

Syftet med denna rapport är att fördjupa kunskapen om individers förutsättningar att resa med en analys av personbilsflottans bestämningsfaktorer för att skapa förutsättningar för individer och hushåll att förbättra tillgängligheten.⁵ I studien används data på en hög geografisk upplösning – Demografiska statistikområden (DeSO⁶).

Vid valet av lämpliga förklaringsfaktorer att inkludera i vår analys har vi huvudsakligen utgått från de faktorer som identifierats ovan. I en rumslig explorativ dataanalys studeras inledningsvis hur personbilsinnehavet (innehavet totalt samt särredovisat för ägandeformerna förmånsbilar och privatleasade personbilar, per område), kollektivtrafikutbudet och ett antal socioekonomiska förklaringsfaktorer varierar geografiskt. Denna inledande analys kompletteras med en regressionsanalys där faktorer och samband klarläggs, med hänsyn tagen till rumslig autokorrelation för att undvika ineffektiva och systematiskt felaktigt skattade regressionskoefficienter.

Rumsliga beroenden kan exempelvis uppträda i form av att kluster av högt och lågt bilinnehav förefaller vara geografisk samlat. Orsaken till dessa samband och hur de samvarierar mellan geografiska enheter är ofta svårt att kvantifiera. För exempelvis ett högt eller lågt bilinnehav kan man tänka sig att det finns en viss form av social påverkan, så att om man bor i ett visst område, då finns det också en förväntan om en viss nivå av innehav. Man kan samtidigt tänka sig att områdenas respektive karaktär också påverkar innehavet. Sådana faktorer kan exempelvis vara områdets topografi, avstånd till centralorter och utbudet av kollektivtrafik.

Man kan även tänka sig andra typer av rumsliga överspillningseffekter i form av att ett högt kollektivtrafikutbud i ett område sannolikt påverkar och påverkas av hur kollektivtrafikutbudet ser ut i andra områden, eftersom kollektivtrafiken ingår i ett nätverk. Observationerna av fordonsinnehav per område är med andra ord inte oberoende av varandra.

Ett sätt att tänka kring rumsliga beroenden är att jämföra hur påverkan mellan observationer antas ske i ett tidsperspektiv och hur samband över tid inkorporeras i en tidsserieregression. I dessa regressionsmodeller är det vanligt förekommande att man antar att föregående periods (eller flera perioders tidigare) värde(n) har en viss påverkan på den aktuella periodens värde, oftast med avtagande påverkan ju äldre observationerna är.

På samma sätt antas det i en rumslig kontext ske en påverkan mellan observationer i det geografiska rummet. Till skillnad från tidsserier antas påverkan mellan två observationer i geografiskt rum ske i båda riktningarna, det vill säga observation A påverkar observation B och B påverkar A. Om flera observationer inkluderas kommer påverkan att ske mellan alla dessa i ett intrikat mönster.

Vilka observationer som antas påverka varandra och styrkan på dessa samband, fastställs exogent i en så kallad rumslig viktmatris. Exempelvis kan man bestämma att alla observationer som delar en gemensam geografisk gräns ska betraktas som grannar. I andra fall vill man att observationer som ligger inom ett spann av 5 mil från varandra ska betraktas som grannar, men att de som ligger närmare ska påverka något mer än de som ligger längre bort. Det vill säga, sambanden kan approximeras i viktmatrisen på olika sätt. Det finns en hel del

⁵ Vi skattar dock inga modeller för resgenerering eller färdmedelsval.

⁶ DeSO - Demografiska statistikområden är SCB:s nya regionala indelning. Den rikstäckande indelningen gäller från 1 januari 2018 och följer läns- och kommungränserna. DeSO delar in Sverige i 5 984 områden som vid starten har mellan 700 och 2 700 invånare. Indelningen tar hänsyn till de geografiska förutsättningarna så att gränserna, i möjligaste mån, följer exempelvis gator, vattendrag och järnvägar. Viktiga byggstenar som använts för att skapa DeSO är tätorter och valdistrikt. DeSO kommer att vara stabil och inte ändras över tid, men det finns en möjlighet att dela områden i framtiden om de blir för stora befolkningsmässigt. <https://scb.se/hitta-statistik/regional-statistik-och-kartor/regionala-indelningar/deso---demografiska-statistikomraden/>

litteratur, se exempelvis Anselin (1988), Herrera Gómez, Mur Lacambra m.fl. (2012), kring hur en viktmatrix bör konstrueras, men i huvudsak är det två krav som måste vara uppfyllda. Å ena sidan ska matrisen vara exogent given i förhållande till den frågeställning som ska besvaras.⁷ Å andra sidan ska den avspegla ett förhållande som man anser existerar mellan observationerna, exempelvis kan länder som delar en landgräns betraktas som grannar i en viktmatrix och vars förklaringsfaktorer påverkar utfallet i närliggande områden. Diskussionen om viktmatrixerna utvecklas i kapitel 2.

Som komplement till analysen av bilinnehavet, som görs för genomsnittsvärden per DeSO, kommer en analys att genomföras utifrån uppgifter om hushållens karaktäristika och bilinnehav för att specialstudera bestämningsfaktorer för hushållens innehav av privatleasade personbilar respektive förmånsbilar. Privatleasing är ett relativt nytt sätt att äga en bil som innebär att en privatperson långtidshyr (vanligtvis i 3 år) en ny bil. Det är leasingbolaget som äger bilen, men fordonet registreras på privatpersonen i vägtrafikregistret, vilket innebär att vi har goda möjligheter att beskriva och analysera vilka typer av fordon som leasas, och av vilka.

Trafikanalys har tidigare påvisat att det finns socioekonomiska skillnader mellan privatperson som köper eller leasar en bil, se exempelvis (Trafikanalys 2018a). Därför kommer vi att göra en fördjupad analys i skillnaden mellan privatägda och privatleasade personbilar. Vi kommer även att jämföra dessa två olika ägandeformer med förmånsbilar. En förmånsbil är en juridiskt ägd bil men som en privatperson har möjlighet att nyttja. För den förmånen, att ha tillgång till en bil, blir sedan personen förmånsbeskattad.

Eftersom förmånsbeskattningen inte registreras i vägtrafikregistret har vi således betydligt sämre förutsättningar att beskriva hur flottan med förmånsbilar faktiskt ser ut, eller förändras över tid. Vi vet dock att över 282 000 personer förmånsbeskattades för att de har tillgång till en tjänstebil år 2018.⁸ Eftersom avtalen för en juridiskt ägd bil ofta löper på tre år innebär det att det nyregistreras knappt 100 000 nya förmånsbilar per år. De senaste åren har antalet privatleasade personbilar ökat dramatiskt, från att ha handlat om mindre än 10 000 i trafik fram till 2013, till att vara närmare 140 000 i trafik vid slutet av 2019.

I kapitel 2 redovisas först grundläggande deskriptiva beskrivningar av de data som finns tillgängliga. Den explorativa delen avslutas med en rumslig del för att eftersöka rumsliga beroenden i data. Regressionsanalyser genomförs i kapitel 3 och slutsatser redovisas i kapitel 4.

⁷ Ett exempel på en dålig viktmatrix skulle då kunna vara att vikterna bestäms av länders handelsutbyten med varandra, då man vill förklara ett ländernas exportvolym. Det optimala hade varit om matrisen hade kunnat skattas. Observationerna för att göra det är dock för få.

⁸ Egna beräkningar.

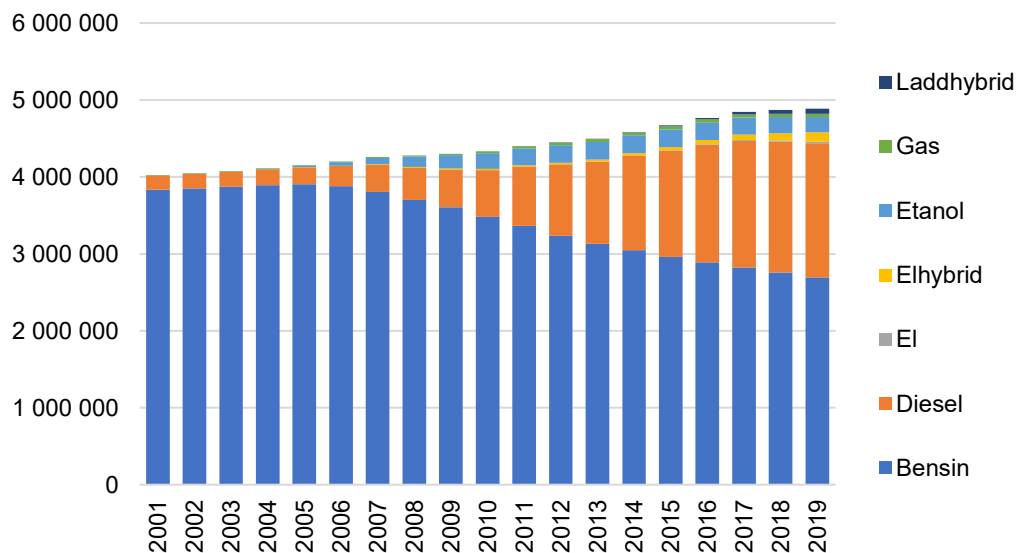
2 Rumslig explorativ dataanalys

2.1 Fordonsinnehav, kollektivtrafikutbud och socioekonomi

Fordonsinnehav

Att ha tillgång till bil är en betydande transportrelaterad resurs som underlättar individens resande och därmed ökar personens tillgänglighet. För vissa är ett bilinnehav en förutsättning för att kunna tillgodose sitt transportbehov, medan det för andra är ett komplement till andra färdssätt. Med närmare fem miljoner personbilar i trafik utgör bilen det vanligaste fordonet i den svenska fordonsflottan (Figur 2.1).

Men flottan består även av andra fordon som bidrar till ökad tillgänglighet, exempelvis lätta lastbilar, MC och EU-mopeder. Var och en av dem har en mängd karaktäristika såsom ålder, drivmedel, ägandeform och vikt som varierar över landet för att uppfylla innehavarnas krav. Genom att studera den officiella fordonsstatistiken framgår det också att fordonsflottan varierar över landet både till antal fordon per hushåll och till sammansättning på kommun- och länsnivå.



Figur 2.1. Antal personbilar i trafik i Sverige 2001–2019.
Källa: Trafikanalys fordonsstatistik.
www.trafa.se/vagtrafik/fordon/?cw=1&q=t10016|ar|itrfslut|drivm-pivottable&t_dtg=true

Fordonsflottan generellt, och personbilsflottan i synnerhet, har haft en kraftig tillväxt under senare år. Tillväxten har dock avstannat under 2018 och 2019. Fordonsflottan genomgår just nu även en omfattande elektrifiering av drivlinan, där alltmer av trafikarbetet kan göras med

elektrisk drift. Det är en omställning som fortfarande är i sin linda, men som har en snabb tillväxttakt.

