



Hur träffsäkra är svenska kommunala befolkningsprognoser?

Jan Amcoff, Thomas Nedomysl och Sophia Phylactou

Sammanfattning

Befolkningsprognoser används i stor utsträckning av kommuner och regioner för planeringsändamål. Trots det är kunskapen om prognosernas träffsäkerhet begränsad. I denna rapport analyseras träffsäkerheten i befolkningsprognoser som tagits fram av 26 av de mest folkrika kommunerna i Sverige avseende tidsperioden 2010–2022. Resultaten visar att den prognosticerade folkmängden i genomsnitt avviker från den folkbokförda folkmängden med knappt två procent, fem år efter den tidpunkt när prognosen ställdes, och med drygt tre procent efter 10 år. Efter fem år råder genomsnittligt en överskattning om 0,3 procent, men när 10 år har gått har överskattningen förbytts i sin motsats, en underskattning om 2,2 procent. Resultaten för specifika åldersgrupper visar att prognoser för 0-åringar har högst avvikelse, vilket är tämligen väntat givet svårigheter att förutse födslar. Träffsäkerheten är betydligt bättre för äldre åldersgrupper undantaget 19–24-åringar som är i en flyttintensiv ålder vilket ökar prognosavvikelsen. Så långt stämmer resultaten väl överens med slutsatserna i tidigare studier utförda i andra länder, men träffsäkerheten i de svenska kommunernas befolkningsprognoser tycks vara bättre än annorstädes. Dessutom visar vår studie att födda och döda konsekvent överskattas i prognoserna, medan in- och utflyttning underskattas. Födda, in- och flyttning visar ökande prognosavvikelse över tid, medan dödsfall förblir relativt stabila. Rapportens resultat bidrar till en bättre förståelse för befolkningsprognoser och dess implikationer för styrning genom att visa beslutsfattare hur stora prognosernas felmarginaler brukar vara för befolkningen totalt, och i några av dess subgrupper.

Inledning

Befolkningsprognoser utgör det i särklass viktigaste planeringsunderlaget för kommunal verksamhet. Information om hur antalet invånare i olika åldersgrupper väntas utvecklas över tid är helt avgörande för att kunna planera för framtida behov inom vitt skilda områden såsom bostadsbyggande, infrastruktur, vattenförsörjning, utbildning och omsorg, men också för att få en uppfattning om hur framtida resurser (t ex skatteunderlaget) kommer att förändras. Varje år fattas betydande investeringsbeslut med utgångspunkt i vad befolkningsprognoserna visar.

De flesta beslutsfattare är rimligtvis medvetna om att befolkningsprognoser inte ger en exakt bild av vare sig den framtida befolkningens storlek eller sammansättning. Samtidigt är det svårt att bedöma hur träffsäkra de egentligen är. Man får helt enkelt fatta besluten på grundval av det resultat som prognosen pekar på och hoppas att den kommer att pricka in den verkliga befolkningsutvecklingen hyggligt. Man kan emellertid fråga sig vilka investeringsbeslut som hade fattats om man hade bättre kunskap om hur träffsäkra prognoserna i genomsnitt brukar vara?

Syftet med denna rapport är att granska träffsäkerheten i kommunala befolkningsprognoser, med de prognoser som gjorts i 26 av landets mest folkrika kommuner avseende perioden 2010–2022 som empiriskt underlag. Denna tidsperiod omfattar en hel del demografisk turbulens i Sverige. Framför allt är tidsperioden präglad av en ökad invandring fram till år 2016, följt av en mer restriktiv migrationspolitik som därefter nästan halverade invandringen. Dessutom har Covid-19-pandemin år 2020, och en märkbar nedgång i födselar år 2022, nyligen bidragit med ytterligare komplexitet.

Mer specifikt avser rapporten att besvara följande forskningsfrågor:

- Hur stor är den genomsnittliga absoluta procentavvikelsen mellan folkbokföringen och kommunala befolkningsprognoser, och hur förändras träffsäkerheten över tid?
- I vilken utsträckning tenderar prognoser att underskatta eller överskatta den folkbokförda befolkningsutvecklingen?
- Hur stora är prognosernas genomsnittliga absoluta procentavvikelser från folkbokföringen avseende specifika ålderskategorier, och i vilken utsträckning tenderar storlekarna på dessa ålderskategorier att underskattas eller överskattas?
- Hur stor är prognosernas genomsnittliga absoluta procentavvikelser från folkbokföringen för de demografiska komponenterna (födda, döda, in- och utflyttade)?

Förhoppningen är att svaren på dessa frågor kommer att stärka beslutsfattarnas förtroende för att använda kommunala befolkningsprognoser genom att de därmed får en bedömningsgrund. Vi hoppas också kunna bidra med insikter till dem som är involverade i arbetet med att ta fram och förbättra kommunala befolkningsprognoser.

Litteraturoversikt

UTVECKLINGEN AV BEFOLKNINGSPROGNOSE

Den så kallade kohort-komponentmetoden utgör det i särklass vanligaste sättet att framställa befolkningsprognoser. Den innebär att man, förutom att åldra befolkningen allteftersom prognosen rullas framåt i tiden, gör antaganden om i vilken utsträckning en kohort – fördelad på några attribut (vanligtvis ålder och kön) – kommer att beröras av de förändringskomponenter som ingår i den så kallade demografiska ekvationen (födda, döda, inflyttning, och utflyttning). Antagandena baseras ofta (men inte nödvändigtvis) på utfall under en gången tid (en "basperiod"). Metodens ursprung brukar vanligtvis tillskrivas den brittiske ekonomen Edwin Cannan (1895). Kohort-komponentmetoden utvecklades och kom i allmänt bruk under 1900-talets första hälft (t.ex. Whelpton 1936). I Sverige genomfördes de första prognoserna inspirerade av denna metod på 1920-talet (Cramér 1925, Wicksell 1926). Under 1930-talet började semi-officiella nationella befolkningsprognoser att publiceras, en uppgift som Statistiska centralbyrån har genomfört med regelbundenhet alltsedan 1960-talet. Det verkar som att frågan om träffsäkerhet väcktes nästan samtidigt som de första befolkningsprognoserna publicerades (se White 1954 för en sammanställning av de tidigaste diskussionerna på temat). En mer aktuell översikt av träffsäkerheten hos befolkningsprognoser generellt återfinns t.ex. i Keilman (2020). Ett vanligt sätt att hantera befolkningsprognosers osäkerhet är att ta fram flera alternativa prognoser, baserade på olika antaganden. Sedan 1990-talet har också stokastiska befolkningsprognoser tagits i bruk. Då beräknas en träffsäkerhet redan när prognosen ställs. Denna prognosmetods förhistoria sträcker sig ända tillbaka till 1900-talets mitt, då den finske statistikern Leo Törnquist (1949) gjorde sina pionjärarbeten i genren.

LOKALA BEFOLKNINGSPROGNOSE

Siegel (1952) ger en överblick av de tidigaste lokala befolkningsprognoserna och initierade en allmän diskussion om detta sub-område inom befolkningsprognosforskningen. Bland de svårigheter som – jämfört med nationella prognoser – tillkommer när mindre områden ställs i fokus, märks att de totala befolkningarna ofta är av små numerärer, att geografiska indelningsförändringar är vanligare, och att datatillgången som regel är sämre. Ett flertal metoder har utvecklats och använts för att hantera dessa komplikationer. I den ena änden av metodspektrumet finns förenklade och datasnåla varianter av kohort-komponentmetoder (t.ex. Hamilton och Perry 1962). I den andra änden finner man komplicerade ansatser såsom mikrosimulering (Li 2019; Ernst m.fl. 2023), och mer nyligen genomförda försök att dra nytta av maskininläring (t.ex. Weber 2020; Grossman m.fl. 2022). Den rika floran av alternativa prognosmetoder har lett till en hel sub-litteratur av studier som jämför olika metoder för lokala befolkningsprognoser. (En aktuell översikt finns i Wilson m.fl. 2022.)

