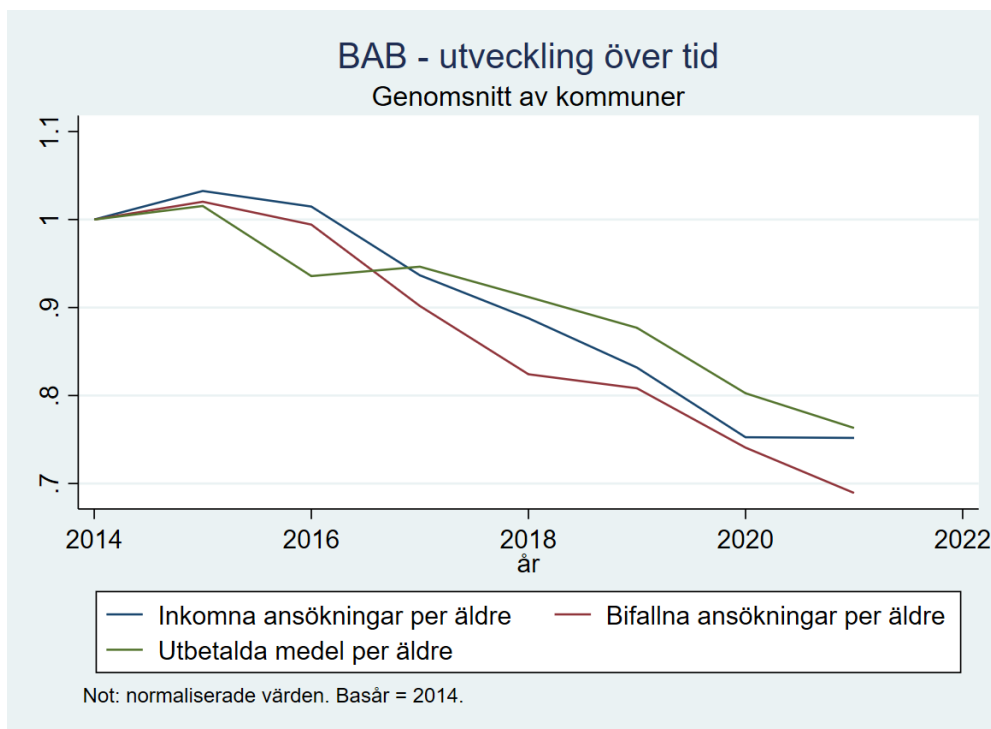


Kvantitativ analys – Utveckling av bostadsanpassningsbidraget

Mellan 2014-2021 har bostadsanpassningsbidraget minskat i omfattning. Oavsett om man tittar på det totala antalet ansökningar, antalet bifallna ansökningar, utbetalade medel eller antalet bifallna ansökningar per äldre, så ser man en stadigt nedåtgående trend.



Figur 1 Bostadsanpassningsbidragets utveckling över tid

Figur 1 Bostadsanpassningsbidragets utveckling över tid visar den genomsnittliga utvecklingen i kommunerna för andelen inkomna respektive bifallna ansökningar per äldre, samt genomsnittligt utbetalt medel per äldre. Det finns två huvudsakliga hypoteser till varför bostadsanpassningsbidraget har minskat i omfattning. Den ena är att bostadsstocken har blivit bättre anpassad över tid, och att behovet av anpassning därför minskat naturligt. Den andra är att politiska beslut har det möjligt för kommuner att vara mer restriktiva när det gäller att godkänna ansökningar. De två hypoteserna kommer att analyseras i tur och ordning nedan med hjälp av olika statistiska metoder.

Hypotes 1. Minskningen av bostadsanpassningsbidraget beror på bättre anpassade bostäder för äldre

Framför allt är det rimligt att anta att det främst är flerbostadshus som blivit bättre anpassade för äldre och funktionshindrade, bland annat på grund av de tillgänglighetskrav som finns i nyproduktion. Att flerbostadshus har blivit mer tillgängliga och i mindre behov av anpassning stöds av att andelen bidrag som gått till flerbostadshus har minskat över perioden – från ett kommunalt genomsnitt på 52% år 2013

till 49% år 2019. Dataunderlaget som de siffrorna bygger på innehåller dock färre kommuner och färre år än för övriga variabler, vilket gör det mer osäkert att dra några slutsatser om trender.

Ett annat sätt att pröva hypotesen är att titta på hur utvecklingen för bostadsanpassningsbidraget hänger ihop med hur de äldre bor i kommunerna. Om hypotesen stämmer borde det finna sett samband mellan bostadsanpassningsbidragets utveckling och hur de äldre bor i en kommun. Till exempel borde bidraget ha minskat mer i de kommuner där en större andel av de äldre bor i eller har flyttat till flerbostadshus. För att testa den prediktionen har data på kommunnivå mellan 2013-2021 använts (en mer utförlig beskrivning av data finns i ett separat avsnitt nedan).