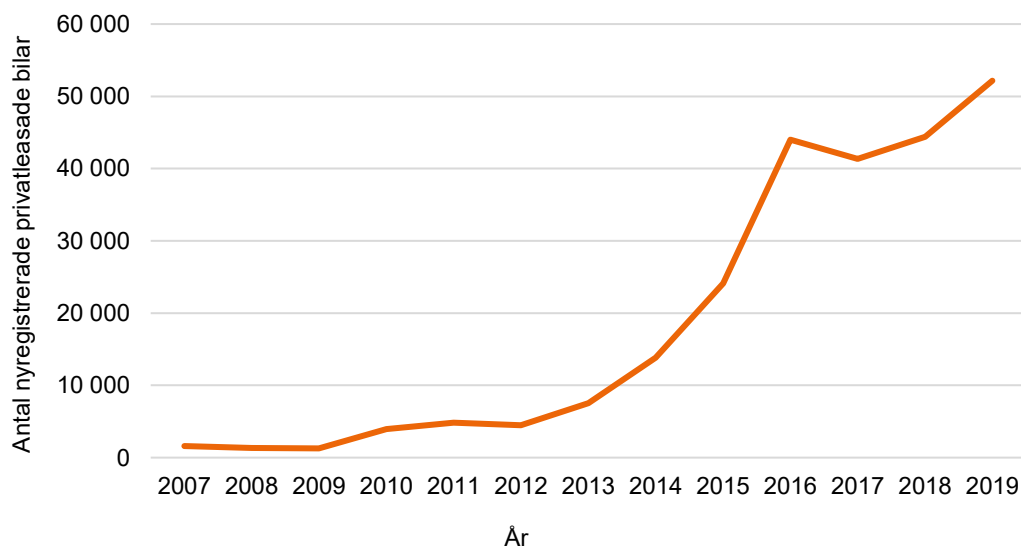
Utvecklingen är dock inte jämnt fördelad över landet och den sker inte samtidigt i alla samhällsgrupper. Vi vet sedan tidigare studier att nya fordon i högre utsträckning registreras i storstadsområden, samtidigt som bilinnehav är betydligt vanligare förekommande bland hushåll i gles- och landsbygden, där fordonen även används betydligt mer per år (Trafikanalys 2020b). Olika fordon fyller dock olika funktioner beroende på dess utformning och hur de används. Därav ser även ägandeformen annorlunda ut.

Personbilar som ägs av juridiska personer och används som tjänstebilar eller som en förmån, har inte samma förutsättningar, geografisk spridning och fyller inte samma tillgänglighetsfunktion som en personbil som ägs av en privatperson. För att hålla isär dessa olika användningsområden och kunna fördjupa analysen av fordonens bidrag till att skapa tillgänglighet kommer vi i denna studie att särskilja personbilar baserat på ägandeform. Analysen kommer således att göras på samtliga lätta fordon⁹ i trafik samt för personbilar som ägs eller leasas av privatpersoner.

Privatleasing och förmånsbilar

En relativt ny företeelse inom den svenska fordonsflottan är den kraftiga ökningen av privatleasade personbilar. Från att ha handlat om några tusen fordon per år har marknaden växt till att utgöra en tredjedel av alla nya personbilar som registrerades på privatpersoner under 2019 (Figur 2.2).

Från år 2012 fram till 2016 ökade antalet nyregistrerade privatleasade bilar mycket kraftigt, för att sedan minska något 2017. Under 2017 nyregistrerades ett rekordhøgt antal nya personbilar, närmare 400 000. Det är oklart om detta kan ha påverkat privatleasingmarknaden på något sätt, men vi kan notera att redan året efter ökade nyregistreringen av privatleasade bilar igen.



Figur 2.2. Antal nyregistrerade personbilar med privatleasing som ägandeform, år 2007–2019.
Källa: Trafikanalys (2020a)

⁹ Personbil, lätt lastbil, MC, moped och övriga.

Sammantaget fanns det nästan 139 000 privatleasade personbilar i trafik vid slutet av 2019. Sett till den totala fordonsflottan för personbilar som uppgår till närmare 5 miljoner fordon i trafik utgör de privatleasade bilarna ännu en blygsam andel av flottan. Däremot utgör privatleasingen ungefär 15 procent av alla personbilar som är yngre än 3 år. Det innebär att i nybilssegmentet utgör privatleasingen en inte obetydlig del av flottan.

Privatleasing innebär att en privatperson långtidshyr en bil till en fast månadskostnad. Bland fördelarna för kunden är att man slipper både lån och kontantinsats eller låneskuld – men vissa företag tar ut en förhöjd första månadsavgift. Leasingtagaren behöver inte sälja bilen efter avtalstiden och behöver därmed inte oroa sig för andrahandsvärdet, men det kan ändå tillkomma betydande kostnader vid avtalsperiodens slut, såsom kostnader för onormalt slitage.

Den kraftiga ökningen av privatleasade bilar brukar framför allt tillskrivas ett lågt ränteläge samt att bilhandeln har utvecklat affärsmodellen då det har visat sig finnas en stor efterfrågan för den här typen av ägandeform. Vi har låtit matcha uppgifter från Vägtrafikregistret med Hushållsregistret för 2018, vilket innebär att vi kan jämföra skillnader och likheter mellan olika hushållstyper och vilka fordon de köper, eller leasar. För att kunna jämföra resultaten mellan personbilar som ägs, leasas eller är en förmånsbil har vi dock valt att basera regressionsanalyserna på de förklaringsfaktorer som är kopplade till respektive DeSO-område.

Huruvida en person eller ett hushåll väljer att köpa eller leasa ett nytt fordon beror på flera saker men det handlar till stor del om ekonomi och vilka behov personen eller hushållet har som fordonet är tänkt att lösa. Det gäller också vid valet av vilken typ av fordon man ska köpa eller leasa, det visar både kvalitativa och kvantitativa studier.¹⁰

Utifrån SCB:s indelning av hushållstyper kan vi se att det finns en del skillnader mellan de olika hushållstyperna gällande valet att leasa eller köpa en ny personbil (Tabell 2.1).

Tabell 2.1. Andel köp respektive leasing för personbilar ägda av privatpersoner, nyregistrerade under året, fördelat på hushållstyp, 2018.

<i>Hushållstyp</i>	<i>Andel köp</i>	<i>Andel leasing</i>
Ensamstående utan barn	73%	27%
Ensamstående med barn under 25 år	57%	43%
Ensamstående med barn över 24 år	73%	27%
Sammanboende utan barn	82%	18%
Sammanboende med barn under 25 år	64%	36%
Sammanboende med barn över 24 år	78%	22%
Övriga hushåll utan barn	69%	31%
Övriga hushåll med barn under 25 år	66%	34%
Övriga hushåll med barn över 24 år	71%	29%
Totalt	72%	28%

¹⁰ Se exempelvis Pädam, Sundbergh m.fl. (2012).

Under 2018 svarade privatleasing för 28 procent av de nyregistrerade personbilarna som ägs av privatpersoner, men en del hushåll avviker från snittet. Det är framför allt hushåll med barn under 25 år som väljer att privatleasa en bil istället för att köpa. Högst leasingandel har ensamstående med barn under 25 år, och lägst andel har samboende utan barn.

När det gäller boendeform (Tabell 2.2) ser vi att det är betydligt vanligare med privatleasing för boende i hyresrätt jämfört med äganderätter för småhus.

Tabell 2.2. Andel köp respektive leasing för personbilar ägda av privatpersoner, nyregistrerade under året, fördelat på bostadsform, 2018.

<i>Bostadsform</i>	<i>Andel köp</i>	<i>Andel leasing</i>
Småhus ägande	76%	24%
Flerbostadshus bostadsrätt	70%	30%
Flerbostadshus hyresrätt	61%	39%

Det är viktigt att komma ihåg att denna jämförelse avser nya bilar, det vill säga för hushåll som valt att antingen köpa en ny bil eller att privatleasa den. Båda dessa alternativ är i regel betydligt dyrare än att köpa och äga en begagnad bil, och resultatet är således inte representativt för hela fordonsparken eller samtliga bilköpare. Av de hushåll som valde att antingen köpa eller privatleasa en ny bil under 2018 är andelen leasing betydligt högre för boende i hyresrätt och bland ensamstående med barn under 25 år.

En förmånsbil är som sagt inte en ägandeform, även om de ofta omnämns som sådana. Det innebär att vi saknar uppgifter om dessa fordon i vägtrafikregistret. Genom att utgå från uppgifter från Skatteverket kan vi däremot få ut uppgifter om hur många hushåll som förmånsbeskattas för minst en bil i hushållet. Därav har vi endast uppgifter om antalet förmånsbilar i trafik. Dessa tenderar att bytas ut vart tredje år, vilket innebär att vi behöver jämföra uppgifterna med personbilar som är 0–3 år gamla. Som framgår av Tabell 2.3 är det dock relativt små skillnader i fördelningen mellan olika hushållstyper för relativt nya bilar och förmånsbilar.

Tabell 2.3. Fördelning av personbilar 0–3 år gamla samt hushåll med tillgång till förmånsbil, fördelade per hushållstyp, angivet i procent, 2018.

<i>Hushållstyp</i>	<i>Andel bilar i trafik 0–3 år</i>	<i>Andel med bilförmån</i>
Ensamstående, utan barn	16%	12%
Ensamstående, med barn under 25 år	4%	4%
Ensamstående, med barn över 24 år	1%	1%
Sammanboende, utan barn	36%	23%
Sammanboende, med barn under 25 år	33%	51%
Sammanboende, med barn över 24 år	2%	2%
Övriga hushåll utan barn	3%	3%
Övriga hushåll med barn under 25 år	4%	4%
Övriga hushåll med barn över 24 år	1%	0%
Totalt	100%	100%

Det är egentligen endast för kategorierna sammanboende utan barn och sammanboende med barn under 25 år som det finns skillnader mellan de båda "ägarformerna". Sammantaget tyder resultaten på att det inte är några större skillnader mellan vilka hushållstyper som äger en relativt ny bil och de som förmånsbeskattas för en bil. Att andelen med bilförmån är så pass mycket högre för sammanboende som har barn under 25 år kan sannolikt förklaras av att de vuxna som ingår i hushållet är i yrkesverksam ålder.

För ensamstående med barn under 25 år kan vi se att andelen som har en relativt ny bil, eller en förmånsbil är tämligen låg. Att andelen för bilförmån är så pass låg kan till viss del förklaras av att sannolikheten för att någon i hushållet ska ha en bilförmån minskar med färre vuxna i hushållet. Utifrån de uppgifter vi har tillgång till kan vi inte utröna om det är en man eller kvinna som erhåller bilförmånen.

Tidigare studier har påvisat att mellan 20 och 30 procent av alla förmåninnehavare är kvinnor (WSP 2020). Detta, i kombination med att det är betydligt vanligare att kvinnor är ensamstående med barn jämfört med män (SCB 2020b) kan vara en bidragande orsak till den låga andelen förmånsbilar hos ensamstående med barn. Sett till fördelningen mellan olika bostadsformer följer de båda ägandeformerna ett liknande mönster, även om det finns vissa avvikelser (Tabell 2.4).