De tidigaste svenska lokala befolkningsprognoserna genomfördes under 1940-talet (se SOU 1945, kapitel VIII, för en sammanställning). Elofsson m.fl. (1980) och Nilsson (1981) beskriver 1960-talet som en brytningsperiod när

kommunerna fick nya planeringsuppgifter, vilket ledde till att systematiska befolkningsprognoser på bred front ersatte grova uppskattningar baserade på tumregler. År 1969 hölls en stor konferens där olika datorstödda lokala prognosmodeller presenterades (Kommunalstatistiska föreningen 1970), följt av en andra konferens år 1981 (Föreningen för kommunal statistik och planering 1981). Utvecklingen ledde till etablerandet av ett arbetssätt som innebär att varje kommun gjorde sin egen befolkningsprognos. Följaktligen finns ingen begränsning för att alla kommuners prognoser summeras till ett rimligt nationellt utfall. (I våra grannländer – Danmark, Finland och Norge – har de centrala statistikbyråerna producerat befolkningsprognoser som brutits ned på kommuner i flera decennier.) Gulbrandsen (1960) var den förste att tillämpa en nationell begränsning när han gjorde lokala prognoser för hela landet (indelat i drygt 100 delområden) samtidigt. Lokala prognoser vars sammantagna utfall begränsas av rikets utfall har sedan dess publicerats sporadiskt (t.ex. Nygren och Persson 2001; Amcoff och Westholm 2007). Sedan år 2020 framställer Statistiska centralbyrån sådana lokala prognoser på kommunnivå.

Eftersom förutsättningarna för lokala befolkningsprognoser alltså skiljer sig från nationella har det visat sig att resultaten från träffsäkerhetsstudier på nationell nivå heller inte utan vidare kan överföras till regionala eller lokala prognoser (Smith och Tayman 2003). Trots att behoven av kunskap om befolkningsprognosers utfall torde vara minst lika stora på den lokala nivån som på den nationella, är antalet publicerade studier färre. Att döma av en australiensisk studie (Wilson och Shalley 2019), återspeglar detta inte något ointresse bland dem som använder lokala prognoser; tvärtom tyder deras undersökning på ett betydande intresse, och det finns inga skäl att tro att det skulle vara annorlunda i Sverige.

Liksom det finns många olika metoder för att göra lokala befolkningsprognoser finns det också olika sätt att utvärdera dem (för en översikt, se Rees m.fl. 2019). Med tanke på syftet med denna studie (att undersöka träffsäkerheten i kommunernas befolkningsprognoser) och förutsättningarna för att ställa de prognoser som utvärderas (god tillgång till högkvalitativa detaljerade – i tid och rum – befolkningsdata, och ett sammanhang där kohort-komponentmetoden är helt dominerande), kommer denna studie att utnyttja data från gången tid och jämföra prognoser med de faktiska utfallen som de avtecknar sig i registerdata. Det faktum att kommunerna genomför sina prognoser var för sig innebär också att metoder för att utvärdera hela uppsättningar av lokala befolkningsprognoser är mindre relevanta här. Återstoden av litteraturgenomgången kommer att fokusera på vilka faktorer som i utvärderande studier har visat sig påverka träffsäkerheten hos lokala befolkningsprognoser och vilka antaganden som är förenade med större/mindre svårigheter att pricka rätt.

FAKTORER AV BETYDELSE FÖR TRÄFFSÄKERHETEN HOS LOKALA BEFOLKNINGSPROGNOSE

Redan i en av de första studierna som utvärderade lokala befolkningsprognoser (Schmitt och Crossetti 1953) noterades (den

nästan självklara) relationen mellan en prognos tidshorisont och dess träffsäkerhet. Ju längre fram i tiden en befolkningsprognos sträcker sig, desto sämre blir dess träffsäkerhet. Detta förhållande har observerats i nästan varje studie sedan dess. Smith och Sincich (1991) noterade dessutom att avvikelser tycktes vara linjär över tid. Rayer (2008) rapporterar att också prognosernas bias (d v s över- eller underskattningar) ökar med prognoshorisonten, och enligt Rayer m.fl. (2009) tenderar denna bias att vara positiv under de första åren av en prognos, men negativ under dess sista år.

Isserman (1977) noterade att prognossammanhanget (dvs. typ av geografiskt område och tidsperiod) också spelade roll för träffsäkerheten. Prognoser i områden/under tidsperioder med omfattande befolkningsförändringar var mindre träffsäkra (jämför också Murdock m.fl., 1984; Rayer, 2008; Cho och Lee, 2022) och uppvisade högre bias (Smith och Shahidullah 1995; Rayer 2008; Tayman m.fl. 2011). Startåret som sådant har också rapporterats vara av betydelse för både träffsäkerhet och bias (Rayer 2008; Tayman m.fl. 2011).

Eftersom migrationskomponenten (men inte födöfall och dödsfall) definieras av avgränsningen av de områden en prognos avser (ju mindre geografiska områden, desto fler flyttlass kommer att korsa deras gränser), är den sämre träffsäkerhet som demonstreras för dessa komponenter (Ernst och Soyka, 2003; Wilson, 2012; Statistik New Zealand, 2016; Yamauchi m.fl., 2017; TRF, 2018; Danmarks Statistik, 2023) inte oväntad. Flera studier har fördjupat detta tema och kommit fram till att förändringar i migration kan vara relaterade till: urbaniseringstakten (Rogne och Tønnessen, 2014), huruvida ett område utgör en egen arbetsmarknadsregion eller tillhör en större (Simpson m.fl., 2020), villkor på arbetsmarknaden mer generellt (Wilson och Rowe, 2011) eller t o m förändringar i fastighetsskatteregler (Lux-Henseler, 2013). Rayer m.fl. (2009) kommer fram till att befolkningsförändringar tenderar att vara mer problematiska för träffsäkerheten om de tar sig uttryck som tillväxt snarare än minskning, men Cameron och Poot (2011) rapporterar motsatt slutsats.

Det faktum att migrationens storlek är avhängig områdenas geografiska avgränsningar innebär också att träffsäkerheten kan förväntas öka med befolkningens storlek, ett förhållande som uttryckligen bekräftats av exempelvis Murdock m.fl. (1984), Smith och Shahidullah (1995), Statistik Finland (2013), Smith och Rayer (2015). Wilson m.fl. (2018) introducerar idén om att förse befolkningsprognoser med "bäst före-datum" och undersöker hur de varierar med befolkningsstorlek. Om kriterier för en "tillräckligt träffsäker prognos" stipuleras, kan "bäst före" beräknas vid olika befolkningsstorlekar. (Till exempel stipulerar Wilson m.fl. att $\pm 10\%$ prognosavvikelse för 80% av de lokala befolkningsprognoser som undersöks anses vara acceptabelt; då kommer livslängden för de prognoser de studerade att vara 10 år för områden med 10 000 invånare, men 14 år för områden med 150 000 invånare, osv.) Emellertid verkar inte befolkningens storlek påverka prognosernas bias på något systematiskt sätt (Smith och Shahidullah 1995; Tayman m.fl. 2011), även om Rayer (2008) förvisso observerar en indirekt effekt till följd av att små populationer tenderar att ha större befolkningsförändringar.

Eftersom den specifika tidsperioden alltså är viktig för träffsäkerheten har några studier också undersökt betydelsen av basperiodens (dvs., den perioden vars faktiska befolkningsdata används som grund för antaganden om framtiden) längd.

Rayer (2008) drar dock slutsatsen att längden på basperioden verkar ha en begränsad inverkan på såväl träffsäkerhet som bias, och Rayer och Smith (2010) identifierar en tröskel vid 10 års längd, när förbättringsmöjligheterna närmast upphör. Detta innebär att prognosernas träffsäkerhet visserligen förbättras när basperioden förlängs, men bara till en viss gräns.

Eftersom unga vuxna tillhör de åldersgrupper som är mest flyttbenägna kan deras in- och utflyttande förväntas vara särskilt svårt att prognostisera. Detta bekräftas i de flesta studier som har undersökt saken. Också de prognosdelar som avser små barn (ofta ännu inte födda vid tidpunkten för prognosställandet) visar stora avvikelser från utfallet (till exempel Wilson, 2012; Reinhold och Thomsen, 2015; Statistik New Zealand, 2016; TRF, 2018; Baker m.fl., 2021; Rees och Wilson, 2023). Dessutom rapporterar Smith och Tayman (2003), Lux-Henseler (2013), Baker m.fl. (2021) och Rees och Wilson (2023) förhöjda avvikelser också för de högsta åldrarna i befolkningen. De förstnämnda författarna föreslår att detta skulle kunna bero på de speciella omständigheter som råder i pensionärstata Florida, där deras studie genomfördes, medan de senare förkastar det som "brus" orsakade av att dessa åldersgrupper är av små numerärer.