Jämför man Sveriges 290 kommuner mellan åren 2014-2021 finns det först och främst ett signifikant *positivt* samband mellan genomsnittligt antal bifallna ansökningar per äldre (över 70 år) och genomsnittlig andel av de äldre som bor i flerbostadshus (Tabell 1, kolumn (1) nedan). Effekten kvarstår när man jämför kommuner som tillhör samma kommungrupp¹ men har olika nivå av andel äldre i flerbostadshus (Tabell 1, kolumn (2)). Kommuner som generellt sett har en högre andel av sina äldre i flerbostadshus beviljar alltså fler anpassningsbidrag per äldre. Hur stor andel av de äldre i en kommun som bor i flerbostadshus beror dock väldigt mycket på hur stor andel av den totala bostadsstocken som är flerbostadshus. Jämför man i stället kommuner inom samma kommungrupp och med samma andel flerbostadshus ser man att det snarare är andelen flerbostadshus som hänger ihop med fler utbetalade anpassningsbidrag (Tabell 1, kolumn (3)). Givet andelen flerbostadshus så finns det inte längre något signifikant samband mellan andelen äldre i det beståndet och antal utbetalda bidrag.

¹ Kommungruppsindelningen hämtas från SCB, där kommuner delas upp beroende på hur tätbefolkade de är, om de är pendlingskommuner samt om de har en besöksnäring.

Tabell 1. Beroende variabel: Antal bifallna ansökningar per äldre			
VARIABLER	(1)	(2)	(3)
Andel äldre i FB	0.040*** (0.006)	0.034*** (0.008)	-0.026 (0.024)
Andel FB i bestånd			0.058*** (0.022)
Kommungrupps-dummie	Nej	Ja	Ja
Konstant	0.025*** (0.002)	0.022*** (0.004)	0.018*** (0.004)
Observationer	290	290	290

Standardfel inom parentes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tittar man i stället på hur utbetalningen av bostadsanpassningsbidraget *förändrats* under perioden blir dock sambandet tydligare. I Tabell 2 nedan har den beroende variabeln bytts ut till förändringen i antal ansökningar per äldre mellan 2014-2021. Det jämförs sedan med förändringen i andelen äldre i flerbostadshus bland kommuner under perioden 2013-2021 (Δ Andel äldre i FB). Här framträder ett tydligt samband med utvecklingen av bostadsanpassningsbidraget: kommuner där andelen av de äldre som bor i flerbostadshus har ökat har också minskat antalet utbetalda bidrag per äldre (kolumn (1)-(4)). Sambandet kvarstår och är signifikant även om man jämför kommuner inom samma kommungrupp, med samma andel äldre i flerbostadshus och samma andel flerbostadshus i beståndet (kolumn (4)).

En intressant fråga är vilken del av beståndet som driver resultatet: är det flerbostadshus generellt eller nyproduktionen specifikt? För att undersöka det har variabeln Δ Andel äldre i FB i kolumn (6) delats upp på andel äldre i äldre respektive nya flerbostadshus. Resultatet visar att effekten snarare tycks drivas av andelen äldre i *äldre* flerbostadshus – variabeln Δ Andel äldre i äldre FB. Det finns dock ingen anledning att tro att nyproduktionen skulle vara sämre anpassad för äldre än äldre bostäder. En rimligare utgångspunkt är snarare att flerbostadshus generellt sett är i mindre behov av ytterligare anpassning än övriga bostäder (småhus). Resultatet i Tabell 2 skulle i så fall tala för att behovet av anpassningsbidrag minskar när en större andel äldre flyttar till flerbostadshus, oavsett vilken typ av flerbostadshus. Anledningen till att det just är äldre flerbostadshus som tycks driva minskningen kan vara att den statistiska modellen i Tabell 2 inte kan kontrollera för alla konstanta skillnader mellan kommuner inom samma kommungrupp. Det vill säga faktorer som kan göra att kommuner med en högre andel äldre i äldre flerbostadshus också tenderar att ha minskat bostadsanpassningsbidraget mer. En annan anledning kan vara att variabeln "nya flerbostadshus" är definierad som bostäder byggda efter 2013, vilket gör att variationen i andelen äldre som bor i sådana bostäder kommer vara ganska låg. Det gör i sin tur att det kommer vara svårare att hitta någon effekt.

