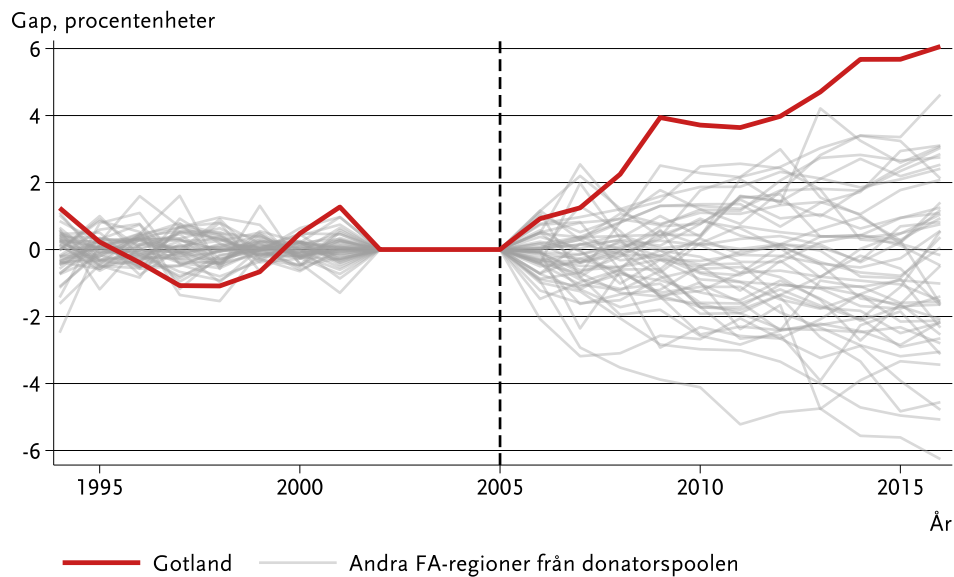
Källor: Statistiska centralbyrån (LISA) och egna beräkningar.

Tabell 3 Resultat – Syntetisk kontrollgrupp för Gotland

År	Gap	Gap bc	RMSPE	Rank	RMSPE bc	Rank bc	p	p bc
1994	1,43	1,24						
1995	0,38	0,23						
1996	-0,26	-0,39						
1997	-1,03	-1,08						
1998	-1,19	-1,09						
1999	-0,82	-0,66						
2000	0,31	0,48						
2001	1,31	1,27						
2002	0,07							
2003	0,32							
2004	-0,22							
2005	-0,27							
2006	0,76	0,92	1,23	36	0,75	1,74	37	0,77
2007	0,96	1,24	1,40	42	0,88	2,06	43	0,90
2008	2,04	2,25	2,22	39	0,81	2,97	38	0,79
2009	3,60	3,94	3,49	32	0,67	4,52	35	0,73
2010	3,36	3,72	3,96	31	0,65	5,11	34	0,71
2011	3,12	3,64	4,16	31	0,65	5,44	34	0,71
2012	3,52	3,98	4,41	31	0,65	5,78	34	0,71
2013	4,20	4,70	4,77	33	0,69	6,25	37	0,77
2014	5,13	5,68	5,28	34	0,71	6,89	36	0,75
2015	5,26	5,68	5,69	33	0,69	7,36	36	0,75
2016	5,56	6,06	6,06	36	0,75	7,81	36	0,75

Anm.: Gap avser skillnaden mellan den syntetiska kontrollgruppen och Arvidsjaur, det vill säga effekten. Gapet har beräknats med och utan bias-korrektion (bc). Rank avser vilken rangordningen på RMSPE (rank 1 innebär alltså att RMSPE är högst för det året jämfört med alla andra placebokörningar). P-värdet är den relativa rankingen (exempelvis rank 2 av 50 blir p-värde 0,04). RMSPE står för Ratio of mean squared prediction error. Kvoten avser: MSPE_PRE/MSPE_POST. MSPE_PRE avser hela perioden 1998 till 2005. MSPE_POST är ett kumulativt medelvärde, det vill säga MSPE_2006 består bara av 2006 men MSPE_2007 består av prediktionsfelen för både 2006 och 2007, MSPE_2008 består av 2006, 2007 och 2008 etc.

Källor: Statistiska centralbyrån (LISA) och egna beräkningar.