Det kan finnas skäl att fördela en befolkning i grupper baserade på fler kriterier än bara ålder. Till exempel är det väl etablerat att högutbildade kvinnor tenderar att få färre barn än genomsnitt och att ensamstående har högre flyttbenägenhet än andra invånare. Rayer och Smith (2010) visar att man kan öka träffsäkerheten hos lokala befolkningsprognoser genom att prognostisera sådana subgrupper i befolkningen separat, givet att förutsättningarna för att göra antaganden om deras demografiskt relaterade beteenden är goda. Rees m.fl. (2019) drar liknande slutsatser baserat på ett åtskiljande av etniska grupper vid prognosställandet.

Det har länge stått klart att ytterligare attribut (än de grundläggande demografiskt relaterade) hos de geografiska områden vars befolkning prognosticeras, kan ha betydelse för deras befolkningsutveckling (se t.ex. Murdock m.fl., 1991). Regressionsanalys har använts med syfte att undersöka detta explicit. Baserat på en studie i Florida, U.S.A., drar Lenze (2000) slutsatsen att en befolknings storlek, tillväxthastighet och andel äldre, men inte näringslivsspecialisering, påverkar träffsäkerheten. Tayman m.fl. (2011) kom fram till att förutom en befolknings storlek och tillväxthastighet, kan data om tidigare prognosavvikelser i ett område, i vilken landsända det är beläget, och om prognosens startår, bidra till att förbättra träffsäkerheten hos lokala befolkningsprognoser.

Det mest ambitiösa arbetet av detta slag har dock genomförts av den kinesisk-amerikanska miljödemografen Guangqing Chi och hans kollegor. Chi (2009) kör regressionsmodeller där han beaktar ett stort antal geografiska områdesegenskaper, men kan ändå inte öka förklaringsgraden jämfört med en enkel extrapolering. I ett antal uppföljningsstudier utvecklas och förbättras metoden (t.ex. beaktas också förhållandena i varje prognosområdes grannområden), men resultaten överträffar ändå inte de som nås med mycket simplare alternativa metoder. Den förklaring de föreslår till dessa frustrerande resultat innebär att det sannolikt finns en tidsinstabilitet i förhållandet mellan träffsäkerheten och dess oberoende förklarande variabler (Chi och Voss, 2011; Chi m.fl., 2011; Chi och Wang, 2017, 2018). Redan innan de studier som genomfördes av Chi och hans kollegor hade flera andra forskare rapporterat om uteblivna skillnader

i träffsäkerhet mellan avancerade och enkla prognosmetoder (Isserman 1977; Smith och Sincich 1992; och Rayer 2008). Andra forskare har noterat att lokala befolkningsprognoser träffsäkerhet inte har uppvisat någon tendens till ökad precision på många decennier (Wilson, 2012; Rogne och Tønnessen, 2014), något som skulle kunna bero på att vare sig kompletterande data eller alltmer sofistikerade metoder egentligen har renderat några resultatförbättringar.

Chi och Wang (2017), menar dock att den kunskap som producerats i kölvattnet av deras försök att åstadkomma förbättrade lokala befolkningsprognoser kan vara värdefull även om de inte lyckades öka träffsäkerheten. Till exempel är den viktig för att kunna göra en korrekt tolkning av resultaten från lokala befolkningsprognoser. Detta är också den enda införandet av stokastiska metoder och anpassningen av dem till lokala befolkningsprognoser (t.ex. Yu m.fl., 2023; Grossman m.fl., 2024) kan förstås.

TRÄFFSÄKERHET HOS LOKALA BEFOLKNINGSPROGNOSE I SVERIGE

Även om många kommuner genomför årliga uppföljningar av sina egna prognoser sker dessa övningar i avsaknad av ett större sammanhang och innebär inte nödvändigtvis att någon systematisk utvärderingsmetod tillämpas. Såvitt vi känner till är ordentliga studier av svenska lokala/kommunala prognosers träffsäkerhet ovanliga och som regel begränsade till enskilda kommuners initiativ. Schéeele (1981) utvärderade befolkningsprognoserna i Stockholm. Hon separerar flera typer av fel (t.ex. slumpfel, estimationsfel, antagandefel, modellfel, etc., baserat på Hoems (1972) arbete) och pekar på svårigheterna

med att uppskatta produktionen av nya bostäder som ett huvudproblem. Schéeele fann att träffsäkerheten är lägst för den högt mobila gruppen unga vuxna. Hoems inflytande ekar också i Bandel och Schéeeles (1995) och Bandels (2010) efterföljande utvärderingar av prognoser i Stockholms kommun, och deras slutsatser pekar på mindre träffsäkerhet för små områden, flerfamiljshusområden (vars invånare flyttar oftare än andra) och (den flyttbenägna) åldersgruppen unga vuxna. Umeås kommun (2007) och Jönköpings kommun (2008) har också publicerat utvärderingar. Svårigheterna med att prognosticera antalen unga vuxna understryks i båda fallen.

Även om den regelbundna produktionen av lokala och regionala prognoser är en ganska ny uppgift för Statistiska centralbyrån, har de redan publicerat en första uppföljning. Under en treårsperiod (2020–2022) rapporteras – vid en internationell jämförelse – god träffsäkerhet på både läns- och kommunnivå. Prognosavvikelsen är liknande för båda könen, men förhöjd för små barn (Statistiska centralbyrån 2023). Alla är dock inte nöjda med centralt och generiskt producerade prognoser. Exempelvis har Skellefteå kommun uttryckt missnöje (Dagens Nyheter 2024, jämför även Dagens Samhälle 2021) med att lokala händelser av betydelse för befolkningstillväxten (t ex etableringen av en batterifabrik) inte beaktas, med underinvesteringar i infrastruktur och välfärd som möjlig menlig följd. Kanske bör det också nämnas att Statistiska centralbyrån har utvecklat (Hartmann och Strandell 2006) och antagit (t. ex. Statistiska centralbyrån 2021) en stokastisk modell för sina nationella prognoser, men denna metod har inte använts vid prognoser på läns- och kommunnivå.

Data och metod

Sverige skiljer sig från många andra länder, inklusive de som är mest studerade i den akademiska litteraturen gällande befolkningsprognoser, eftersom tillgången på data är mycket god här. Varje invånares hemvist registreras i en specifik bostad på en specifik fastighet (med känd lokalisering) tillsammans med information om ålder, kön och ett antal andra individattribut. Redan på 1700-talet upprättades detaljerade befolkningsregister. På kommunal nivå kan de antaganden som måste göras vid prognosarbetet också stödjas med lokal kunskap om exempelvis planerad bostadsutveckling.

De grundläggande förutsättningarna för att ta fram träffsäkra befolkningsprognoser för t.ex. kommuner i Sverige är alltså goda. Eftersom den dominerande metoden att ta fram befolkningsprognoser är kohort-komponent metoden kommer vi inte att fokusera på några andra metoder. Såvitt vi vet har träffsäkerheten hos kommunala befolkningsprognoser inte tidigare utvärderats på det övergripande sätt som redovisas i den här rapporten.

De 30 mest folkrika kommunerna i Sverige kontaktades år 2023 med en begäran om att få ta del av registrerade befolkningsprognoser för perioden 2010 till 2022. Under perioden gjordes inga substantiella förändringar av administrativa gränser för någon av kommunerna.

Vi begärde även mer detaljerad information, inklusive prognoser för specifika åldersgrupper, demografiska komponenter och tillhörande rapporter. Om möjligt kontaktades den personal som ansvarar för befolkningsprognoserna på respektive kommun, något som underlättade en smidig överföring av datamaterialet. Totalt lyckades vi erhålla befolkningsprognoser från 26 kommuner, se Tabell 1. Den genomsnittliga befolkningsstorleken för dessa kommuner är 182 000 (med en median på 114 000). Stockholm sticker ut som den mest folkrika kommunen, med 985 000 invånare, medan Sollentuna har den minsta befolkningen på 76 000. Tillsammans bor nästan 45% av Sveriges totala befolkning i dessa kommuner.