Tabell 2. Beroende variabel: Skillnad i antal bifallna ansökningar per äldre mellan 2014-2021						
VARIABLER	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Δ Andel äldre i FB	-0.112** (0.046)	-0.107* (0.058)	-0.121** (0.058)	-0.122** (0.059)		
Δ Andel äldre i nya FB					-0.024 (0.074)	-0.038 (0.070)
Δ Andel äldre i äldre FB					-0.158** (0.079)	-0.163** (0.079)
Andel äldre i FB				-0.006 (0.034)	-0.016 (0.038)	-0.024 (0.037)
Andel FB i bestånd			-0.027*** (0.010)	-0.021 (0.032)	-0.016 (0.034)	-0.004 (0.033)
Δ Andel avslag						-0.075*** (0.016)
Kommungrupps-dummie	Nej	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Konstant	-0.025*** (0.002)	-0.017*** (0.006)	-0.011* (0.006)	-0.011* (0.006)	-0.013** (0.006)	-0.012* (0.007)
Observationer	290	290	290	290	290	
R-squared	0.018	0.062	0.080	0.081	0.087	
						290
						0.150

Robusta standardfel inom parantes

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.

För att ta hänsyn till enskilda kommuners olika förutsättningar, som skulle kunna ligga bakom resultaten i Tabell 1 och 2, kan man i stället använda en så kallad fixed-effekt-modell (Tabell 3). Eftersom man utnyttjar variationen över tid inom kommuner kan man då kontrollera för alla konstanta skillnader mellan kommuner. Skattar man en sådan modell så kvarstår den huvudsakliga slutsatsen från tabell 2: att kommuner som har ökat andelen äldre i flerbostadshus under perioden också har minskat andelen beviljade bidrag per äldre (kolumn (1) och (2)). Effekten kvarstår även när man kontroller för förändringen av andelen flerbostadshus i kommunen (kolumn (2)). Det uppstår dock en skillnad mot skattningen i tabell 2 när man i fixed-effect-modellen delar upp variabeln Andel äldre i FB på nya och äldre bostäder. Här är det i stället andel äldre i nya flerbostadshus (FB) som tycks vara det som driver resultatet. En förklaring till skillnaden gentemot resultatet i tabell 2 kan vara att det finns skillnader mellan kommuner som modellen i tabell 2 inte tar hänsyn till, som hänger ihop med både hur äldre bor i kommunen generellt sett och utvecklingen av anpassningsbidraget.

Tabell 3. FE-modell. Beroende variabel: Bifallna ansökningar per äldre.

VARIABLER	(1)	(2)	(3)
Andel äldre i FB	-0.088** (0.041)	-0.092** (0.044)	
Andel äldre i nya FB			-0.208*** (0.060)
Andel äldre i äldre FB			-0.039 (0.055)
Andel FB i bestånd		0.019 (0.060)	0.054 (0.055)
Kommun-fixa effekter	Ja	Ja	Ja
Års-fixa effekter	Ja	Ja	Ja
Konstant	0.079*** (0.014)	0.074*** (0.020)	0.044* (0.024)
Observationer	2,026	2,026	2,026
R-squared	0.390	0.390	0.397
Antal kommun-kluster	262	262	262

Standardfelen (inom parentes) är klustrade på 262 kommuner.

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

Avslag

Andelen avslagna ansökningar är negativt korrelerat med andel bifallna ansökningar per äldre, även när man kontrollerar för diverse variabler (se tabell 2, kolum 6). Anledningen till att effekten är så pass tydlig och signifikant beror troligtvis på att det till stor del är samma variabel som den beroende variabeln, andel bifallna ansökningar per äldre, eftersom andel avslag definieras som $avslag/(avslag+bifall)$.² En uppgång i antalet bifall kommer därför att resultera i en mekanisk nedgång i andelen avslag. Den negativa korrelationen indikerar dock att avslag och bifall inte följer varandra åt helt och hållet, vilket talar för att en ökning av andelen bifall per äldre beror på någonting annat än bara att fler ansökningar behandlades det året. En möjlig förklaring är att i kommuner där andelen äldre i bättre anpassade flerbostadshus har ökat, kommer en större andel av ansökningarna gälla åtgärder i småhus eftersom behovet av anpassning i flerbostadshus är mindre. Om ansökningar gällande åtgärder i småhus då har en större risk att avslås kommer det leda till att sådana kommuner kommer öka andelen avslag.³

² Anledningen till att nämnaren – det totala antalet ansökningar – definieras så, är att statistiken för inkomna ansökningar inte motsvarar hur många ansökningar som behandlades det året.

³ Här uppstår dock ett problem eftersom vi inte kan veta om de bifallna ansökningarna har en större sannolikhet att behandlas och diarieföras av kommunen ett visst år jämfört med de avslagna, eller tvärtom. För att dra sådana slutsatser krävs att man antar att det inte finns någon systematik kring om det är bifallna eller avslagna ansökningar som behandlas ett visst år.