Tabell 2.4. Andel personbilar 0–3 år gamla samt andel hushåll med tillgång till förmånsbil, fördelade per bostadsform, 2018.

<i>Bostadsform</i>	<i>Andel bilar i trafik 0–3 år</i>	<i>Andel med bilförmån</i>
Småhus ägande	73%	66%
Flerbostadshus bostadsrätt	17%	19%
Flerbostadshus hyresrätt	10%	15%
Totalt	100%	100%

Den vanligast förekommande boendeformen för att äga en relativt ny bil eller att ha en förmånsbil är äganderätt för småhus. Därefter följer bostadsrätt och sedan hyresrätt. Även om mönstret är liknande för de båda ägandeformerna är ser vi att det är vanligare för de med bilförmån att bo i flerbostadshus jämfört med de som äger en relativt ny bil. Under 2019 bodde 40 procent av Sveriges hushåll i småhus med äganderätt, 28 procent i hyresrätt och 21 procent i bostadsrätt. Resterande 11 procent bor i specialbostad, till exempel studentbostad eller någon form av boende för äldre, eller så saknas uppgifter om boendet i statistiken (SCB 2020a). Fördelningen av relativt nya bilar och förmånsbilar står därmed inte i proportion till hur vanliga de olika boendeformerna är, med undantag för bostadsrätter.

Man behöver även beakta att en förmånsbil inte är valbart för alla, eftersom det behövs en arbetsgivare som tillhandahåller en tjänstebil som kan användas privat, och därmed förmånsbeskattas. Redan där har vi således en begränsning i vilka hushåll som har möjlighet att välja att ha en förmånsbil. Huruvida de olika ägandeformerna är att betrakta som substitut eller komplement till varandra avgörs till stor del av omständigheterna.

En äldre personbil som ägs av en privatperson är i en annan priskategori än en privatleasad bil eller förmånsbil, och är därmed inte att betrakta som ett substitut. Är jämförelsen istället mellan en relativt ny bil och privatleasing eller förmånsbil, torde kostnaden vara mer jämförbar och därmed är de olika ägandeformerna att betrakta som substitut till varandra. Dock med

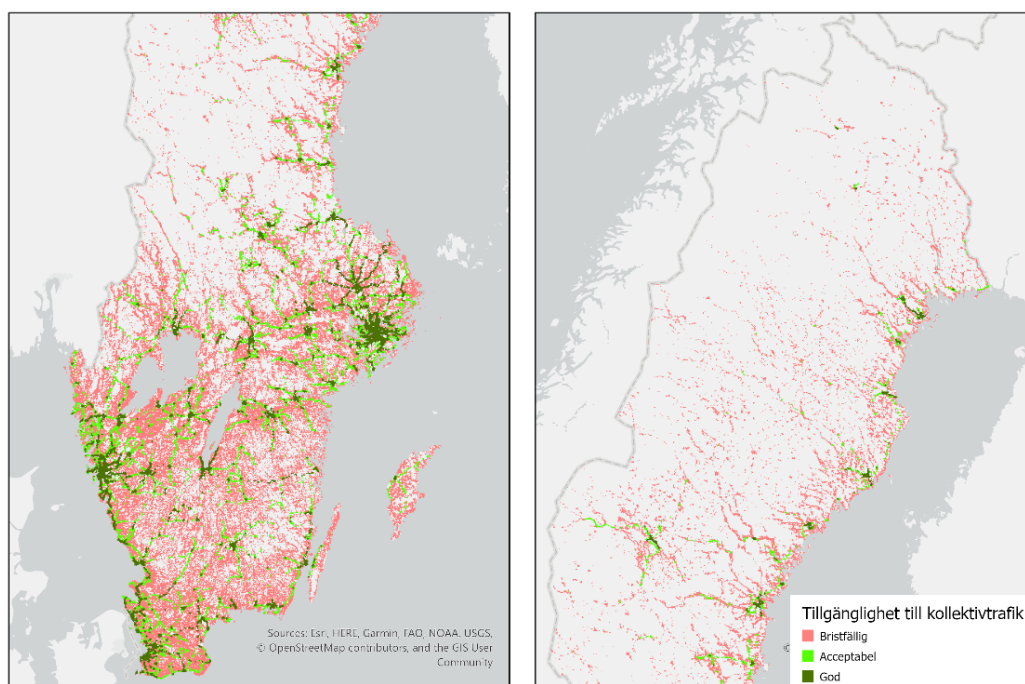
förbehållet att förmånsbilarnas krav på en arbetsgivare som tillhandahåller en tjänstebil innebär vissa barriäreffekter då denna ägandeform är tillgänglig för relativt få personer.

Sammanfattningsvis kan vi konstatera att det finns skillnader mellan de olika formerna av biläggande. Förekomst av barn under 25 år i hushållet och olika bostadsformer verkar spela roll för om man köper, leasar eller förmånsbeskattas för en bil. Utifrån detta kan vi anta att olika förklaringsfaktorer kommer att ha olika stark förklaringsgrad i de kommande regressionsanalyserna och att samma modell troligen inte kommer att kunna fånga alla aspekter av de olika ägandeformerna.

Tillgång till kollektivtrafik

I en tidigare studie (Trafikanalys 2020b) har kollektivtrafikens utbredning och turtäthet analyserats. Inte helt oväntat är tillgången till kollektivtrafik ur ett platsperspektiv bäst där många bor och arbetar (Figur 2.3). God tillgång på kollektivtrafik finns främst i de större tätorterna. Tillgången bedöms vara acceptabel längs de större vägarna in mot de större tätorterna.

Möjligheten att resa med kollektivtrafik avgörs med andra ord till stor del av vilket utbud som finns. Frågan är också om det finns ett negativt och statistiskt signifikant samband mellan hushållens bilinnehav och kollektivtrafikutbudet. Tidigare studier (Trafikanalys 2018c, 2020d) tyder på att ett sådant samband finns, men att sambandet varierar över riket.



Figur 2.3. Tillgång till kollektivtrafik per kvadratkilomterruta under 2019.

Källa: Trafikanalys (2020b)

Anm: Kollektivtrafik enligt tidtabellen måndag morgon mellan kl. 7.00 och kl. 9.00 vecka 49 år 2019. Vita ytor är områden varifrån det inte är möjligt att resa med kollektivtrafik.

Socioekonomiska förutsättningar

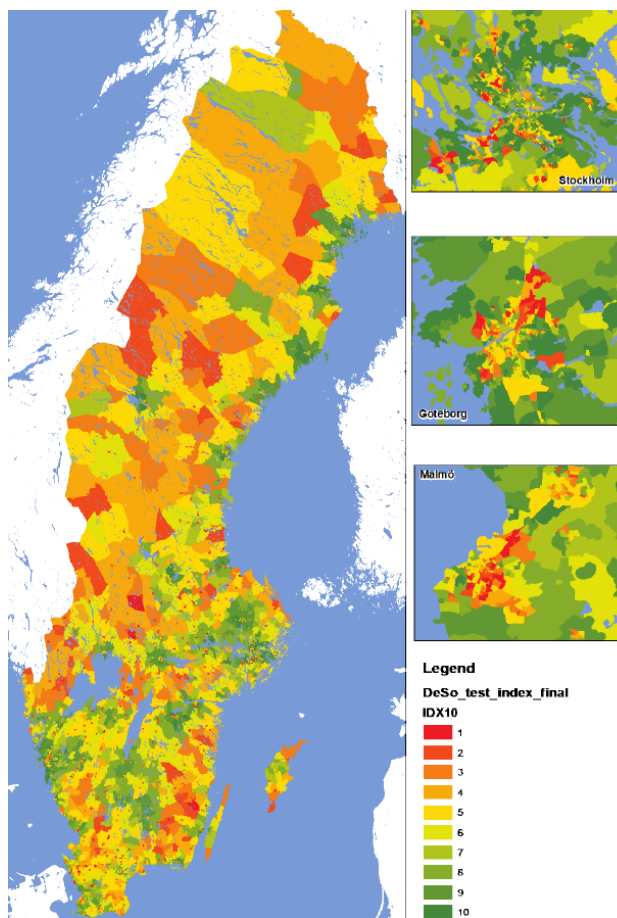
Som vi redan sett i kapitel 1 har det identifierats ett antal viktiga socioekonomiska förklaringsfaktorer för att förklara fordonsinnehavet. På den geografiska upplösningen vi valt att använda finns det uppgifter tillgängliga som i hög grad överensstämmer med dessa tidigare identifierade förklaringsfaktorer.

De avser befolkningsuppgifter i form av åldersklasser och kön, huruvida befolkningen har svensk eller utländsk bakgrund, hushållssammansättningen (i form av sammanboende eller ensamboende, med eller utan barn), sysselsättningsgrad, utbildningsnivå, inkomst och boendeform.

Med utgångspunkt i några av dessa data¹¹ har ett index konstruerats för att kategorisera områdena utifrån ett socioekonomiskt perspektiv (se Figur 2.4). Det finns en stor spridning i socioekonomiskt välmående i Sverige. Det finns också en tendens till att boende i områden som karaktäriseras som socioekonomiskt relativt välmående, i regel också har goda förutsättningar att resa kollektivt, jmf. Figur 2.3. Det förefaller dock också finnas områden med låg socioekonomisk status i och omkring större befolkningskoncentrationer med förhållandevis god tillgång till kollektivtrafik.

Områden vars befolkning istället karaktäriseras som befinnandes i andra ändan av det socioekonomiska spektrumet (hög socioekonomisk standard) återfinns både i centrala lägen med god kollektivtrafik samt i mer glesa miljöer utan en attraktiv kollektivtrafik, exempelvis villaförorter.

¹¹ 1) Andel av hushåll med en disponibel hushållsinkomst under rikets median 20 år och äldre. 2) Sysselsättningsgrad som andel sysselsatta av totalbefolkningen i arbetsför ålder 20–64 år. 3. Andel av totalbefolkningen 25–64 år med eftergymnasial utbildning. 4. Andelen av befolkningen som bor i bostäder upplåta som hyresrätter.



Figur 2.4. Socioekonomiska indexvärden per DeSO. Index 1= lägst nivå 10=högst nivå avseende socioekonomi
Källa: Egen bearbetning av data från SCB. För metod se: Larsson (2020).

2.2 Grundläggande deskriptiv statistik

I detta kapitel redovisas variation av fordonsinnehavet mer i detalj med ett antal statistiska mått. En del sådana mått är inriktade på att mäta graden av spridning i materialet, exempelvis max och min, eller ginikoefficienten. Kartor kommer också att användas, dels för att illustrera resultat, dels som ett analysverktyg.