KOMMUNER VARS BEFOLKNINGSPROGNOSE INGÅR I STUDIEN, TYP AV DATA OCH PROGNOSEHORIZONT

TABELL 1

| Kommun | Totalbefolkning | Bruttokomponenter | Ettårs-åldersgrupper |
|--------------|----------------------------|-----------------------|-----------------------|
| Stockholm | 2010–2022 | - | 2010–2022 |
| Göteborg | 2014–2022 | - | 2014–2022 |
| Malmö | 2010–2020, 2022 | 2013–2015, 2019–2020 | 2018 |
| Uppsala | 2010–2022 | 2010–2022 | 2013, 2016–2022 |
| Linköping | 2010–2022 | 2014–2022 | - |
| Västerås | 2010–2022 | 2010–2022 | 2012–2022 |
| Örebro | 2017–2022 | 2017–2022 | 2017–2022 |
| Helsingborg | 2010–2022 | - | 2010–2011, 2016–2022 |
| Norrköping | 2010–2022 | - | 2010–2022 |
| Jönköping | 2010–2022 | 2010–2022 | 2010–2022 |
| Umeå | 2010–2022 | 2021–2022 | - |
| Lund | 2010–2022 | 2019–2022 | - |
| Huddinge | 2010–2022 | - | - |
| Borås | 2010–2012, 2014, 2016–2020 | 2010–2012, 2017, 2019 | - |
| Nacka | 2013–2022 | 2018–2022 | 2013–2022 |
| Eskilstuna | 2010–2022 | 2010–2022 | 2010–2022 |
| Halmstad | 2011–2022 | 2020–2022 | - |
| Södertälje | 2010–2022 | - | 2010–2022 |
| Sundsvall | 2014–2022 | 2014–2022 | 2014–2022 |
| Haninge | 2015–2021 | 2015–2017 | - |
| Karlstad | 2010–2022 | 2010–2022 | 2010–2022 |
| Botkyrka | 2010–2022 | - | - |
| Kristianstad | 2012–2022 | 2012–2022 | 2012–2022 |
| Kungsbacka | 2019–2022 | 2020, 2022 | 2019–2022 |
| Järfälla | 2010, 2013–2022 | 2022 | 2010, 2013–2020, 2022 |
| Sollentuna | 2010–2022 | 2015–2022 | 2015–2022 |

Även om de flesta kommuner tillhandahöll prognoser för sina totala befolkningar avseende perioden 2010–2022, var inte alla nedbrytbara på de demografiska bruttokomponenterna (födda, döda och in- och flyttade) och enskilda åldersgrupper. Det är också värt att nämna att det finns en viss variation i vilka prognoshorisonter (hur många år framåt i tiden som prognosen sträcker sig) som använts i de olika kommunerna. Majoriteten rapporterade emellertid åtminstone en prognoshorisont på minst 10 år, vilket därför fungerade som en lämplig avgränsning för vår analys. Tyvärr var det bara enstaka prognoser som skilde mellan inrikes- och internationell migration.

I våra beräkningar använde vi primärt den genomsnittliga absoluta procentavvikelsen (som förkortas MAPE efter engelskans mean absolute percentage error), som är det vanligaste måttet när det handlar om att mäta träffsäkerheten i befolkningsprognoser (Rayer 2007). Det beräknas enligt följande:

$$MAPE = \sum |PE_t| / n,$$

$$PE_t = [(PP_t - A_t) / A_t] * 100$$

där PE representerar procentfelet, t betecknar mål-året, PP står för befolkningsprognosen, A innebär den faktiska (folkbokförda) befolkningen enligt Statistiska centralbyrån och n är antalet observationer. Ett MAPE-värde på noll innebär att den prognosticerade befolkningen vid mål-året exakt motsvarar den

faktiskt folkbokförda, medan ett MAPE-värde på exempelvis 10 innebär att den prognosticerade befolkningen skiljer sig med 10 procent från den faktiskt folkbokförda.

Även om det har noterats att MAPE kan vara känsligt för extremvärden, visade Rayer (2007) att denna oro främst är relevant i fall där extremvärden förekommer. För att bedöma förekomsten av sådana problem i vår studie undersökte vi också Median APE (MedAPE), som representerar medianen av den genomsnittliga absoluta procentavvikelsen.

MAPE användes för att bedöma träffsäkerheten hos befolkningsprognoserna för totalbefolkningen, bruttokomponenterna och åldersklasserna. Medan vissa kommuner jobbar med ettårsåldersklasser tillhandahöll andra aggregerade åldersklasser. För att maximera antalet observationer aggregerades slutligen all i vår studie ingående data till elva åldersgrupper (0, 1–5, 6–9, 10–12, 13–15, 16–18, 19–24, 25–44, 45–64, 65–79, 80 och äldre).

Med tanke på vårt intresse av att förstå befolkningsprognosernas bias, det vill säga hur de tenderar att avvika från den faktiska befolkningen, beräknade vi också den genomsnittliga algebraiska procentavvikelsen (MALPE; mean algebraic percentage error) med samma formel som MAPE, men med positiva och negativa värden i stället för absolutvärden. Ett positivt MALPE-värde indikerar att prognosavvikelsen tar sig uttryck som en överskattning av den faktiska befolkningsutvecklingen, medan ett negativt värde antyder en tendens till underskattning.

Resultat

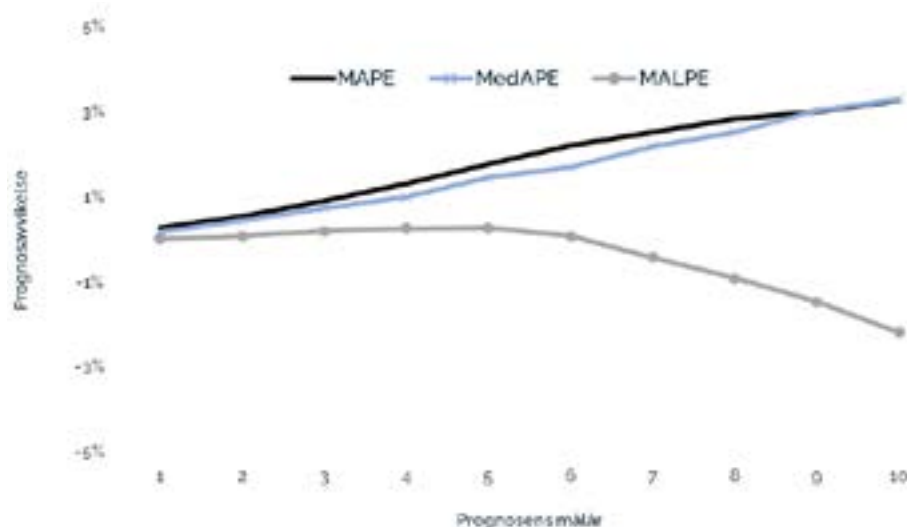
TRÄFFSÄKERHET: TOTALBEFOLKNING

Figur 1 visar den genomsnittliga prognosavvikelsen över en 10-års prognoshorisont (se även Tabell A1 i bilagan för detaljer). Övergripande sett kan det noteras att det finns en konsekvent ökning av den genomsnittliga absoluta procentavvikelsen (MAPE) över tid. Den är mycket liten under de första fem mål-åren, med en start på 0,28% för mål-år 1, för att sedan öka till 0,92% för mål-år 3 och nå 1,79% efter fem år. Denna stadiga ökning fortsätter och når 3,29% efter 10 år. Medianen för den genomsnittliga absoluta procentavvikelsen (MedAPE) följer MAPE-värdena nära, vilket indikerar att några nämnvärda problem med extremvärden inte föreligger. Den genomsnittliga algebraiska procentavvikelsen (MALPE), som indikerar om prognosavvikelse tar sig uttryck som över- eller underskattningar, indikerar att de summerade

prognosavvikelse i stor utsträckning tar ut varandra (åtminstone för de första sex mål-åren). Från det sjunde till det tionde mål-året översteg däremot andelen prognoser som underskattade den faktiska befolkningen andelen prognoser som överskattade. Mål-år 10 visade en anmärkningsvärd underskattning där 74% av alla 67 prognoser underskattade den faktiska befolkningen vilket resulterade i en genomsnittlig algebraisk avvikelse (MALPE) på -2,17%.

Det bör noteras att eftersom kommunernas prognoser har olika horisonter, så avtar antalet analyserade prognoser allteftersom de analyserade horisonterna förlängs. Till exempel är analyserna baserade på 293 prognoser mål-år 1, men bara på 67 prognoser mål-år 10.