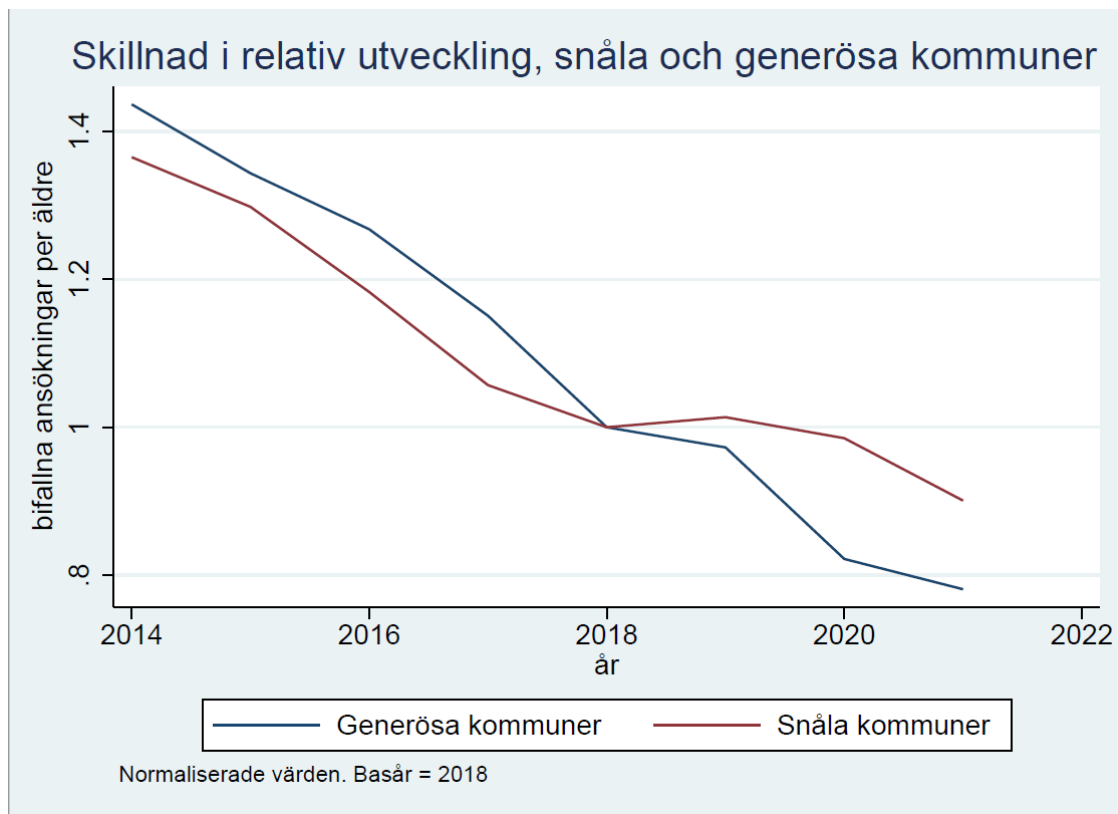
Tittar man på motsvarande resultat som i tabell 2, fast med andel avslag som beroende variabel, så finns det dock inte längre några signifikanta samband med de olika beroende variablerna, till exempel andelen äldre i flerbostadshus. Det talar antingen för att det inte finns någon systematik i hur andelen avslag fördelar sig när man beaktar övriga bakgrundsfaktorer, eller att den underliggande data inte är lika pålitlig och att *signal-to-noise*-ratiet därför är lägre.

Hypotes 2. Minskningen av bostadsanpassningsbidraget beror på lagändringen 2018

Tittar man på utvecklingen för inkomna och bifallna ansökningar ser man att bifallna ansökningar minskar mer relativt sett jämfört med utvecklingen för inkomna ansökningar (Figur 1). Det skulle kunna tala för att kommuner generellt har blivit mer restriktiva i sin bedömning över tid, eventuellt beroende på ändrade regler. Gapet mellan kurvan för bifallna respektive inkomna ansökningar minskar dock något efter 2018, vilket talar för att lagändringen som kom då inte hade någon extra effekt på minskningen av bostadsanpassningsbidragets omfattning.

För att undersöka effekten av lagändringen 2018 kan man jämföra kommuner som var restriktiva, eller "snåla", när det gäller att godkänna ansökningar innan 2018. Antar man att lagen innan 2018 tvingade de "snåla" kommunerna att upprätthålla en viss nivå, så borde dessa kommuner ha dragit ner på utbetalningarna av bostadsanpassningsbidraget när lagändringen möjliggjorde detta. "Generösa" kommuner torde å andra sidan inte ändra sitt beteende efter 2018, eftersom de redan innan låg över minimigränsen för anpassningsbidraget och inte såg lagen som en restriktion som tvingade dem att upprätthålla en viss nivå. Genom att jämföra utvecklingen för "snåla" och "generösa" kommuner efter 2018 kan man på så sätt testa hypotesen att lagändringen resulterade i färre bifallna bidrag. Vi definierar de "generösa" respektive "snåla" kommunerna utifrån huruvida det genomsnittliga antalet bifallna ansökningar per äldre mellan 2014-2017 låg över eller under medianen bland kommunerna.