Diagram 4 Placebotest med bias-korrektion, Gotland

Källor: Statistiska centralbyrån (LISA) och egna beräkningar.

Tabell 4 Balans i de prediktiva variablerna (medelvärden beräknade inom intervall som anges inom parentes)

	Gotland	Syntetisk kontrollgrupp
Befolkningsstillväxt (1994 till 2005)	0,0029	-0,0004
Sysselsättningsgrad (1994 till 1997)	69,3	69,2
Sysselsättningsgrad (1998 till 2001)	70,5	70,6
Sysselsättningsgrad (2002)	71,4	71,3
Sysselsättningsgrad (2003)	70,5	70,2
Sysselsättningsgrad (2004)	71,3	71,5
Sysselsättningsgrad (2005)	70,4	70,6

Källor: Statistiska centralbyrån (LISA) och egna beräkningar.

Östersund

Resultaten för Östersund sammanfattar vi endast i en tabell. Matchningen går bra och relativt många regioner ingår i den syntetiska kontrollgruppen.³⁰ Över lag hittar vi dock inga betydande skillnader innan eller efter 2005 (första lokaliseringsåret) och de är heller inte statistiskt signifikanta (se tabell 5). Detta kan tolkas på flera sätt men vi bedömer att den rimligaste tolkningen är att myndighetslokaliseringarna lyckades kompensera för de olika nedläggningarna av Försvarsmaktens organisationsenheter (skolor, regementen etc.).

³⁰ Värnamo (0,036), Vimmerby (0,034), Jönköping (0,032), Lidköping-Götene (0,206), Stockholm (0,275), Örnsköldsvik (0,059) och Jokkmokk (0,357).

Tabell 5 Resultat – Syntetisk kontrollgrupp för Östersund

År	Gap	Gap bc	RMSPE	Rank	RMSPE bc	Rank bc	p	p bc
1994	0,35	0,27						
1995	-0,20	-0,25						
1996	0,06	-0,02						
1997	-0,34	-0,41						
1998	-0,13	-0,20						
1999	0,48	0,42						
2000	0,28	0,20						
2001	0,08							
2002	0,06							
2003	0,08							
2004	0,08							
2005	-0,09	-0,16	1,51	37	0,77	3,14	31	0,65
2006	0,36	0,29	4,53	20	0,42	4,54	34	0,71
2007	0,22	0,18	4,32	26	0,54	4,24	39	0,81
2008	-0,63	-0,65	6,62	21	0,44	7,39	31	0,65
2009	-0,49	-0,51	7,02	20	0,42	7,96	29	0,60
2010	-0,59	-0,58	7,65	23	0,48	8,61	30	0,63
2011	-0,21	-0,14	7,22	24	0,50	8,05	33	0,69
2012	-0,39	-0,34	7,16	25	0,52	7,88	35	0,73
2013	-0,64	-0,57	7,70	26	0,54	8,32	36	0,75
2014	-0,69	-0,64	8,22	27	0,56	8,82	35	0,73
2015	-0,31	-0,32	8,00	28	0,58	8,62	37	0,77
2016	0,04	-0,01	7,66	32	0,67	8,25	38	0,79

Anm.: Gap avser skillnaden mellan den syntetiska kontrollgruppen och Arvidsjaur, det vill säga effekten. Gapet har beräknats med och utan bias-korrektion (bc). Rank avser vilken rangordningen på RMSPE (rank 1 innebär alltså att RMSPE är högst för det året jämfört med alla andra placebokörningar). P-värdet är den relativa rankingen (exempelvis rank 2 av 50 blir p-värde 0,04). RMSPE står för Ratio of mean squared prediction error. Kvoten avser: MSPE_PRE/MSPE_POST. MSPE_PRE avser hela perioden 1998 till 2005. MSPE_POST är ett kumulativt medelvärde, det vill säga MSPE_2006 består bara av 2006 men MSPE_2007 består av prediktionsfelen för både 2006 och 2007, MSPE_2008 består av 2006, 2007 och 2008 etc.
Källor: Statistiska centralbyrån (LISA) och egna beräkningar.