BEFOLKNINGSPROGNOSERNAS TRÄFFSÄKERHET (MAPE, MEDAPE AND MALPE)



FIGUR 1

TRÄFFSÄKERHET: ÅLDERSKLASSER

Eftersom kommuner ofta anpassar sina tjänster till specifika demografiska segment, såsom barn eller äldre, har träffsäkerheten hos befolkningsprognoser för olika åldersklasser betydande praktisk betydelse. Tabell 2a presenterar den genomsnittliga absoluta procentavvikelsen (MAPE) för olika åldersklasser för specifika mål-år.

Det är värt att notera att MAPE för 0-åringar är 3 till 13 gånger högre (beroende på mål-år för prognosen) jämfört med MAPE för den totala befolkningen. Detta resultat är väntat, med tanke på att dessa barn ännu inte hade fötts när prognoserna ställdes. Med tanke på att ungefär 50 procent av ettåringar i Sverige

går i förskola (Viklund och Duvander, 2017), är dock kunskap om framtida befolkningsvolymerna för de unga åldersgrupperna avgörande för kommunal planering. Även om MAPE minskar betydligt för nästa åldersklass, 1-5-åringar, förblir den fortfarande 1-2 gånger högre än för den totala befolkningen.

För åldersklasser som sträcker sig från 6 till 18 år ligger MAPE nära den totala befolkningens MAPE, och prognoser för 19-24-åringar antar ett högre MAPE-värde jämfört med 1-5-åringar, men är ändå bara ungefär hälften så stora som 0-åringarnas. 19-24-åringar utgör en åldersklass med högst benägenhet att flytta oavsett avstånd (Niedomysl och Fransson, 2014), vilket gör den mindre förutsägbar i befolkningsprognoser.

GENOMSnittlig ABSOLUT PROCENTAVVIKELSE (MAPE) FÖR TOTALBEFOLKNING OCH ÅLDERSKLASSER

TABELL 2a

| | | Åldersklasser | | | | | | | | | | | | Antal prognoser |
|---------------------------|----|---------------|-------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|------|--------------------|
| MAPE total- befolkning | | 0 | 1-5 | 6-9 | 10-12 | 13-15 | 16-18 | 19-24 | 25-44 | 45-64 | 65-79 | 80-w | | |
| Prognoseernas mål-år | 1 | 0.27 | 3.81 | 0.62 | 0.47 | 0.48 | 0.44 | 0.88 | 1.39 | 0.48 | 0.19 | 0.21 | 0.58 | 179 |
| | 2 | 0.55 | 5.75 | 1.31 | 0.94 | 0.88 | 0.76 | 1.44 | 2.69 | 0.94 | 0.36 | 0.36 | 0.81 | 162 |
| | 3 | 0.91 | 8.01 | 2.39 | 1.47 | 1.37 | 1.22 | 1.99 | 3.99 | 1.48 | 0.57 | 0.55 | 1.01 | 146 |
| | 4 | 1.32 | 10.18 | 3.66 | 1.97 | 1.88 | 1.62 | 2.45 | 5.31 | 2.12 | 0.78 | 0.78 | 1.26 | 129 |
| | 5 | 1.86 | 12.09 | 5.29 | 2.62 | 2.39 | 2.08 | 2.88 | 6.66 | 3.06 | 1.03 | 1.05 | 1.43 | 112 |
| | 6 | 2.36 | 13.58 | 6.73 | 3.31 | 3.06 | 2.58 | 3.19 | 7.61 | 3.96 | 1.33 | 1.27 | 1.48 | 95 |
| | 7 | 2.65 | 13.28 | 6.68 | 4.08 | 3.69 | 3.14 | 3.40 | 7.86 | 4.56 | 1.53 | 1.38 | 1.65 | 79 |
| | 8 | 2.81 | 12.11 | 6.46 | 4.42 | 4.15 | 3.66 | 3.38 | 7.84 | 5.14 | 1.64 | 1.33 | 1.86 | 64 |
| | 9 | 2.90 | 11.10 | 5.77 | 4.64 | 4.51 | 4.32 | 3.47 | 7.80 | 5.86 | 1.72 | 1.20 | 1.92 | 50 |
| | 10 | 3.37 | 10.28 | 5.09 | 5.19 | 5.13 | 5.22 | 3.87 | 7.64 | 6.81 | 1.97 | 0.96 | 2.10 | 37 |

Not: Ljusbeige celler indikerar att MAPE är minst två gånger så stor för åldersklassen som MAPE för totalbefolkningen och mörkbeige celler indikerar att skillnaden är mer än fyra gånger så stor.

Det är därför inte förvånande att denna grupp har det högsta MAPE-värdet efter 0-åringar.

På liknande sätt uppvisar 25-44-åringar ett högre MAPE-värde än den totala befolkningen, men ett lägre än 19-24-åringarna. Återigen är detta förväntat, eftersom denna äldre åldersgrupp är relativt mindre benägen att flytta.

MAPE-värdena är med få undantag lägre i de tre äldsta åldersklasserna (åldrar över 44 år) än för den totalt prognostiserade befolkningen. Det är dock värt att notera att åldersklassen 80 och uppåt, förutom en ökad flyttbenägenhet (ofta till äldreboende) har en högre dödlighetsgrad och omfattar färre individer jämfört med de andra två, vilket kan bidra till de observerade variationerna i träffsäkerhet.

GENOMSnittlig ALGEBRAISK PROCENTAVVIKELSE (MALPE) FÖR TOTALBEFOLKNING OCH ÅLDERSKLASSER

TABELL 2b

| | | Åldersklasser | | | | | | | | | | | | Antal prognoser |
|----------------------------|----|---------------|-------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------------------|
| MALPE total- befolkning | | 0 | 1-5 | 6-9 | 10-12 | 13-15 | 16-18 | 19-24 | 25-44 | 45-64 | 65-79 | 80-w | | |
| Prognoseernas mål-år | 1 | 0.02 | 2.23 | 0.01 | 0.03 | 0.01 | 0.06 | -0.06 | 0.66 | -0.14 | -0.01 | 0.04 | -0.11 | 179 |
| | 2 | 0.11 | 4.48 | 0.33 | 0.07 | -0.03 | 0.04 | 0.03 | 1.57 | -0.21 | 0.01 | 0.10 | -0.21 | 162 |
| | 3 | 0.27 | 6.74 | 1.16 | 0.11 | -0.11 | 0.01 | 0.17 | 2.62 | -0.24 | 0.04 | 0.21 | -0.26 | 146 |
| | 4 | 0.37 | 8.80 | 2.12 | 0.06 | -0.27 | -0.26 | 0.14 | 3.60 | -0.34 | 0.04 | 0.33 | -0.36 | 129 |
| | 5 | 0.45 | 10.63 | 3.20 | -0.01 | -0.58 | -0.60 | -0.02 | 4.51 | -0.57 | 0.06 | 0.53 | -0.33 | 112 |
| | 6 | 0.34 | 11.72 | 4.11 | -0.37 | -1.06 | -1.16 | -0.48 | 4.85 | -0.98 | -0.04 | 0.69 | -0.25 | 95 |
| | 7 | -0.28 | 11.11 | 3.74 | -0.79 | -1.64 | -1.73 | -1.06 | 4.55 | -2.15 | -0.28 | 0.80 | -0.28 | 79 |
| | 8 | -0.99 | 10.56 | 2.78 | -1.67 | -2.65 | -2.95 | -2.10 | 3.67 | -3.53 | -0.76 | 0.64 | -0.55 | 64 |
| | 9 | -1.89 | 9.48 | 1.60 | -2.73 | -3.80 | -4.09 | -2.72 | 2.74 | -4.92 | -1.32 | 0.39 | -1.00 | 50 |
| | 10 | -2.86 | 8.01 | 0.19 | -4.06 | -5.00 | -5.22 | -3.36 | 1.25 | -6.18 | -1.90 | -0.05 | -1.57 | 37 |

Not: Ljusbeige celler indikerar att MALPE är minst två gånger så stor för åldersklassen som MALPE för totalbefolkningen och mörkbeige celler indikerar att skillnaden är mer än fyra gånger så stor.