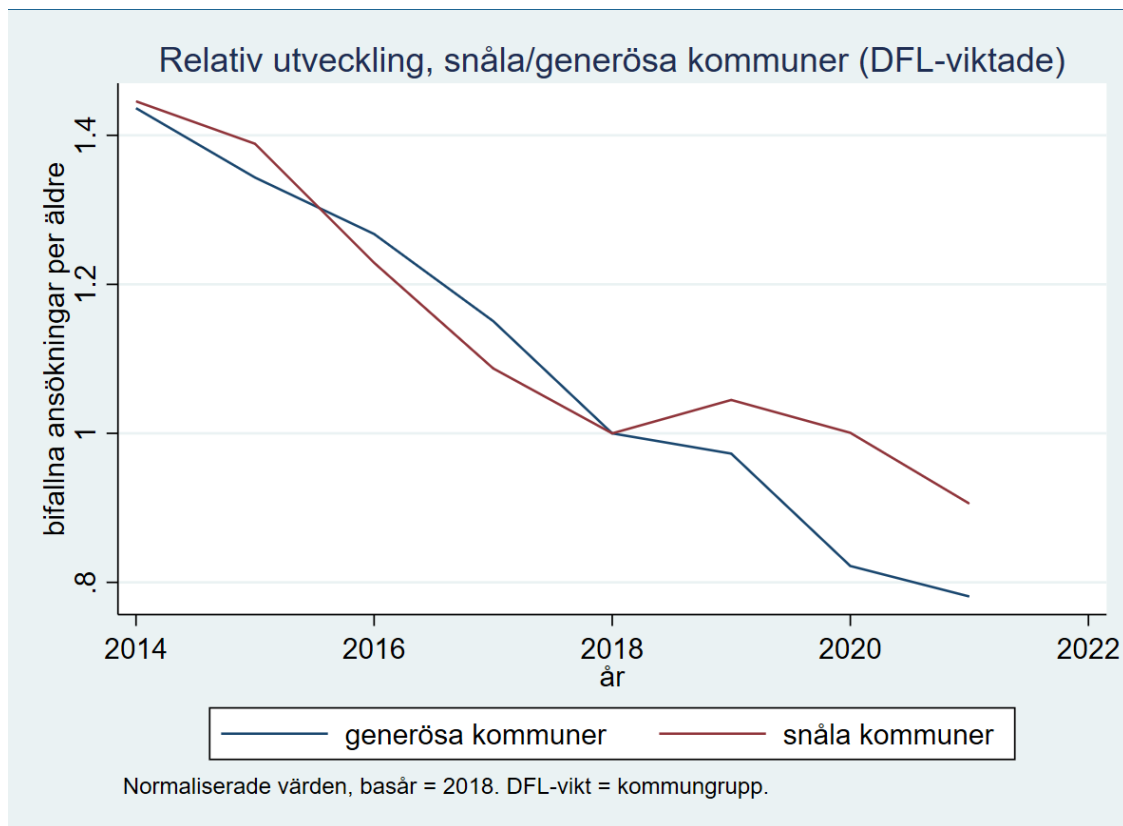
För att testa hypotesen jämförs den relativa utvecklingen för respektive grupp mellan 2014-2021. Om de två grupperna skulle uppvisa en parallell utveckling innan 2018, men en avvikande utveckling efter, skulle det vara en indikation på att något hände just 2018 som påverkade anpassningsbidraget. Trenderna för respektive grupp undersöks med hjälp av två metoder: dels grafiskt där den relativa förändringen följs över tid, dels med en difference-in-difference-regression. Fördelen med den grafiska metoden är att man inte gör några antaganden om effektens funktionella form (exempelvis att den är linjär), vilket man behöver göra i regressionsanalyser. Fördelen med regressionsanalys är att man kan kontrollera för bakomliggande faktorer på ett mer flexibelt sätt.



Figur 2 – Genomsnittlig utveckling över tid för "snåla" respektive "generösa" kommuner. Värdet för respektive grupp och år representerar det oviktade medelvärdet dividerat med värdet för 2018.

Resultatet i Figur 2 visar dock, tvärtom mot hypotesen, att det är den "generösa" halvan av kommunerna som avviker negativt gentemot den "snåla" halvan efter 2018. Det skulle kunna förklaras av att kommunerna i respektive grupp inte är jämförbara i andra aspekter som kan ha påverkan på resultatet. Tätbefolkade kommuner är exempelvis överrepresenterade i den "generösa" gruppen, och glesbefolkade i den "snåla", vilket gör att det kan finnas konstanta skillnader mellan kommunerna som förklarar utvecklingen snarare än kommunpolitikernas benägenhet att bevilja bostadsanpassningsbidrag. För att göra de två grupperna jämförbara kan man vikta om kommunerna i respektive grupp, så att de får samma fördelning av kommungrupper⁴. Viktningen gör att tätbefolkade kommuner i den snåla gruppen ges större vikt medan glesbefolkade ger en mindre vikt i genomsnittet. Den viktade genomsnittliga utvecklingen i Figur 3 visar dock att resultatet i Figur 2 kvarstår och inte kan förklaras av någon sådan kommungruppseffekt.