Mönster av observationer i det geografiska rummet kan analyseras på ett flertal sätt. Beskrivande kartor är en vanligt förekommande metod. Nackdelen är att deras tolkning lätt blir subjektiv. Det finns etablerade metoder för att göra en sådan explorativ analys mer objektiv genom att säkerställa att observerade mönster är statistiskt säkerställda.

Kapitel 2.3 ägnas åt en sådan analys för att undersöka, dels om det finns geografiskt signifikanta mönster, dels ifall dessa mönster ger anledning att inkludera dem i en regressionsanalys i kapitel 3. Beräkningarna har genomförts med datorprogrammen GeoDa version 1.14.0 och R version 4.0.0. Fordonsstocken som kan kopplas till ett geografiskt

område (DeSO) bestod den 31 december 2018 av sammanlagt 6,4 miljoner fordon i trafik.¹² Av dessa var 4,3 miljoner personbilar, 291 000 motorcyklar, 90 000 EU-mopeder samt 1,7 miljoner övriga fordon¹³. Vid samma tidpunkt fanns det även 2,2 miljoner avställda fordon, fördelade på 1,1 miljoner personbilar, 230 000 motorcyklar, 189 000 EU-mopeder och 667 000 övriga fordon.¹⁴

Fördelningen av antal fordon varierar mellan de olika DeSO, från 15 till 4 458 fordon, med ett medelvärde på 1 062, se Tabell 2.5. De två spridningsmått¹⁵ pekar på en måttlig variation. När det gäller antal personbilar i trafik är spridningen lägre, med ett maximiantal av 1 859 personbilar. MC och EU-mopeder i trafik är mer koncentrerade till ett mindre antal DeSO än totalt antal fordon. Sett till antal fordon är de dock relativt få. Övriga fordon i trafik uppvisar en ännu högre variation.

Antal privatleasade fordon per DeSO varierar mellan 0 och 141, med ett medelvärde på knappt 22 fordon. Spridningsmått¹⁵ indikerar dock stora skillnader mellan områdena, med högt bilinnehav i några få områden. Detsamma gäller i än högre grad för antal förmånsbilar.

Tabell 2.5. Deskriptiv statistik för fordon i trafik samt kollektivtrafik, per DeSO, år 2018.

<i>Variabel</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>Medel</i>	<i>Median</i>	<i>CV</i>	<i>Gini</i>
Antal fordon i trafik	15	4 458	1 062,0	967,0	0,53	0,29
<i>Antal personbilar i trafik (beroende variabel)</i>	<i>15</i>	<i>1 859</i>	<i>719,8</i>	<i>706,0</i>	<i>0,38</i>	<i>0,21</i>
Antal MC i trafik	0	220	48,6	44,0	0,62	0,34
Antal EU-moped i trafik	0	118	13,3	11,0	0,86	0,45
Antal övriga fordon i trafik	0	2 955	280,1	157,0	1,15	0,55
<i>Antal privatleasade personbilar (beroende variabel)</i>	<i>0</i>	<i>141</i>	<i>21,8</i>	<i>18,0</i>	<i>0,73</i>	<i>0,38</i>
<i>Antal förmånsbilar (beroende variabel)</i>	<i>0</i>	<i>364</i>	<i>47,3</i>	<i>36,0</i>	<i>0,83</i>	<i>0,42</i>
Antal kollektivtrafikavgångar per vecka	0	59 760	2 688,0	1 848,0	1,17	0,49
<i>Ln Antal kollektivtrafik- avgångar per vecka</i>	<i>0</i>	<i>11</i>	<i>7,4</i>	<i>7,6</i>	<i>0,24</i>	<i>0,10</i>

Anm: Kursiverade variabler ingår i regressionsanalysen. Notera att spridningsmått¹⁵ för den logaritmerade kollektivtrafikvariabeln inte kan jämföras rakt av med resultaten för övriga variabler.

¹² Ägda av privatpersoner eller registrerade på enskilda firmor. Dessa senare ingår i den officiella statistiken bland de juridiskt ägda fordonen.

¹³ Dessa övriga fordon består av alla övriga fordon som finns registrerade såsom lätta och tunga lastbilar, bussar, traktorer, släpvagnar, terränghjulingar och snöskotrar.

¹⁴ Det finns även ett mindre antal fordon som SCB inte lyckats fördela till ett DeSO. Det gör att det finns en smärre avvikelse från den officiella fordonsstatistiken.

¹⁵ Variationskoefficienten (CV) = standardavvikelsen / medelvärdet, är ett standardiserat spridningsmått. Gini-koefficienten är en måttenhet på ojämlikheten. Ginikoefficienten har ett värde mellan noll (0) och hundra procent (1). 0 innebär att alla DeSO har exakt lika stort antal fordon (dvs total jämlikhet) medan 1 innebär total ojämlikhet.

Tillgång till kollektivtrafik har beräknats genom att summera antal avgångar som sker från hållplatser i respektive DeSO under en vecka 2018. Spridningen är betydande med flera DeSO som helt saknar kollektivtrafikavgångar till max 59 760 avgångar.

Medianen och medelvärdet är 1 848 respektive 2 688, vilket indikerar en kraftig koncentration av god kollektivtrafik i ett fåtal områden. Det bekräftas av spridningsmått. Genom att logaritmera antalet kollektivtrafikavgångar, för att erhålla en mer normalfördelad spridning¹⁶, minskas även spridningsmått.

Antalet förvärvsarbetande och icke förvärvsarbetande per DeSO varierar mellan 139 och 2 258 respektive 21 och 1 541. Variationen, enligt CV och Gini, mellan DeSO är något högre för icke förvärvsarbetande (Tabell 2.6). Detsamma gäller för områden med personer med svensk respektive utländsk bakgrund, där variationen är betydligt högre för den senare gruppen.

Variationen mellan DeSO vad gäller antalet män, kvinnor och totalbefolkning är låg.¹⁷ Detsamma gäller för befolkningen i olika åldersintervall. Relativt jämnt fördelat är även kategoriseringen av hushållen om de består av ensamboende eller sammanboende, med och utan barn.

Mer variation mellan DeSO uppvisar uppgifterna om invånarnas boendesituation. Antal boende i äganderätt, det vi normalt omnämner som villor eller småhus, är relativt jämnt fördelat. Variationen är betydligt mer markerad vad gäller antal boende i hyresrätt och framförallt i bostadsrätt.

Antal personer med förgymnasial och eftergymnasial utbildning längre än 3 år har en högre variation än de två övriga kategorierna – gymnasial respektive eftergymnasial utbildning kortare än 3 år – som är mer jämnt fördelat över områdena. Inkomstspridningen är förhållandevis låg.

¹⁶ Detta motiveras huvudsakligen för att underlätta regressionsanalysen så att samtliga variabler har en normalfördelad spridning.

¹⁷ Detta är rimligt eftersom DeSO-indelningen bl.a. strävar efter likartad populationsstorlek mellan områdena, även om det inte uppnås genomgående.

Tabell 2.6. Deskriptiv statistik, 2018.

<i>Variabel</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>Medel</i>	<i>Median</i>	<i>CV</i>	<i>Gini</i>
Sysselsättning						
Antal förvärvsarbetande	139	2 258	762,9	753,0	0,29	0,16
Antal ej förvärvsarbetande	21	1 541	199,9	164,0	0,65	0,32
Demografi						
<i>Antal total befolkning</i>	654	4 243	1 707,0	1 694,0	0,26	0,15
Antal kvinnor	327	2 202	849,5	842,0	0,26	0,15
Antal män	327	2 041	857,5	849,0	0,26	0,15
<i>Dummy för andel kvinnor mer än 50 %</i>	0	1	0,4	0,0	1,17	0,58
<i>Andel befolkning 0–15 år</i>	0	0,44	0,2	0,2	0,28	0,16
<i>Andel befolkning 40 år och äldre</i>	0,01	0,80	0,5	0,5	0,17	0,09
Socioekonomiska variabler						
Utbildning						
Antal med förgymnasial utbildning	0	505	98,4	83,0	0,66	0,34
Antal med gymnasial utbildning	7	830	375,8	371,0	0,33	0,19
Antal med eftergymnasial utbildning <3 år	17	449	135,5	130,0	0,39	0,21
Antal med eftergymnasial utbildning >3 år	19	1 217	240,8	196,0	0,64	0,32
<i>Andel med gymnasial utbildning, 25–64 år</i>	0,01	0,72	0,4	0,5	0,27	0,15
Boendesituation						
Antal boende i bostadsrätt	0	2 480	324,5	127,0	1,33	0,66
Antal boende i hyresrätt	0	3 316	509,8	303,0	1,07	0,56
Antal boende i äganderätt	0	2 634	835,9	881,0	0,76	0,44
<i>Andel boende i äganderätt</i>	0	1	0,5	0,6	0,72	0,41
Antal hushåll sammanboende med barn	0	550	174,1	160,0	0,43	0,24
Antal hushåll sammanboende utan barn	22	673	187,5	181,0	0,35	0,19
Antal hushåll ensamboende med barn	0	183	55,3	51,0	0,48	0,27
Antal hushåll ensamboende utan barn	19	1 523	307,4	271,0	0,58	0,32
<i>Andel sammanboende med och utan barn</i>	0,04	0,85	0,5	0,5	0,31	0,18
<i>Andel sammanboende utan barn</i>	0,04	0,49	0,3	0,3	0,29	0,17
Svenska/Utländsk bakgrund						
Antal med svensk bakgrund	62	3 036	1 283,0	1 276,0	0,33	0,19
Antal med utländsk bakgrund	21	2 735	423,7	298,0	0,90	0,44
<i>Andel med svensk bakgrund</i>	0,04	0,98	0,8	0,8	0,24	0,12

Tabell 2.6. Deskriptiv statistik, 2018, forts.