Känslighetsanalys

Som en känslighetsanalys av resultaten har vi även provat en utökad variant på estimatorn, s.k. *Syntetisk Diff-in-diff*. Det är en regressionsmodell med fixa effekter för tid och regioner samt en binär behandlingsvariabel där vi även inkluderar

vikterna som skattats för att skapa den syntetiska kontrollgruppen³¹ samt vikter för de tidsfixa effekterna³². Denna variant är mer robust och kan ge högre precision i skattad effekt.³³ Den genomsnittliga effekten under perioden 2006 till 2012 skattas till 2,6 procentenheter för Arvidsjaur och är signifikant på en 5 procentsnivå (se tabell 6). Detta är helt i linje med våra huvudsakliga skattningar i tabell 1. Resultaten för Gotland och Östersund bekräftar även de den tidigare analysen där inget statistiskt säkerställt samband kan konstateras.³⁴

Slutligen har vi även prövat en alternativ metod³⁵ för att beräkna osäkerheten i effektskattningarna. Effektskattningarna blir mycket snarlika men samtliga effekter täcks inom osäkerhetsintervallet, det vill säga inga säkra effekter i någon FA-region.

Tabell 6 Resultat av Syntetisk diff-in-diff

	Arvidsjaur	Gotland	Östersund
Effekt (ATT)	2,601	2,168	-0,230
Standardfel	1,239	1,442	1,859
p-värde	0,036	0,133	0,902
Repetitioner ^a	500	500	500
Antal kluster	50	44	44

Anm.: ^a I stället för att använda varje enskild icke-behandlad region som underlag för att räkna ut osäkerheten används 500 slumpmässiga dragningar med återläggning från poolen av obehandlade regioner. ATT = Average treatment on the treated.

Andra utfallsmått

Med utgångspunkt från resonemanget kring de teoretiska effekterna har vi även undersökt, befolkningsutveckling, skatteintäkter och skatteintäkter per invånare i FA-regionen.³⁶ Men vi kunde inte finna någon effekt i något av dessa mått.

³¹ En skillnad här är dock att vikterna har skattats med en regulariseringsterm. Syftet är att öka spridningen i vikterna och garantera unika vikter.

³² Vikterna till de tidsfixa effekterna viktar ner utfall som inte liknar de strax efter behandlingstidpunkten.

³³ Arkhangelsky *m.fl.*, "Synthetic Difference-in-Differences", 2021.

³⁴ Som vanligt när det kommer till en kausal tolkning av Diff-in-diff måste vi göra troligt att antagandet om parallella trender är uppfyllt. De behandlade regionerna och deras syntetiska kontrollgrupper följer varandra nära fram till behandling vilket vi kan förvänta oss om den syntetiska kontrollgruppsviktningen fungerat väl, se Diagram 1 och Diagram 3.

³⁵ Cattaneo, Feng och Titiunik, "Prediction Intervals for Synthetic Control Methods", 2021; Cattaneo *m.fl.*, *scpi: Uncertainty Quantification for Synthetic Control Estimators*, 2022; *Uncertainty Quantification in Synthetic Controls with Staggered Treatment Adoption*, 2022.

³⁶ Skatteinkomster per invånare påverkas inte av det kommunala utjämningsystemet. Vi har prövat att dela skatteinkomster med den totala befolkningen i regionen och den arbetsföra befolkningen mellan 16 och 64 år. Resultaten är robusta för de olika definitionerna.

Andra FA-regioner

Vi har även prövat att skatta effekter på FA-regionerna Karlstad och Kiruna eftersom även de fick relativt stort tillskott. Men inget utfallsmått visar någon statistiskt säkerställd effekt.

4 Slutsatser

I denna bilaga har vi skattat effekterna av myndighetslokaliseringar på FA-regionerna Arvidsjaur, Gotland och Östersund. Vi finner endast en statistiskt signifikant effekt på sysselsättningsgraden i Arvidsjaur, i genomsnitt 2,6 procentenheters ökning av sysselsättningsgraden. Att den mätbara effekten försvinner efter 7 år behöver inte betyda att själva effekten av politiken har försvunnit. Ju längre ifrån 2006 (behandlingstidpunkten) vi rör oss, desto större är risken att Arvidsjaur och syntetiska kontrollgruppen för Arvidsjaur inte längre är jämförbara (mycket kan hända i kontrollgruppen under en så lång tid som påverkar utfallet utan att det direkt har att göra med lokaliseringpolitiken).