⁴ Metoden kallas för DFL-viktning och introducerades för första gången i (Dinardo, FORTIN, & LEMIEUX, 1996, vol 64, utgåva 5).

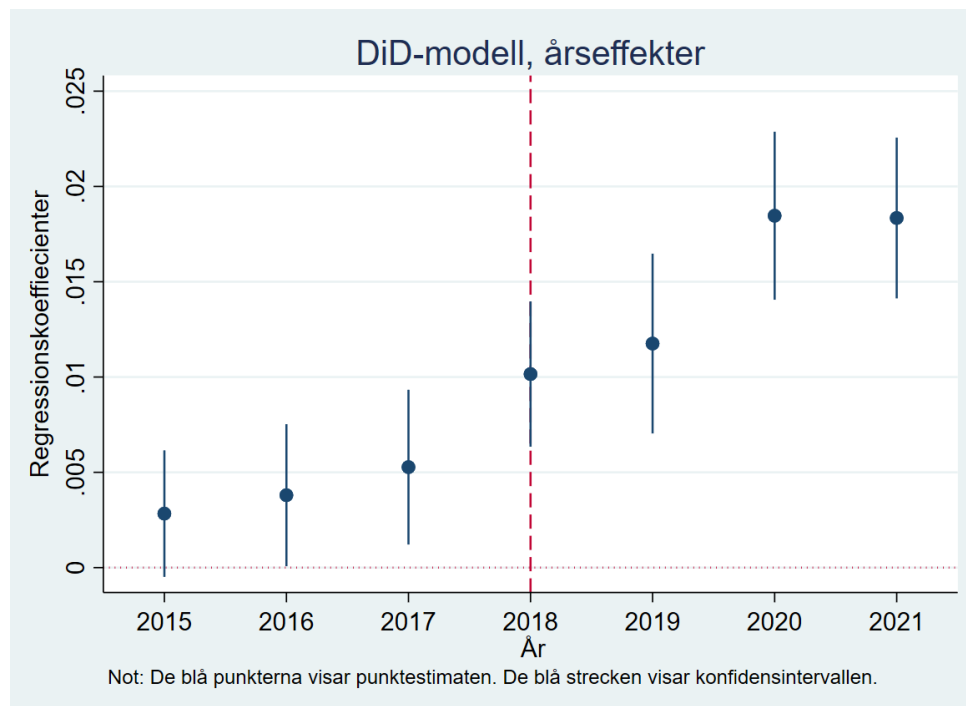


Figur 3 – Genomsnittlig utveckling över tid för "snåla" respektive "generösa" kommuner. Värdet för respektive grupp och år representerar det DFL-viktade medelvärdet dividerat med värdet för 2018. Kommungrupperna utgörs av SCB:s kommungruppsindelning, med skillnaden att större städer och storstäder klumpas ihop till en kommungrupp.

Resultaten i den grafiska jämförelsen över tid mellan "snåla" och "generösa" kommuner bekräftas om man gör motsvarande analys med hjälp av regressioner och så kallade difference-in-difference-skattningar. I Tabell 4 skattas en sådan modell där de två gruppernas relativa utveckling jämförs före och efter 2018 för att se om förändringen över tid för den ena gruppen skiljer sig från den andra. Resultatet visar att de "snåla" kommunerna uppvisar en signifikant positiv utveckling gentemot de "generösa" kommunerna efter 2018 (koefficienten "Snål" kommun x Efter 2018'), samma som i den grafiska metoden ovan.

Tabell 4. Difference-in-difference, 2 tidsperioder. Beroende variabel: Antal bifallna ansökningar per äldre	
(1)	
VARIABLER	
”Snål” kommun	-0.029*** (0.001)
Efter 2018	-0.018*** (0.001)
”Snål” kommun x Efter 2018	0.012*** (0.001)
Konstant	0.059*** (0.001)
Observationer	2,026
R-squared	0.517
Standardfel inom parantes	
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

Gör man samma skattning fast jämför den relativa skillnaden mellan grupperna år för år så får man samma resultat: de ”snåla” kommunerna har en signifikant positiv utveckling efter 2018 jämfört med de ”generösa”. Värt att notera är att de även uppvisar en signifikant positiv utveckling 2017, vilket talar för att inget speciellt hände i samband med lagändringen 2018, utan att skillnaden i utveckling snarare förklaras av en trendmässig minskning av bostadsanpassningsbidraget. Resultatet av modellen med års-effekter visas i Figur 4.