<i>Variabel</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>Medel</i>	<i>Median</i>	<i>CV</i>	<i>Gini</i>
Inkomst						
Medianinkomst	3012	562 797	285 435	284 589	0,22	0,12
Ln medianinkomst	8	13,20	12,5	12,6	0,02	0,01
<i>Andelen hushåll med disponibel inkomst under rikets median.</i>	14	98,95	49,7	49,0	0,24	0,14
Geografiska variabler						
<i>Storstadskommun</i>	0	1	0,3	0,0	1,48	0,69
<i>DeSO_A</i>	0	1	0,0	0,2	2,13	0,82
<i>DeSO_B</i>	0	1	0,1	0,0	3,05	0,90
<i>DeSO_C</i>	0	1	0,7	1,0	0,62	0,28

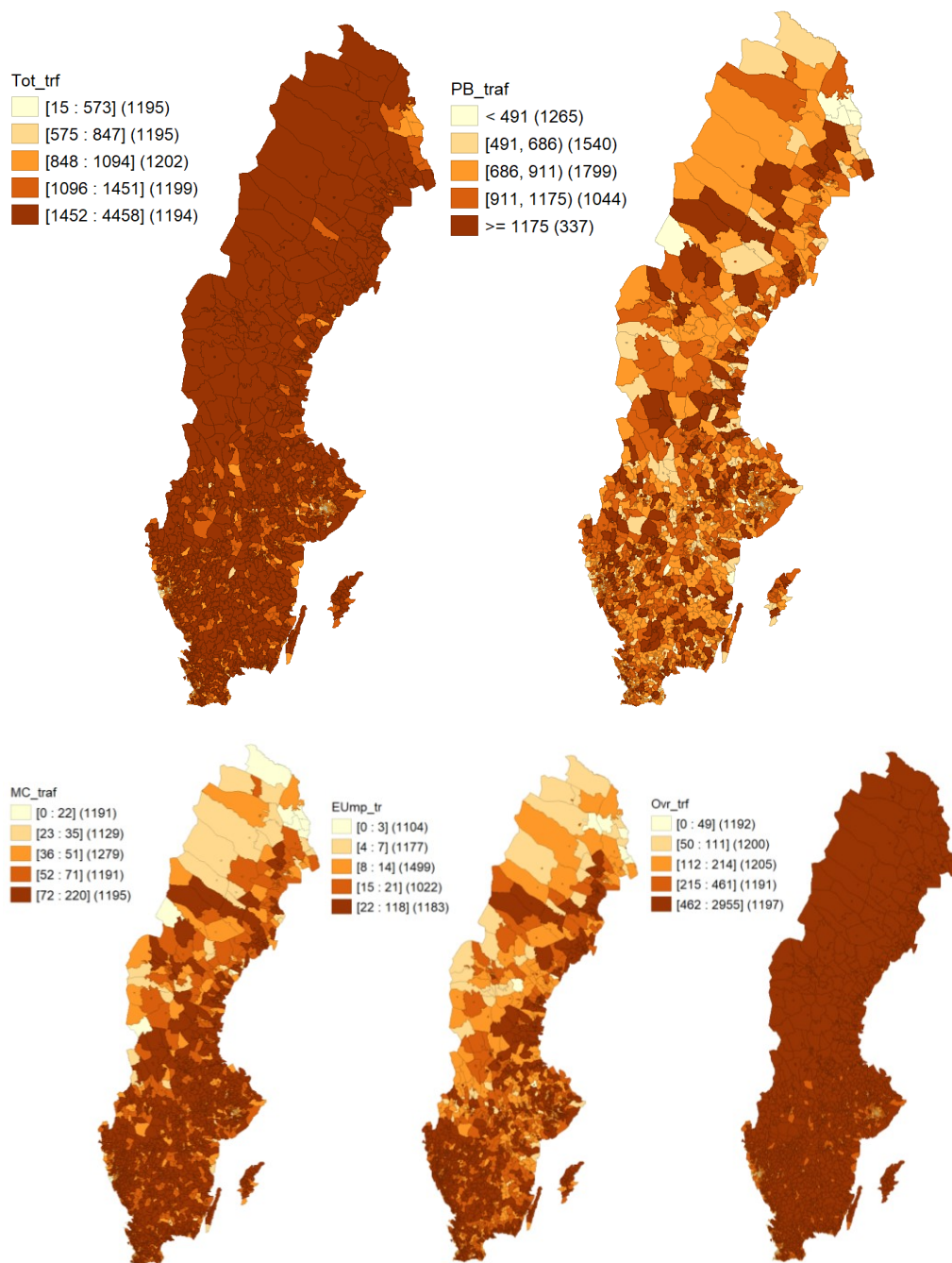
Anm: Kursiverade variabler ingår i regressionsanalysen

Den deskriptiva statistiken visar sammanfattningsvis att det finns stora variationer i materialet. Det gäller både mellan olika förklaringsfaktorer, men också inom några av förklaringsfaktorerna, exempelvis för olika fordonskategorier över landet. Med ett antal kartor, se Figur 2.5, framträder mönster geografiskt som illustrerar de uppgifter vi bekantat oss med ovan.

Antal fordon liksom antal personbilar förefaller vara relativt jämnt fördelat över riket, med viss övervikt utanför de centrala delarna av storstadsområdena. Motorcyklar och EU-mopeder är mer vanligt förekommande i södra delen av Sverige samt i kommuner längs norrlandskusten. Mönstret för övriga fordon liknar mönstret som uppvisas för personbilar och totalt antal fordon.

Det är dock lätt att dra förhastade slutsatser baserat på denna typ av kartor, inte minst eftersom mönstren som framträder till stor del kan avgöras av den valda klassindelningen.

Ett annat problem är optiska synvillor som gör att större områden framträder tydligare och därmed dominerar det mönster som förmedlas. För att undvika denna typ av subjektivitet undersöks i nästföljande avsnitt materialet med statistiska metoder.



Figur 2.5. Totalt antal fordon i trafik per DeSO, samt särredovisning för personbilar, MC och EU-mopeder samt övriga fordon i trafik, år 2018.

2.3 Test för rumslig autokorrelation

När närliggande observationer tenderar att ha liknande värden, mer liknande¹⁸ än vad man kan förvänta sig att de borde ha vid en slumpmässig fördelning, då förekommer det ett rumsligt beroende eller rumslig autokorrelation i materialet. Dessa mönster kan testas statistiskt, se appendix där detta förklaras mer ingående.

Det finns test både för global och lokal rumslig autokorrelation. Med "globalt" avses att man väger in hela datasetet och att teststatistikan uttrycks i ett gemensamt värde som antingen förkastar eller accepterar den uppställda hypotesen utan att närmare specificera hur det rumsliga beroendet ser ut geografiskt. Moran's I är det vanligast förekommande testet av global rumslig autokorrelation. Lokal rumslig autokorrelation innebär att det globala måttet kan delas upp i sina beståndsdelar och mäts exempelvis av en lokal version av Moran's I, Local Moran, vars z-värden summerar till det globala Moran's I. Lokal Moran identifierar lokala kluster (hög-hög eller låg-låg) och lokala rumsliga extremvärden (hög-låg eller låg-hög). Notera dock att denna klassificering görs i förhållande till medelvärdet så tolkningen ska inte göras i ett absolut perspektiv.

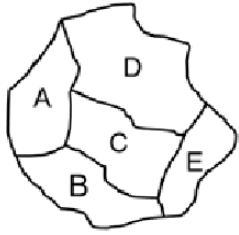
En fördel med denna statistikan är också att det är möjligt att illustrera dessa mönster exempelvis i en karta eller i en scatterplot, som hjälp för att konstruera en lämplig regressionsmodell.

Observationerna kopplas samma med hjälp av en så kallad viktmatris som brukar noteras med ett W , se Figur 2.6. För att bestämma vilka observationer som ska betraktas som grannar behövs en regel.¹⁹ Den vanligaste regeln är att anta att alla observationer som delar en geografisk gräns är att anse som grannar. Observationen A i Figur 2.6 delar gräns med B, C och D och tilldelas värdet 1 i matrisen nedan. B är granne med A, C och E.

Notera att observationerna inte betraktas som grannar till sig själv. Det sista steget i konstruktionen av en viktmatris är att standardisera varje cell med dessa radsumma. Det innebär att betydelsen av varje länk (par av grannar) avgörs av hur många grannar respektive observation antas ha. När viktmatrisen radstandardiseras så innebär det alltså att man stoppar in medelvärdet av grannarnas y som en förklarande variabel. Det innebär också att inferensen underlättas, exempelvis innebär det att Moran's I begränsas inom -1 och 1.

¹⁸ Även när de är mer olika än vad man kan förvänta sig av en slumpmässig fördelning karaktäriseras materialet av ett rumsligt beroende.

¹⁹ Valet av viktmatris bör baseras på en teoretisk modell eller hypotes för hur påverkan rimligen borde se ut. Ett krav är dock att den ska vara exogent given i förhållande till det man försöker förklara. Det är också en fördel om den är relativt enkel då tolkning av resultaten underlättas. Eftersom det inte finns något objektiva sätt att konstruera en viktmatris är det en fördel att testa ett antal matriser för att se om materialet är känsligt för val av matris. För en diskussion om specifikation av viktmatriser, se (Herrera Gómez, Mur Lacambra m.fl. 2012).

		A	B	C	D	E
	A	0	1	1	1	0
	B	1	0	1	0	1
	C	1	1	0	1	1
	D	1	0	1	0	1
	E	0	1	1	1	0
	A					
	B					
	C					
	D					
	E					
A		0	1/3	1/3	1/3	0
B		1/3	0	1/3	0	1/3
C		1/4	1/4	0	1/4	1/4
D		1/3	0	1/3	0	1/3
E		0	1/3	1/3	1/3	0

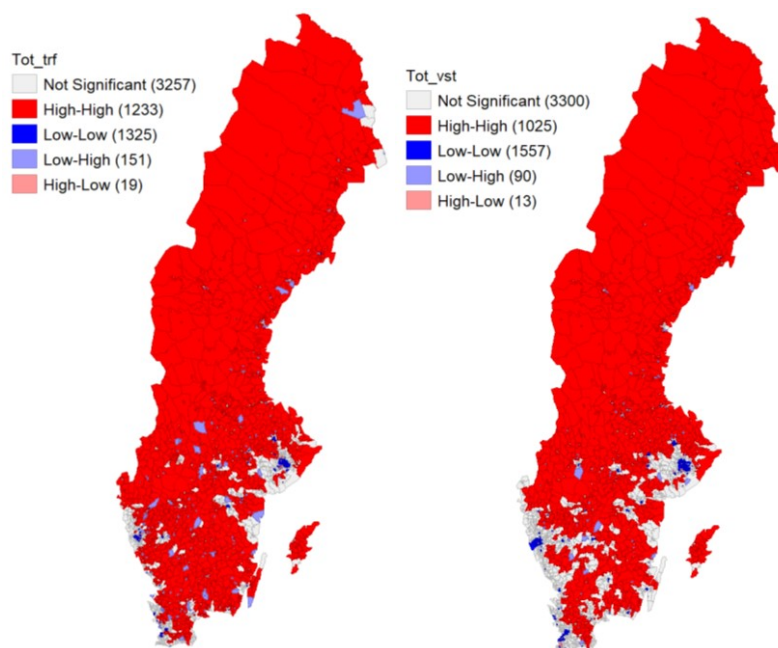
Figur 2.6. Geografiska områden, matris av grannar, samt en radstandardiserad viktmatris.

Resultaten av beräkningar av Moran's I (global autokorrelation) indikerar för flertalet förklaringsfaktorer en hög grad av positiv och signifikant global rumslig autokorrelation, se Tabell 5.1 och lokal rumslig autokorrelation (Figur 2.7–Figur 2.18). Det vill säga, observationer med liknande värden, per förklaringsfaktor, är mer grupperade geografiskt än de kan förväntas vara om de vore fördelade geografiskt slumpmässigt.

Noterbart är också att resultaten är relativt stabila för olika val av viktmatris. Nedan redovisas resultaten från viktmatrisen Queen (Q). I appendix, kapitel 5, redovisas resultat från analyser med andra viktmatriser.