Vi undersökte även tendenser till över- och underskattningar inom olika åldersklasser (Tabell 2b). Vi observerade en högre andel överskattningar för 0-åringar jämfört med andra åldersklasser. MALPE-värdena för 0-åringar följer MAPE-värdena, vilket indikerar konsekventa överskattningar för

denna åldersklass. Åldersklasserna 1-5 och 19-24 blev också konsekvent överskattade, men i mindre utsträckning än 0-åringarna. För de återstående åldersklasserna fanns en relativt jämn fördelning mellan över- och underskattningar, med en tendens till högre överskattningar med en ökad prognoshorisont.

TRÄFFSÄKERHET: DEMOGRAFISKA BRUTTOKOMPONENTER

Träffsäkerheten hos prognoser, vare sig det gäller hela befolkningen eller specifika åldersklasser, beror på dynamiken i de fyra demografiska bruttokomponenterna. Tabell 3 visar MAPE- och MALPE-värden över den tioåriga prognoshorizonten. Märkbart är att både MAPE- och MALPE-värdena är markant högre jämfört med de som observerades för totalbefolkningen. Intressant nog framträder ett distinkt mönster vid granskningen av MALPE-värden: de naturliga tillväxtkomponenterna (födslar och dödsfall) visar konsekvent överskattningar, medan migrationskomponenterna uppvisar underskattningar.

Vid en närmare granskning börjar MAPE-värdena för födda på 4,31% det första mål-året, stiger gradvis till 12,63% vid det sjätte året och minskar successivt till 12,13% vid det nionde året och till 9,91% vid det tionde året. Å andra sidan förblir MAPE-värdena för dödsfallskomponenten relativt stabila, med endast mindre avvikelser från 4,34% som observerades det första mål-året. Dödsfall utgör den komponent som har den lägsta genomsnittliga avvikelsen av de tre. MALPE-värdena indikerar en konsekvent överskattning av födslar. I kontrast till detta överstiger inte MALPE-värdena för dödsfall $\pm 1,5\%$ något mål-år.

GENOMSnittlig ABSOLUT PROCENTAVVIKELSE (MAPE) OCH GENOMSnittlig ALGEBRAISK PROCENTAVVIKELSE (MALPE) FÖR DEMOGRAFISKA KOMPONENTER

TABELL 3

| | | | Födda | | Döda | | Inflyttning | | Utflyttning | | Antal prognoser |
|----|-----------------------|------------------------|-------|-------|------|-------|-------------|--------|-------------|--------|-----------------|
| | MAPE total-befolkning | MALPE total-befolkning | MAPE | MALPE | MAPE | MALPE | MAPE | MALPE | MAPE | MALPE | |
| | 1 | 0.26 | 0.02 | 4.31 | 2.94 | 4.34 | 0.88 | 5.17 | -3.42 | 5.25 | |
| 2 | 0.52 | 0.07 | 5.83 | 4.76 | 4.32 | 0.68 | 6.95 | -4.43 | 6.90 | -5.83 | 122 |
| 3 | 0.80 | 0.07 | 8.18 | 6.92 | 4.50 | 0.76 | 8.49 | -5.61 | 7.36 | -6.54 | 108 |
| 4 | 1.11 | -0.09 | 9.94 | 8.44 | 4.86 | 0.68 | 9.95 | -7.92 | 8.47 | -8.04 | 93 |
| 5 | 1.51 | -0.32 | 11.14 | 9.26 | 4.81 | 0.41 | 12.03 | -10.07 | 10.03 | -9.70 | 79 |
| 6 | 1.88 | -0.77 | 12.63 | 10.43 | 4.68 | -1.03 | 13.52 | -12.68 | 10.49 | -10.32 | 64 |
| 7 | 2.32 | -1.46 | 12.45 | 9.69 | 4.76 | -0.97 | 15.68 | -15.12 | 11.62 | -11.51 | 52 |
| 8 | 2.82 | -2.08 | 12.53 | 9.75 | 4.20 | -0.91 | 16.83 | -16.55 | 13.00 | -12.85 | 42 |
| 9 | 3.02 | -2.77 | 12.13 | 9.15 | 4.26 | -1.09 | 17.66 | -17.62 | 13.70 | -13.70 | 31 |
| 10 | 3.78 | -3.75 | 9.91 | 6.67 | 3.89 | -0.08 | 19.62 | -19.62 | 16.18 | -16.18 | 22 |

Not: Ljusgbeige celler indikerar att MAPE/MALPE är minst två gånger så stor för den demografiska komponenten och mörkbeige celler indikerar att skillnaden är mer än fyra gånger så stor

När vi fokuserar på in- och utflyttning indikerar båda komponenterna höga MAPE-värden. Inflyttning börjar på 5,17% det första mål-året, stiger till 12,03% vid det femte året och når sin topp på 19,62% vid det tionde året – vilket representerar den högsta genomsnittliga avvikelsen avseende alla komponenter och mål-år. På liknande sätt följer utflyttning en parallell bana, med en start på 5,25% det första året men visar en något lägre

ökningshastighet, och når 10,03% vid det femte året. Därefter är ökningen, även om den fortfarande är betydande, mindre tydlig jämfört med inflyttningen och når 16,18% vid det tionde året.

Både inflyttning och utflyttning visar negativa MALPE-värden och underskattar konsekvent faktiska folkbokföringssiffror. Likheten mellan MAPE- och MALPE-värdena antyder en systematisk tendens att underskatta migrationen i de flesta prognoser.

Diskussion

Syftet med denna rapport har varit att granska träffsäkerheten i befolkningsprognoser som genomförts av några av de mest folkrika kommunerna från år 2010 till år 2022. Tidsperioden har varit präglad av betydande demografiska förändringar, särskilt avseende den internationella migrationens volym.

Resultaten visar att den genomsnittliga absoluta procentavvikelsen (MAPE) för totalbefolkningen ligger på 1,79% efter fem år och 3,29% efter 10 år, med en överskattning (MALPE) på 0,28% efter fem år och underskattning med -2,17% efter 10 år. Sett till den prognosticerade utvecklingen av olika åldersklasser är det tydligt att prognoser för 0-åringar uppvisar märkbart högre MAPE, vilket förstås speglar svårigheterna med att förutse födselar, medan prognoser för äldre åldersgrupper generellt visar större träffsäkerhet, undantaget 19–24-åringar. Unga vuxna är en svår grupp att prognosticera på grund av hög flyttfrekvens. Analyserna av de demografiska komponenterna visar att födselar och dödsfall konsekvent tenderar att överskattas, medan inflyttning och utflyttning konsekvent underskattas. Avvikelsen för födselar ökar tydligt med ökande prognoshorisont, medan avvikelsen för dödsfall är låg och förblir relativt stabil över tid. Vad gäller den prognosticerade in- och utflyttningen så minskar träffsäkerheten med ökande prognoshorisont och avvikelsen är relativt hög.

Jämfört med träffsäkerheten som rapporterats i liknande studier utförda i andra länder står sig svenska kommuners prognoser väl. MAPE tenderar att vara några procentenheter högre i jämförbara studier. En trolig förklaring till denna skillnad är att de kommuner som ingått i denna rapport är relativt folkrika jämfört med de områden som har undersökts i andra länder. Denna förklaring baseras på att tidigare forskning visat att MAPE minskar med befolkningsstorlek. En annan tänkbar faktor som möjligen kan bidra till att förklara den relativt höga träffsäkerheten i de svenska prognoserna är att de utförs av kommunala tjänstemän, sannolikt med betydande lokalkunskap, medan tidigare forskning mestadels fokuserat på prognoser som utförs centralt för en hel uppsättning mindre geografiska områden.

I andra avseenden överensstämmer våra resultat väl med tidigare forskning (se litteraturgenomgången). Till exempel visar resultaten att träffsäkerheten minskar linjärt med prognoshorisonten, små barn och unga vuxna var de mest svårprognostiserade åldersgrupperna och migrationen var den demografiska komponenten med lägst total träffsäkerhet.

Resultaten avseende under-/överskattning (bias) i totala befolkningsprognoser överensstämmer delvis med tidigare studier och indikerar en relativ stabilitet under de sex första mål-åren (med en svag positiv tendens), följt av en förskjutning mot negativitet från det sjunde till det tionde mål-året. Vi känner däremot inte till några andra studier som rapporterar motstridiga MALPE-värden för de naturliga jämfört med de migrationsrelaterade komponenterna av den demografiska ekvationen.