Estimeringarna för Gotland misslyckades i första steget då vi inte lyckades hitta en lämplig syntetisk kontrollgrupp.

En trolig tolkning av nollresultatet i Östersund är att lokaliseringpolitiken kompenenserade för de stora nedläggningarna av Försvarsmaktens organisationsenheter. Men metoden vi använt låter oss inte dra några säkra slutsatser kring detta.

I alla övriga estimeringar (de andra utfallsmåtten och FA-regionerna Karlstad och Kiruna) fungerade antingen sökningen efter lämpliga kontrollregioner dåligt eller så fann vi inga statistiskt signifikanta skillnader. Det är givetvis ändå möjligt att det finns någon sorts effekt av lokaliseringpolitiken på de valda utfallen men i så fall är storleken på de effekterna så små att vi inte kan mäta dem med tillräcklig precision.

Referenser

- Abadie, A. och Imbens, G.W., "Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 29, nr 1, 2011.
- Abadie, A. och L'Hour, J., "A penalized synthetic control estimator for disaggregated data", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 2021, nr 536, 2021.
- Abadie, A. och Vives-I-Bastida, J., *Synthetic Controls in Action*, Working paper, 2021.
- Abadie, A., "Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects", *Journal of Economic Literature*, vol. 59, nr 2, 2021.
- Abadie, A., Diamond, A. och Hainmueller, J., "Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's Tobacco control program", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 105, nr 490, 2010.
- Abadie, A., review, J.G.-A. economic och 2003, undefined, "The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country", *aeaweb.org*, vol. 93, nr 1, 2003.
- Andersson, A., Quigley, R., Wilhelmsson, J.M., Andersson, R., Quigley, J.M. och Wilhelmsson, M., "University decentralization as regional policy: the Swedish experiment", *academic.oup.com*, vol. 4, 2004.
- Andersson, A., Quigley, R., Wilhelmsson, J.M., Andersson, R., Quigley, J.M. och Wilhelmsson, M., "Urbanization, productivity, and innovation: Evidence from investment in higher education", *Elsevier*, 2009.
- Arkhangelsky, D., Athey, S., Hirshberg, D.A., Imbens, G.W. och Wager, S., "Synthetic Difference-in-Differences", *American Economic Review*, vol. 111, nr 12, 2021.
- Ben-Michael, E., Feller, A. och Rothstein, J., "The augmented synthetic control method", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 116, nr 536, 2021.
- Cattaneo, M.D., Feng, Y. och Titiunik, R., "Prediction Intervals for Synthetic Control Methods", <https://doi.org/10.1080/01621459.2021.1979561>, vol. 116, nr 536, 2021.
- Cattaneo, M.D., Feng, Y., Palomba, F. och Titiunik, R., *scpi: Uncertainty Quantification for Synthetic Control Estimators*, 2022.
- Cattaneo, M.D., Feng, Y., Palomba, F. och Titiunik, R., *Uncertainty Quantification in Synthetic Controls with Staggered Treatment Adoption*, Working paper, 2022.
- Chernozhukov, V., Wüthrich, K. och Zhu, Y., "An Exact and Robust Conformal Inference Method for Counterfactual and Synthetic Controls", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 116, nr 536, 2021.
- Cunningham, S., *Causal Inference: The Mixtape*, 2021.
- Faggio, G. och Overman, H., "The effect of public sector employment on local labour markets", *Journal of Urban Economics*, vol. 79, 2014.
- Faggio, G., "Relocation of public sector workers: Evaluating a place-based policy",

Journal of Urban Economics, vol. 111, 2019.

Jeon, M.S. och Lee, J. soo, "Is public agency relocation effective to achieve decentralization? Evaluating its effects on regional employment",
<https://doi.org/10.1080/07352166.2021.1962722>, 2021.

Prop. 2004/05:43, *Försvarsmaktens grundorganisation*, bet. 2004/05:FöU5, rskr. 2004/05:143.

Riksrevisionen, *Omlokalisering av myndigheter*, rapport 30, Riksrevisionen, 2009.

Statskontoret, *Statliga myndigheters lokalisering*, rapport 8, Statskontoret, 2016.