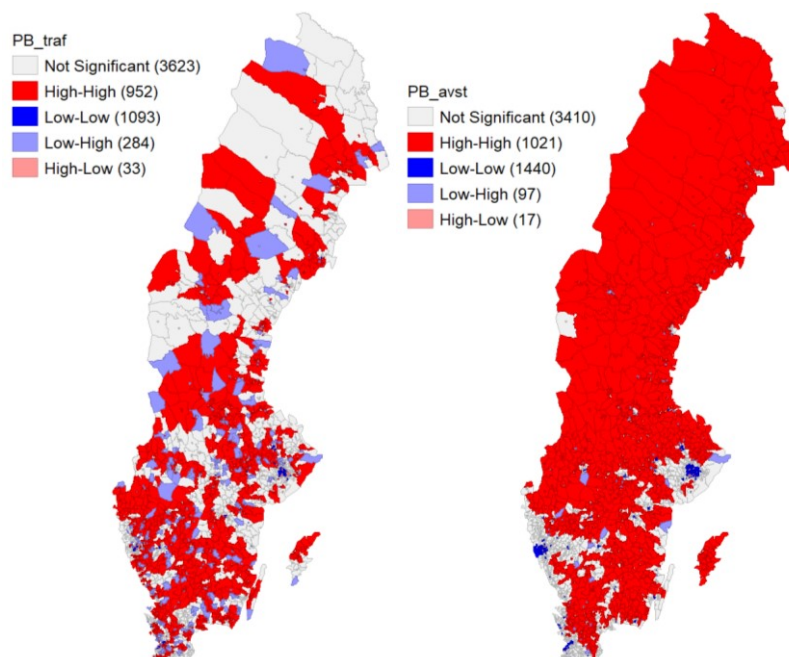
De höga Moran's I värdena i Tabell 5.1 översätts på ett tydligt sätt i mönster av observationer med höga värden – exempelvis av bilinnehav omgivet av observationer med högt bilinnehav (High-High) och det omvända (Low-Low). Observationer som inte statistiskt kan placeras i någon av de fyra kvadranterna (påverkar inte det övergripande Moran's I-värdet) illustreras i kartorna med grå färg.

För såväl fordon, oavsett fordonsslag, i trafik och avställda (Figur 2.7), förefaller det som att det finns ett signifikant mönster av ett högre fordonsinnehav (High-High) i områden utanför kommuncentra och andra befolkningskoncentrationer. Dessa karaktäriseras istället av (Low-High) och signifikant lägre fordonsinnehav i framförallt de tre storstadsområdena (Low-Low). Globalt Moran's I är 0,68 för fordon i trafik och något högre, 0,71 för avställda fordon.



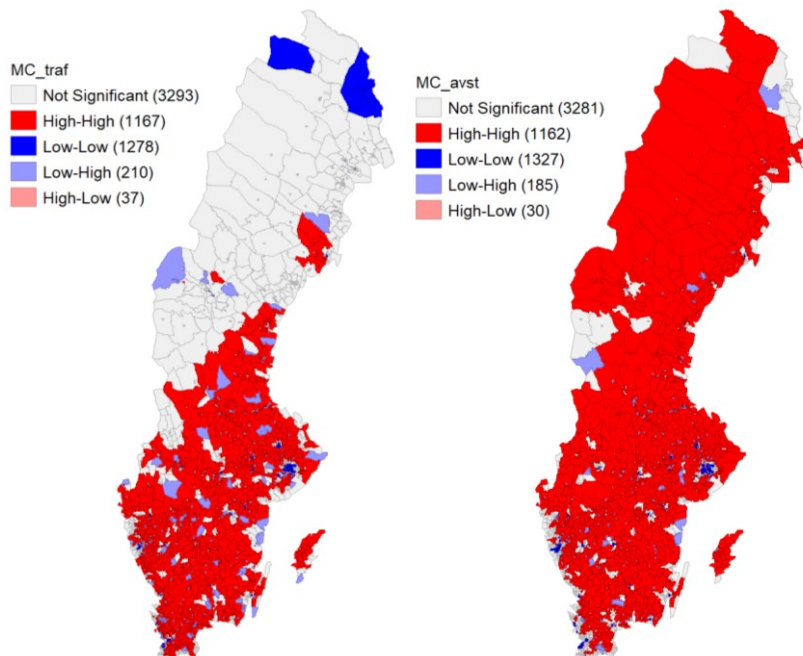
Figur 2.7. Lokal Moran för Totalt antal fordon i trafik (vänster) och avställda (höger), 2018.
Anm: Viktmatrix = Q. Moran's I = 0,68 (vänster) och 0,71.

Personbilsinnehavet i trafik (Figur 2.8) förefaller ha ett lite mer varierat mönster, men dock med högre värden (High-High) utanför de större befolkningskoncentrationerna. För avställda personbilar finns ett än mer distinkt mönster som påminner om mönstret för totalt fordonsinnehav. Globalt Moran's I är 0,50 respektive 0,62.

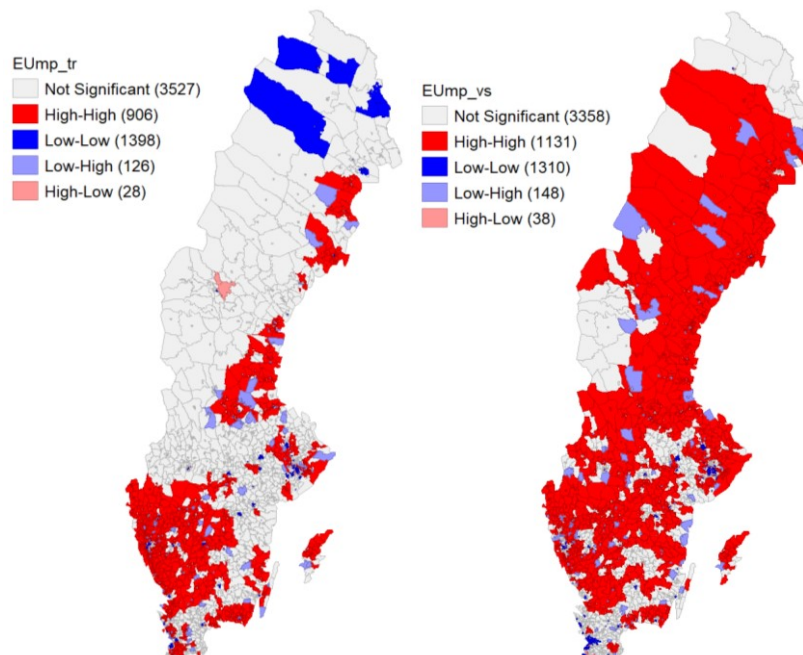


Figur 2.8. Lokal Moran för Personbilar i trafik (vänster) och avställda (höger), 2018.
Anm: Viktmatrix = Q. Moran's I = 0,52 (vänster) och 0,60 (höger).

Innehavet av MC och EU-mopeder i trafik har ett mer distinkt Norr/Söder-uppdelning, medan de avställda fordonen återigen påminner om mönstret för totalt antal fordon (Figur 2.9 och Figur 2.10). Globalt Moran's I är ungefär 0,6 för samtliga dessa fordonskategorier.

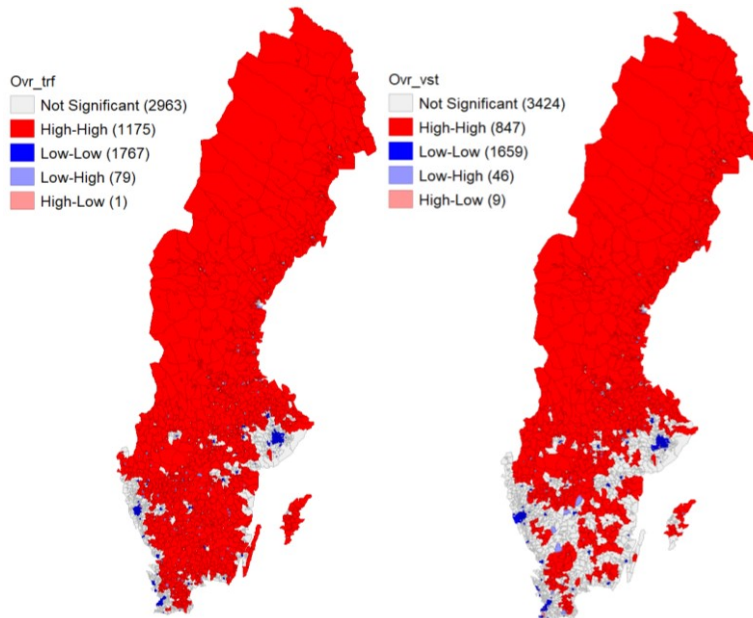


Figur 2.9. Lokal Moran för MC i trafik (vänster) och avställda (höger), 2018.
Anm: Viktmatrix = Q. Moran's I = 0,59 (vänster) och 0,59 (höger).



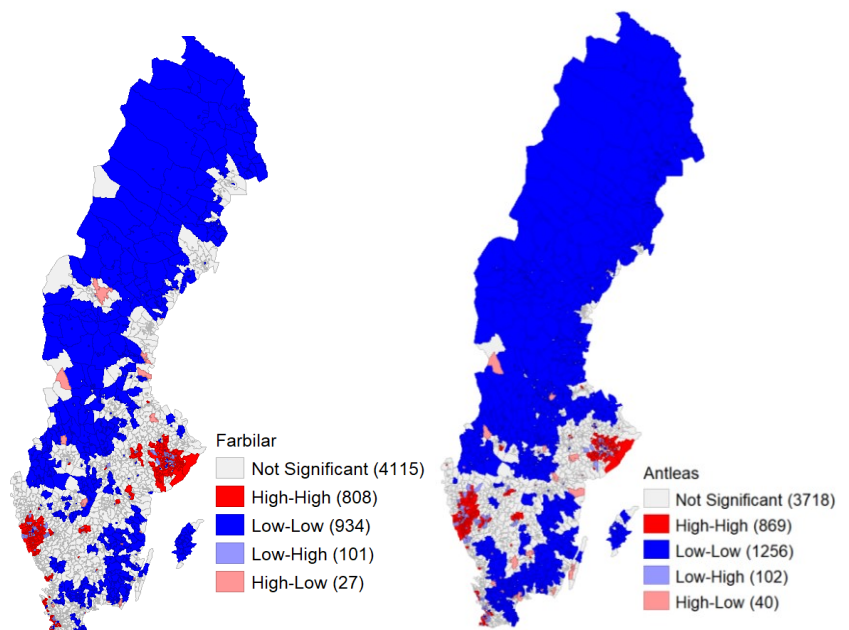
Figur 2.10. Lokal Moran för EU-mopeder i trafik (vänster) och avställda (höger), 2018.
Anm: Viktmatrix = Q. Moran's I = 0,61 (vänster) och 0,62 (höger).