Sammanfattningsvis verkar den generella träffsäkerheten vara klart godkänd, men det beror naturligtvis på förväntningarna. Det förtjänar dock att upprepas att det finns en skillnad mellan litteraturen om lokala/små områdesprognoser och de kommuner som ingår i denna studie, då vår forskning har inkluderat mer folkrika kommuner. Även om Chi och Wang (2017) dragit slutsatsen att mer kunskap om träffsäkerhet inte kan användas för att förbättra prognoserna (men användas för en bättre tolkning av prognoserna), indikerar våra resultat att det finns potential att ytterligare förbättra träffsäkerheten genom att använda bättre data. Till exempel kan utmaningen med att försöka förutse födselar, till viss del, mildras genom att erhålla data från mödravårdscentraler (där gravida kvinnor vanligtvis registrerar sig månader innan nedkomst). Några svenska kommuner har redan börjat använda denna typ av information för att förbättra prognoserna (se även Rayer och Smith (2010) och Rees m.fl. (2019) för ytterligare exempel). Samtidigt finns det anledning att upprepa det som Hoem (1973) klargjorde redan för ett halvt sekel sedan, en viss osäkerhet kommer - av nödvändighet - alltid att finnas kvar, oavsett hur bra data och sofistikerade metoder som används.

Två områden för framtida forskning framstår som särskilt motiverade i ljuset av denna rapport. För det första har majoriteten av kommunerna i Sverige en mindre befolkning än de som ingår i denna rapport. Utifrån litteraturen kan man förvänta sig att denna majoritet av mindre kommuner har lägre träffsäkerhet i sina prognoser, men forskning som inkluderar ett större antal (mindre) kommuner behövs för att fastställa detta. För det andra, med tanke på att Statistiska centralbyrån nyligen har börjat producera befolkningsprognoser för alla kommuner, väcks frågan om huruvida prognosers träffsäkerhet förbättras med större lokalkunskap (det vill säga prognoser utförda av kommunerna själva är bättre jämfört med Statistiska centralbyrån). Som resonemanget ovan indikerar skulle detta åtminstone vara en rimlig hypotes. En enkel jämförelse av Statistiska centralbyråns utvärdering av deras tre första år med kommunprognoser och föreliggande rapport antyder att lokalkunskap tycks ge mer träffsäkra prognoser. Dock krävs en mer ingående jämförelse för att pröva denna hypotes.

Trots att träffsäkerheten inte är hundra procentig, att vissa delgrupper är mer svårprognostiserade, och att biasen förändras över tid, är befolkningsprognoser ett ändamålsenligt planeringsverktyg. Föreliggande studie ger en bild av de avvikelser som trots allt ofrånkomligen finns. Vår avsikt är att denna kunskap ska vara till nytta för de beslutsfattare som baserar sina beslut på befolkningsprognoser, och dem som arbetar praktiskt med framtagandet av befolkningsprognoser. Frågan om att bedöma vilka avvikelser som är acceptabla i vilka sammanhang kvarstår förstås, men vi hoppas att vi har kunnat tillhandahålla en bedömningsgrund.

Referenser

- Amcoff, J., och Westholm, E. 2007. Understanding rural change—demography as a key to the future. *Futures*, 39(4), 363-379.
- Baker, J., Swanson, D., och Tayman, J. 2021. The accuracy of Hamilton–Perry population projections for census tracts in the United States. *Population Research and Policy Review*, 40(9), 1341-1354.
- Bandel, J. 2010. Befolkningsprognoser – Hur träffsäkra är de? SA2010:02. Stockholm: Stockholms stads utrednings och statistikkontor.
- Bandel, J. och Scheele, S. 1995. Uncertainty in population forecasts for small areas. I: Lundh, C. (ed) *Demography, Economy and Welfare*. Scandinavian Population Studies, 10 419-433.
- Cameron, M. P., och Poot, J. 2011. Lessons from stochastic small-area population projections: The case of Waikato subregions in New Zealand. *Journal of Population Research*, 28(3-4), 245-265.
- Cannan, E. 1895. The probability of a cessation of the growth of population in England and Wales during the next century. *The Economic Journal*, 5(20), 505-515.
- Chi, G. 2009. Can knowledge improve population forecasts at subcounty levels? *Demography*, 46(2), 405-427.
- Chi, G., och Voss, P. R. 2011. Smallarea population forecasting: Borrowing strength across space and time. *Population, Space and Place*, 17(5), 505-520.
- Chi, G., och Wang, D. 2017. Small-area population forecasting: A geographically weighted regression approach. *The frontiers of applied demography*, 449-471.
- Chi, G., och Wang, D. 2018. Population projection accuracy: The impacts of sociodemographics, accessibility, land use, and neighbour characteristics. *Population, space and place*, 24(5), e2129.
- Chi, G., Zhou, X., och Voss, P. R. 2011. Small-area population forecasting in an urban setting: A spatial regression approach. *Journal of Population Research*, 28(2), 185-201.
- Cho, D., och Lee, S. I. 2022. A Comparative Analysis of Methods for Small Area Population Projections in Korea. *Journal of the Korean Cartographic Association*, 22(2), 51-67.
- Cramér, H. 1925. *Besparingskommittén och pensionsförsäkringen*. Stockholm: Skattebetalarnas förening.
- Dagens Nyheter. 2024. Kritik mot SCB:s befolkningsprognos – "stämmer inte med verkligheten". Dagens Nyheter, 2024-02-04, s. 17.
- Dagens Samhälle. 2021. Prognoser: Är SCB:s rapporter ett hinder för svensk tillväxt? Dagens Samhälle, #20, s. 8.
- Danmarks Statistik. 2023. *Statistikdokumentation för befolkningsfremskrivning 2023*.
- Elofsson, S., Sjöström, O. m.fl. 1980. *Befolkningsprognoser för delområden i kommuner*. Rapport R154: 1980. Stockholm: Statens råd för byggnadsforskning.
- Ernst, B., och Soyka, D. 2003. Kleinräumige Bevölkerungsvorausberechnung für Niedersachsens Gemeinden. *Niedersachsen-Monitor* 2003, 54-63.
- Ernst, J., Dräger, S., Schmaus, S., Weymeirsch, J., Alsalous, A., och Münnich, R. 2023. The Influence of Migration Patterns on Regional Demographic Development in Germany. *Social Sciences*, 12(5), 255.
- Föreningen för kommunal statistik och planering. 1981. *Framtidsbedömningar för regional och lokal samhällsplanering*.
- Grossman, I., Bandara, K., Wilson, T., och Kirley, M. 2022. Can machine learning improve small area population forecasts? A forecast combination approach. *Computers, Environment and Urban Systems*, 95, 101806.
- Grossman, I., Bandara, K., Wilson, T., och Kirley, M. 2024. Development and evaluation of probabilistic forecasting methods for small area populations. *Environment and Planning B: Urban Analytics and City Science*, 51(2), 366-383.
- Gulbrandsen, O. 1960. *Sveriges befolkning 1975. En prognos för regioner och bebyggelse typer*. Del 1. Stockholm: Industriens utredningsinstitut.
- Hamilton, C. H., och Perry, J. 1962. A short method for projecting population by age from one decennial census to another. *Social Forces*, 41(2), 163-170.
- Hartmann, M., och Strandell, G. 2006. *Stochastic Population Projections for Sweden*. Methodology reports from Statistics Sweden, 2006:2.
- Hoem, J. M. 1973. Usikkerhet ved befolkningsprognoser. Artikler fra Statistisk sentralbyrå 54. Oslo: Statistisk sentralbyrå.
- Isserman, A. M. 1977. The accuracy of population projections for subcounty areas. *Journal of the American Institute of Planners*, 43(3), 247-259.
- Jönköpings kommun. 2008. *Utvärdering av kommunprognoser 1999-2006*. Stadskontorets utredningsenhet.
- Keilman, N. 2020. Uncertainty in population forecasts for the twenty-first century. *Annual Review of Resource Economics*, 12, 449-470.
- Kommunalstatistiska föreningen. 1970. *Regionala och lokala befolkningsprognoser: föredrag och diskussioner vid Kommunalstatistiska föreningens symposium den 20-23 oktober 1969*. Lund: Studentlitteratur.
- Lenze, D. G. 2000. Forecast accuracy and efficiency: an evaluation of ex ante substate long-term forecasts. *International Regional Science Review*, 23(2), 201-226.
- Lux-Henseler, B. 2013. *Wie zuverlässig sind unsere Bevölkerungsprognosen?*. Amt für Stadtforschung und Statistik für Nürnberg und Fürth.
- Murdock, S. H., Leistriz, F. L., Hamm, R. R., Hwang, S. S., och Parpia, B. 1984. An assessment of the accuracy of a regional economic-demographic projection model. *Demography*, 21(3), 383-404.
- Murdock, S. H., Hamm, R. R., Voss, P. R., Fannin, D., och Pecotte, B. 1991. Evaluating small-area population projections. *Journal of the American Planning Association*, 57(4), 432-443.
- Niedomysl, T. och Fransson, U. 2014. On distance and the spatial dimension in the definition of internal migration. *Annals of the Association of American Geographers*, 104(2), 357-372.
- Nilsson, B. 1981. *Befolkningsprognoser för kommunal planering. I: KSP, Framtidsbedömningar för regional och lokal samhällsplanering*.
- Nygren, O. och Persson, L-O. 2001. *Det enkelriktade Sverige*. Stockholm:TCO