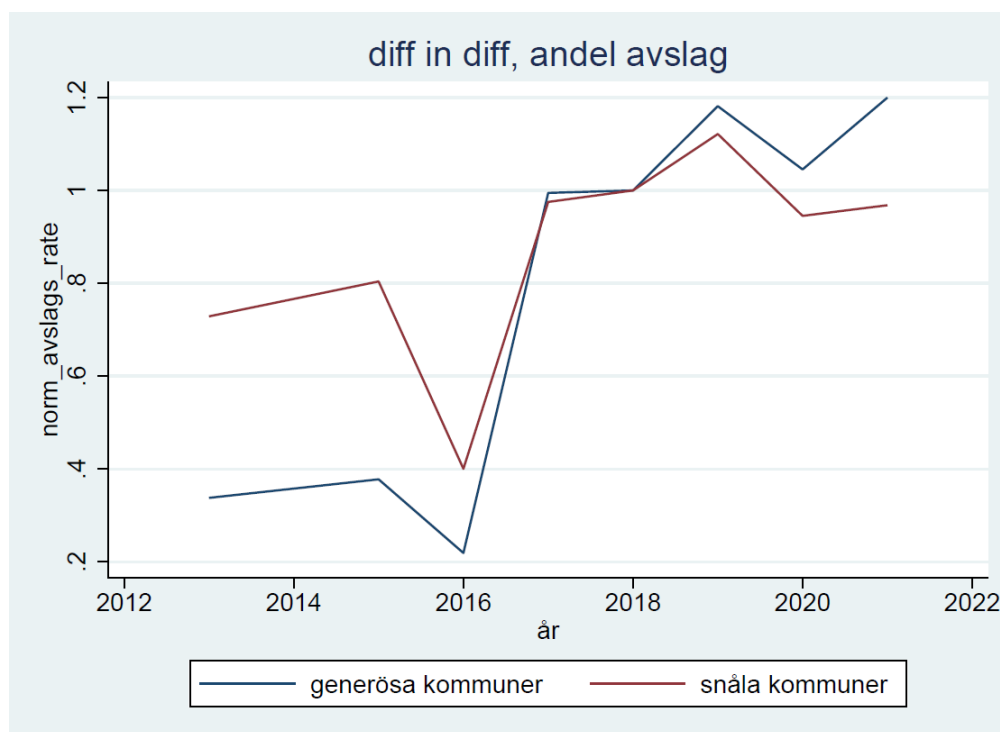
Figur 4 – Difference-in-difference-modell med årseffekter. Figuren visar skattningen för respektive årseffekt, där effekten motsvaras av interaktionen mellan variabeln "snål kommun" och år ("snål kommun" x år). Modellen inkluderar även kontroller för kommungrupp och kommungruppsspecifika årseffekter (kommungrupp x år). Beroende variabel: Antal bifallna ansökningar per äldre.

En annan möjlig förklaring till resultaten i Figur 2 och Figur 3 är att effekten beror på så kallad "mean reversion", vilket innebär att en kommun som av någon anledning avviker från den generella trenden en kortare period har en tendens att återgå till den allmänna trenden igen senare. I det här fallet skulle mean reversion innebära att de kommuner som klassas som "snåla" hade en tillfällig svacka med färre bifallna ansökningar under perioden 2014-2017. När den tillfälliga svackan var över återgår sedan dessa kommuner till den allmänna trenden. De kommuner som klassas som "generösa" hade istället en tillfällig uppgång i antalet bifallna ansökningar under perioden innan 2018, för att sedan uppvisa en minskning när de återgick till trenden. De kommuner som bara är tillfälligt "snåla" respektive "generösa" kommer då uppvisa en tillfälligt mer positiv respektive negativ trend i samband med att de återgår till den genomsnittliga trenden i perioden efter 2018. Det skulle i så fall skapa just den tendens vi ser i figur 1, att "snåla" kommuner har en mer positiv utveckling efter 2018, även om inte lagändringen påverkade bostadsanpassningsbidragets omfattning nämnvärt.

Det här är ett generellt problem i difference-in-difference-modeller när den oberoende variabeln (i vårt fall indelningen i "snål" och "generös") baseras på tidigare värden av den beroende variabeln (i vårt fall bifallna ansökningar per äldre). Att använda en annan variabel för att dela upp kommunerna i snåla respektive generösa, såsom utbetalningar per äldre eller andelen bifallna ansökningar per inkomna, löser inte problemet. Anledningen är att de variabelerna hänger ihop med antalet bifallna ansökningar på ett sätt som gör att man i stort sett använder sig av samma variabel. Det ser man också eftersom vi får samma resultat om vi gör samma körning fast med en annan variabel för uppdelning i grupper.

Trots de metodologiska begränsningarna i difference-indifference-metoden kan man ändå dra någon form av slutsats utifrån dem i relation till hypotesen: Hade hypotesen varit sann så hade det varit osannolikt att resultaten gick *tvärtemot* vad man hade förväntat sig. Resultatet ger därför visst stöd till att lagändringen 2018 inte kan förklara nedgången i bostadsanpassningsbidraget.