Övriga fordon i trafik (Figur 2.11) har också ett mönster som överensstämmer med totalt antal fordon. För de avställda övriga fordonen minskar antalet signifikanta områden vilket tydligt syns i södra delen av Sverige. Den rumsliga autokorrelationen är relativt hög med ett Globalt Moran's I på knappt 0,8.



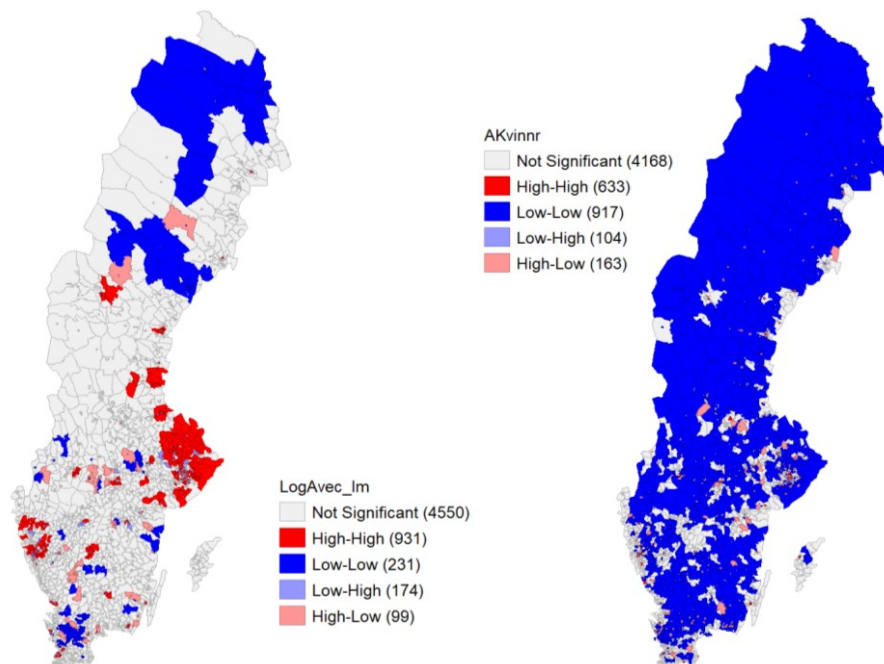
Figur 2.11. Lokal Moran för Övriga fordon i trafik (vänster) och avställda (höger), 2018.
Anm: Viktmatris = Q. Moran's I = 0,78 (vänster) och 0,79 (höger).

Antal förmånsbilar och privatleasade bilar är huvudsakligen lokaliserade i de tre storstadsområdena och några mindre kluster i och omkring större städer Figur 2.12. Detta bekräftas med relativt höga värden för rumsliga autokorrelation.



Figur 2.12. Lokal Moran för Antal förmånsbilar (vänster) och Privatleasade (höger), 2018.
Anm: Viktmatris = Q. Moran's I = 0,59 (vänster), 0,59 (höger).

Variationen av kollektivtrafik, mätt som summerat antal avgångar per område uppvisar en stor spridning. Det är tydligt att utbudet är koncentrerat till storstadsområdena i huvudsak i och omkring Stockholm och till några områden i större städer (Figur 2.13). Den rumsliga autokorrelationen är trots de tydliga uppdelningarna relativt låg i ett globalt perspektiv, med ett Globalt Moran's I på drygt 0,2. En liknande, men något mer distinkt uppdelning, förekommer för andelen av befolkningen som utgörs av kvinnor i respektive område. Den rumsliga autokorrelationen är något högre i detta fall med ett Globalt Moran's I på knappt 0,4.



Figur 2.13. Lokal Moran Antal avgångar per vecka med kollektivtrafik (vänster) samt för Andel kvinnor (höger), 2018.

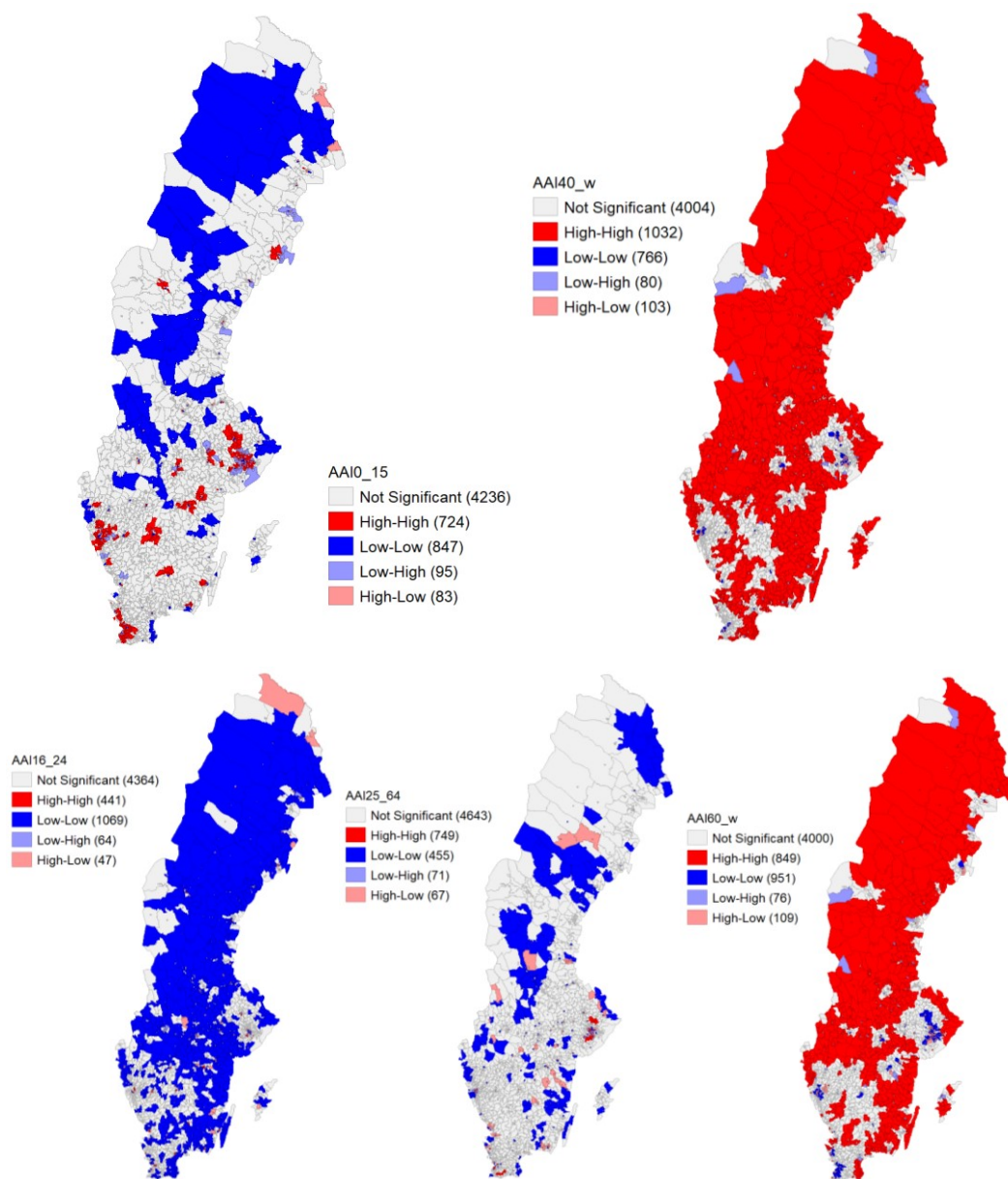
Anm: Viktmatrix = Q. Moran's I = 0,23 (vänster) och 0,35 (höger).

Åldersstrukturen varierar relativt kraftigt, både inom samma åldersgrupp, men även mellan åldersgrupperna (Figur 2.14).²⁰ Låga andelar av befolkningen i åldern 16–24 år finns i stora delar av landet, med små fickor av höga andelar.

Befolkningsstrukturen för gruppen 25–64 år är mer jämnt fördelad, med signifikant låga andelar framförallt i Västernorrland, de inre delarna av Jämtland och Dalarna, norra delarna Västra Götaland och östra delarna av Småland. Andelen äldre, är på motsvarande sätt hög i samma områden. Storstadsområdena och andra större befolkningskoncentrationer har signifikant lägre andelar i denna ålderskategori.

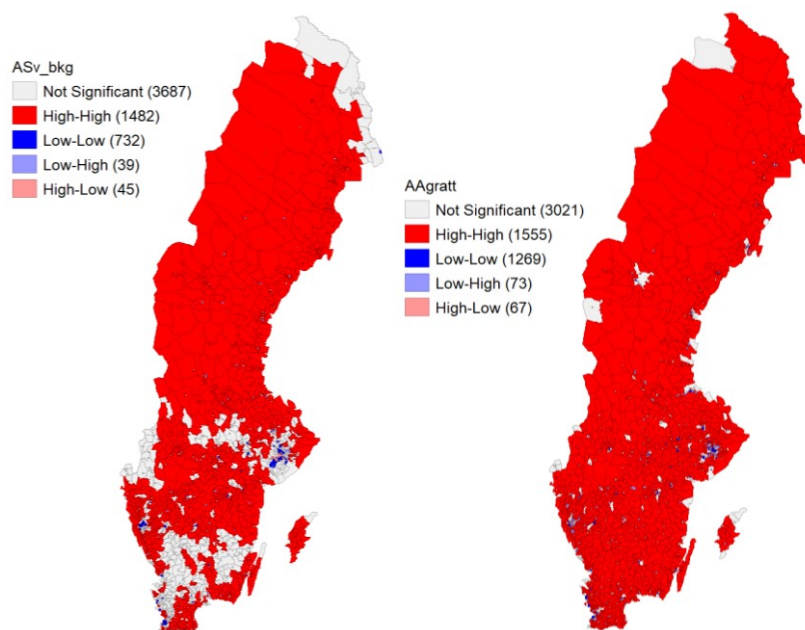
Den rumsliga autokorrelationen uppgår enligt Globalt Moran's I till mellan 0,43 och 0,53.

²⁰ En redovisning i fler ålderskategorier redovisas i Appendix (Figur 5.3).



Figur 2.14. Lokal Moran Andel befolkning 0–15 år (övre vänster), 40 år eller äldre (övre vänster), 16–24 (nedre vänster), 25–64 (nedre mitten) samt 60 år eller äldre (nedre höger), 2018.
Anm: Viktmatrix = Q. Moran's I = 0,46 (övre vänster) 0,51 (övre höger), 0,43 (vänster), 0,53 (mitten) och 0,49 (höger).