- Rayer, S. 2007. Population forecast accuracy: does the choice of summary measure of error matter? *Population Research and Policy Review*, 26 163-184.
- Rayer, S. 2008. Population forecast errors: A primer for planners. *Journal of Planning Education and Research*, 27(4), 417-430.
- Rayer, S., och Smith, S. K. 2010. Factors affecting the accuracy of subcounty population forecasts. *Journal of Planning Education and Research*, 30(2), 147-161.
- Rayer, S., Smith, S. K., och Tayman, J. 2009. Empirical prediction intervals for county population forecasts. *Population Research and Policy Review*, 28(6), 773-793.
- Rees, P., Clark, S., Wohland, P., och Kalamandeen, M. 2019. Evaluation of sub-national population projections: A case study for London and the Thames Valley. *Applied Spatial Analysis and Policy*, 12(3), 797-829.
- Rees, P., och Wilson, T. 2023. Accuracy of Local Authority Population Forecasts Produced by a New Minimal Data Model: A Case Study of England. *Population Research and Policy Review*, 42(6), 91-114.
- Reinhold, M., och Thomsen, S. L. 2015. Subnational population projections by age: An evaluation of combined forecast techniques. *Population Research and Policy Review*, 34(5), 593-613.
- Rogne, A. F., och Tønnessen, M. 2014. Hvor godt treffer befolkningsframskrivningene for kommunene? *Økonomiske analyser*, 4(2014), 60-66.
- Schéele, S. 1981. Osäkerhet i befolkningsprognoser. In: KSP, Framtidsbedömningar för regional och lokal samhällsplanering.
- Schmitt, R. C., och Crosetti, A. H. 1953. Short-cut methods of forecasting city population. *Journal of Marketing*, 17(4), 417-424.
- Siegel, J. S. 1953. Forecasting the population of small areas. *Land Economics*, 29(1), 72-88.
- Simpson, L., Wilson, T., och Shalley, F. 2020. The shelf life of official sub-national population forecasts in England. *Applied Spatial Analysis and Policy*, 13(4), 715-737.
- Smith, S. K., och Shahidullah, M. 1995. An evaluation of population projection errors for census tracts. *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), 64-71.
- Smith, S. K., och Rayer, S. 2015. An evaluation of population forecast errors for Florida and its counties, 1980–2010. I: *Emerging Techniques in Applied Demography*, 11-24. Dordrecht: Springer Netherlands.
- Smith, S. K., och Sincich, T. 1991. An empirical analysis of the effect of length of forecast horizon on population forecast errors. *Demography*, 28(2), 261-274.
- Smith, S. K., och Sincich, T. 1992. Evaluating the forecast accuracy and bias of alternative population projections for states. *International Journal of Forecasting*, 8(3), 495-508.
- Smith, S. K., Tayman, J., och Swanson, D. A. 2013. A practitioner's guide to state and local population projections. Springer Netherlands.
- SOU 1945. 1941 års befolkningsutredning. 1945. Statistiska undersökningar kring befolkningsfrågan. SOU 1945:53. Stockholm: Socialdepartementet.
- Statistics New Zealand. 2016. How accurate are population estimates and projections? An evaluation of Statistics New Zealand population estimates and projections, 1996–2013.
- Statistikcentralen. 2013. Befolkningsprognos kommunvis. Finlands officiella statistik
- Statistiska centralbyrån. 2021. Sveriges framtida befolkning 2021-2070. Demografiska rapporter, 2021(1).
- Statistiska centralbyrån. 2023. Utvärdering av de regionala befolkningsframskrivningarna 2020-2022. Bakgrundsmaterial om demografi, barn och familj, 2023(1).
- Tayman, J., Schafer, E., och Carter, L. 1998. The role of population size in the determination and prediction of population forecast errors: An evaluation using confidence intervals for subcounty areas. *Population Research and Policy Review*, 1-20.
- Tayman, J., Smith, S. K., och Rayer, S. 2011. Evaluating population forecast accuracy: A regression approach using county data. *Population Research and Policy Review*, 30(2), 235-262.
- TRF. 2018. Stockholms läns prognos – Huvudrapport. Demografirapport, 2018(3). Stockholms läns landsting.
- Törnqvist, L. 1949. The considerations which determined the choice of the primary assumptions for the Finnish population forecast of 1949. I: Hoem, J. M. (1973) Levels of error in population forecast. Artikler 61. Oslo: Statistisk sentralbyrå, appendix.
- Umeå kommun. 2007. Utvärdering av Umeå kommunsbefolkningsprognoser. Stadsledningskontoret. Utvecklingsavdelningen.
- Weber, H. 2020. How well can the migration component of regional population change be predicted? A machine learning approach applied to German municipalities. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 45, 143-178.
- Whelpton, P. K. 1936. An empirical method of calculating future population. *Journal of the American Statistical Association*, 31(195), 457-473.
- White, H. R. 1954. Empirical study of the accuracy of selected methods of projecting state populations. *Journal of the American Statistical Association*, 49(267), 480-498.
- Wicksell, S. D. 1926. Sveriges framtida befolkning under olika förutsättningar. *Ekonomisk tidskrift*, 91-123.
- Wilson, T. 2012. Forecast accuracy and uncertainty of Australian Bureau of Statistics state and territory population projections. *International Journal of Population Research*, 2012.
- Viklund, I., och Duvander, A.-Z. 2017. Time on leave, timing of preschool - The role of socioeconomic background for preschool start in Sweden. I: *Childcare, early education and social inequality: An international perspective* (pp. 67-88). Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Wilson, T. 2015. New evaluations of simple models for small area population forecasts. *Population, Space and Place*, 21(4), 335-353.
- Wilson, T., Brokensha, H., Rowe, F., och Simpson, L. 2018. Insights from the evaluation of past local area population forecasts. *Population Research and Policy Review*, 37, 137-155.
- Wilson, T., Grossman, I., Alexander, M., Rees, P., och Temple, J. 2022. Methods for small area population forecasts: State-of-the-art and research needs. *Population Research and Policy Review*, 41(3), 865-898.
- Wilson, T., och Rowe, F. 2011. The forecast accuracy of local government area population projections: a case study of Queensland. *Australasian Journal of Regional Studies*, 17(2), 204-243.
- Wilson, T., och Shalley, F. 2019. Subnational population forecasts. *Demographic Research*, 41, 367-392.
- Yamauchi, M., Koike, S., och Kamata, K. 2016. How accurate are Japan's official subnational projections? Comparative analysis of projections in Japan, English-speaking countries and the EU. I: *The frontiers of applied demography*, 305-328. Cham: Springer International Publishing.
- Yu, C. C., Ševčíková, H., Raftery, A. E., och Curran, S. R. 2023. Probabilistic County-Level Population Projections. *Demography*, 60(3), 915-937.



På Kommuninvests webbplats www.kommuninvest.se, kan du läsa mer om Kommuninvest, våra tjänster och nyheter som påverkar ekonomi och finanser för kommuner och regioner.

På webbplatsen finner du bland annat:

- Anmälan till det nyhetsbrev som varje vecka ger en aktuell uppdatering kring Kommuninvest och den kommunala ekonomin
- Rapporter om kommunal ekonomi
- Medlemstidningen Dialog
- Inloggning till finansförvaltningsverktyget KI Finans
- Information till investerare