Byter man ut den beroende variabeln "bifallna ansökningar per äldre" till "andel avslag" i modellerna ovan, bekräftas resultatet från de tidigare skattningarna. De kommuner som varit "generösa" – det vill säga haft en låg andel avslag innan 2018 – ökar sin andel avslag relativt sett efter 2018 gentemot den "snåla" gruppen av kommuner som hade en hög andel avslag i perioden innan. Alltså tvärtemot vad som borde vara fallet om de "snåla" kommunerna tilläts bli ännu mer restriktiva efter 2018 (se . Resultatet kvarstår även om man viktat om kommunerna så att de får samma fördelning av kommungrupper.



Figur 5 - Genomsnittlig utveckling av andel avslag över tid för "snåla" respektive "generösa" kommuner. Värdet för respektive grupp och år representerar det oviktade medelvärdet dividerat med värdet för 2018.

Data

Uppgifter om bostadsanpassningsbidraget med avseende på antalet inkomna och bifallna ansökningar samt utbetalda medel har använts på kommunnivå mellan 2014-2021. Vissa inrapporteringsproblem tycks dock finnas i den data, bland annat eftersom vissa kommuner i genomsnitt har en bifallandekvot (bifallna ansökningar/inkomna ansökningar) på över ett under perioden. Det finns även en del outliers vissa år där uppgifterna sticker iväg på ett sätt som troligtvis inte beror på faktiska förändringar, utan snarare på någon typ av problem i datainsamlingen (retroaktiv inrapportering till exempel). I tabell 2 har därför skillnaden mellan första och sista årets värden i stället beräknats utifrån en linjär trend för respektive variabel, i syfte att undvika att eventuella inrapporteringsfel det första och sista året påverkar resultatet för mycket.

Uppgifter om antalet beviljade ansökningar finns för varje år under hela perioden 2014-2021. Uppgifter om antalet äldre i olika typer av bostäder finns dock bara för åren 2013, 2018 och 2021. För att kunna utnyttja hela tidsserien av beviljade ansökningar så har vi skattat en motsvarande linjär tidstrend för antalet beviljade ansökningar för respektive kommun, och använt de skattade värdena för att imputera de saknade värdena för 2014, 2015-2016 samt 2019-2020. Fördelen med upplägget är att man fullt ut utnyttjar all den information som funnits tillgänglig (tex genom att använda värdet för 2013 för att säga någonting om värdena för 2014-2017). Nackdelen är att trender i den oberoende variabeln kan förstärkas vilket skulle kunna skapa ett samband som kanske inte finns. Exempelvis kan skillnaden mellan resultaten i tabell 2 och 3 – där effekten är starkare i tabell 3 – eventuellt förklaras av att fixed-effect-skattningen i tabell 3 bygger på en större andel intrapolerade datapunkter. En maximalt konservativ skattning som begränsar sig till de år där alla variabler har värden (2018 och 2021) ändrar dock inte tecken på någon av effekterna. Det som händer är att effekten blir något svagare och signifikansen går ner. Punktestimatet för Andel äldre i FB i kolumn (2) i tabell 3 går exempelvis ner från -0,9 till -0,7 om skattningen begränsas till 2018 och 2021. Antar man att värdet för Andel äldre i FB år 2014 (som inte finns) är lika med värdet för 2013 (som finns) och även inkluderar 2014 i skattningen så blir punktestimatet -0,8. Delar man upp variabeln Andel äldre i FB på nya och äldre flerbostadshus kvarstår effekten även här när man begränsar skattningen till 2018 och 2021, där punktestimatet för äldre i nya flerbostadshus sjönk från -0,2 till -0,1. Sätter man värdet för 2014 lika med 2013 och inkluderar 2014 i skattningen går istället punktestimatet ner till -0,18. Signifikansnivån påverkas inte nämnvärt jämfört med den ursprungliga modellen där alla år är inkluderade.

Alla kommuner i data-setet uppvisar tecken på någon typ av eftersläpning i inrapporteringen, eftersom alla kommuner något år har en bifallandekvot på över ett. Att kommuner har en kvot över ett är inte konstigt eftersom man rapporterar in per kalenderår och alla ärenden hinner inte avgöras under samma kalenderår som de inkommer. 28 kommuner har dock en genomsnittlig bifallandekvot över ett under hela perioden 2014-2017. De har därför exkluderats i fixed-effect-modellen (tabell 3) samt i difference-in-difference-modellerna i del 2, med argumentet att det tycks finnas ett mer systematiskt inrapporteringsfel i dessa kommuner.

4. Referenser

Dinardo, J., FORTIN, N., & LEMIEUX, T. (1996, vol 64, utgåva 5). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 1996, vol. 64, issue 5, 1001-44, 1001-44.

/WSP Advisory, 2022-10-10