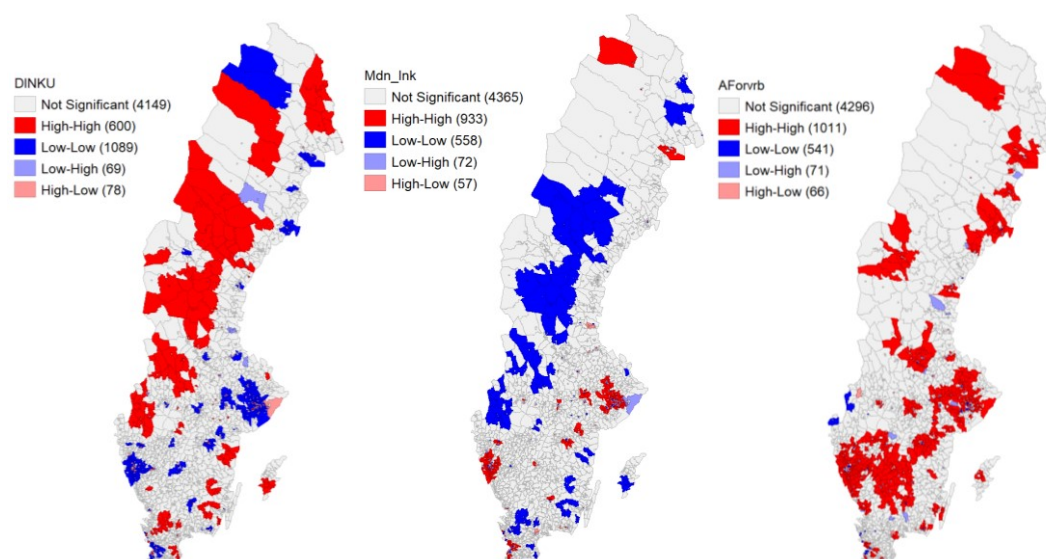
Även fördelningen av andelen av befolkningen med svensk bakgrund samt andelen boende i äganderätt uppvisar liknande mönster (Figur 2.15). Andelen med svensk bakgrund är signifikant lägre (low-low) i exempelvis storstadsområdena. I liknande områden är också andelen låg av boende i äganderätt. Den rumsliga autokorrelationen är förhållandevis hög med Global Moran's I på 0,70 respektive 0,66.



Figur 2.15. Lokal Moran för Andel personer med svensk bakgrund (vänster), Andel boende i äganderätt (höger), år 2018.

Anm: Viktmatrix = Q. Moran's I = 0,70 (vänster) och 0,66 (höger).

Vad gäller inkomst mätt som Andelen hushåll med disponibel inkomst under rikets median (DINKU) respektive medianinkomst finns även här ett spegelvänt mönster av rumslig auto-korrelation. Det förklaras till viss del av att DINKU är definierat. Medianinkomsten är högst i storstadsområdena samt i lokala fickor främst mellan Stockholm och Göteborg. Korrelationen mellan medianinkomst och andel förvärvsarbetande är relativt tydlig, med mer utbredning av områden klassificerade av high-high. Den rumsliga autokorrelationen är också relativt lika för både inkomst och andelen förvärvsarbetande, med Globalt Moran's I kring 0,5.

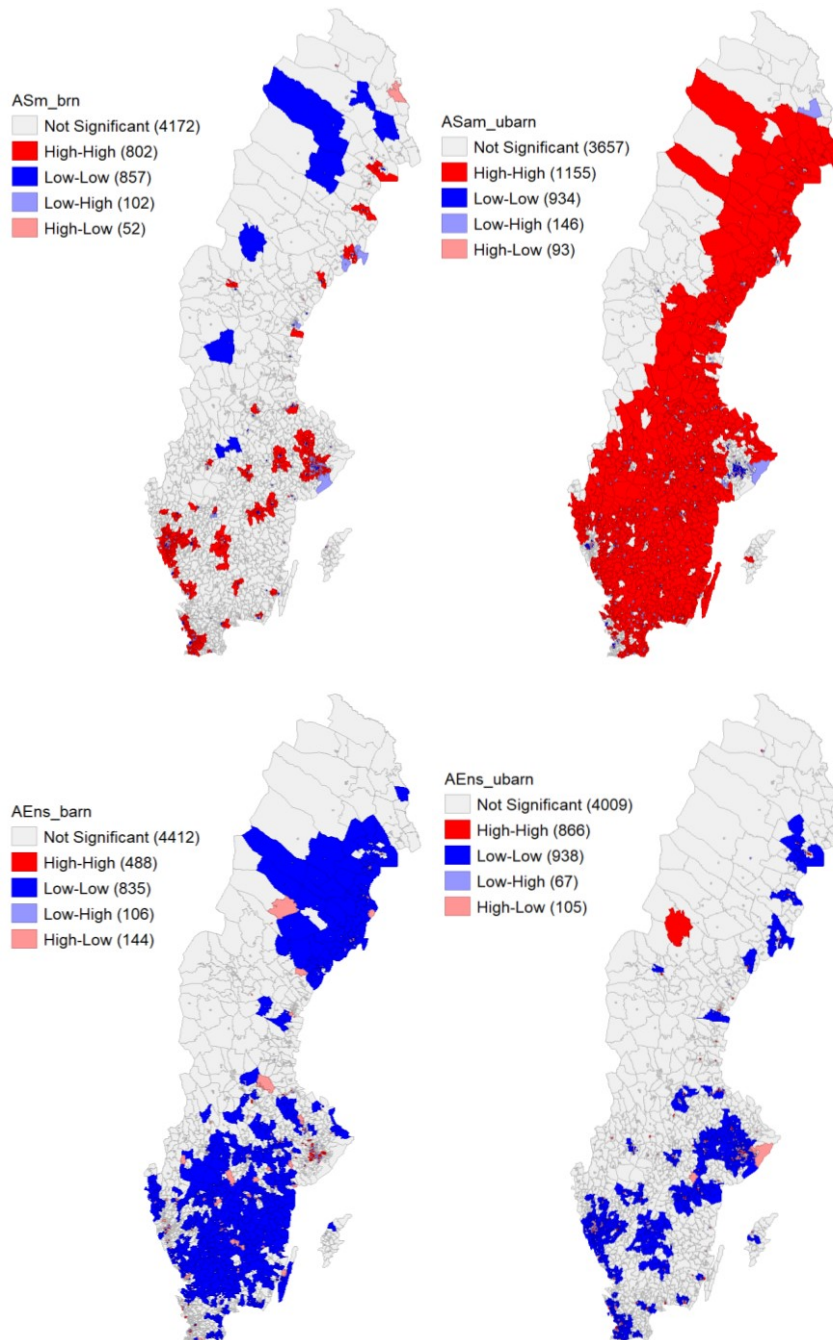


Figur 2.16. Lokal Moran för DINKU (vänster), Medianinkomst (mitten) och Andel förvärvsarbetande (höger), 2018.

Anm: Viktmatrix = Q. Moran's I = 0,50 (vänster), 0,53 (mitten) och 0,47 (höger).

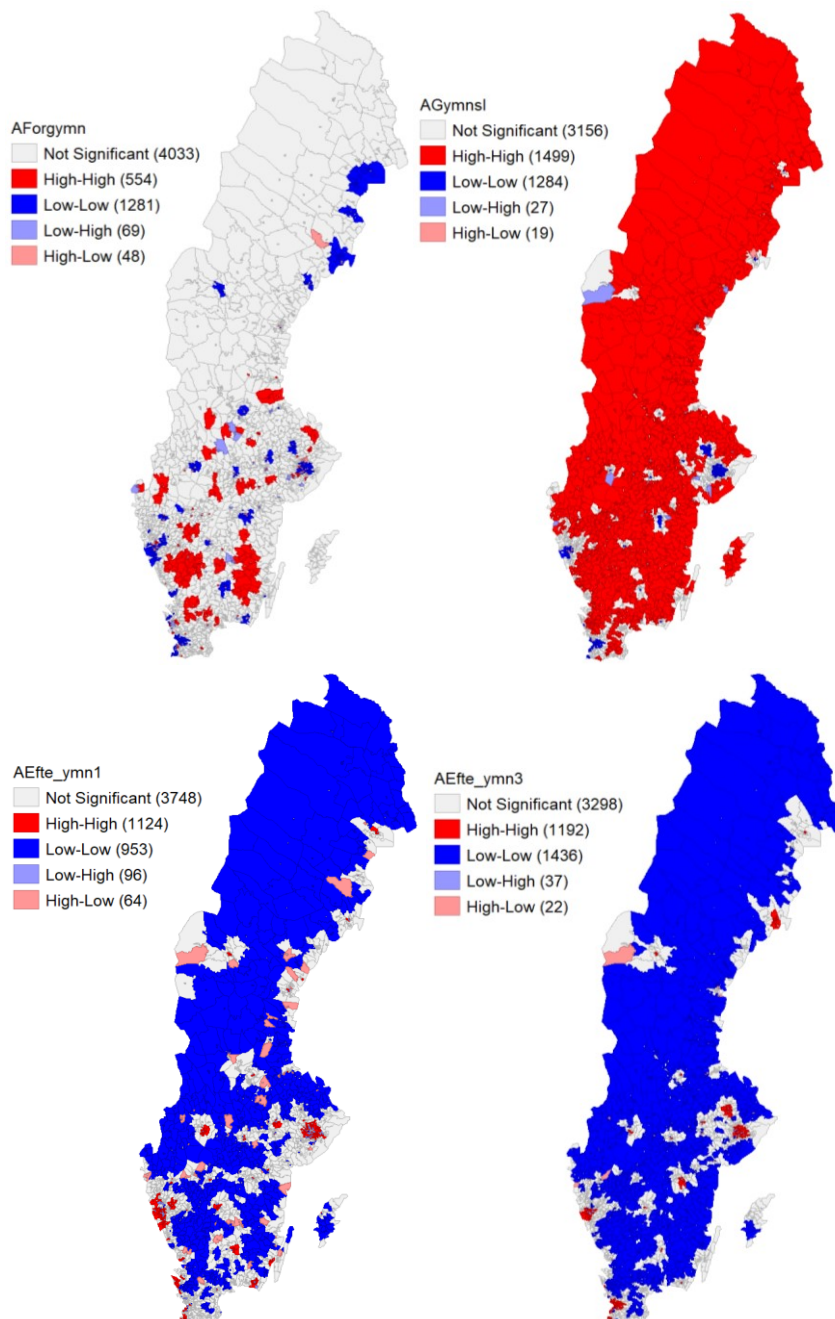
Familjebildningssituationen varierar också geografiskt. Andelen hushåll som består av sammanboende med barn återfinns i hög grad i och omkring större befolkningskoncentrationer. Ett spegelvänt geografiskt mönster kan sägas gälla för andelen ensamboende utan barn.

Områden med en hög andel sammanboende utan barn är främst lokaliserade till landsbygdsområdena utanför städerna. I stora delar av dessa områden är andelen av hushållen som består av ensamstående utan barn samtidigt låg. Globalt Moran's I varierar från 0,32 till 0,51.



Figur 2.17. Lokal Moran för Andel sammanboende med (utan) barn (övre vänster och höger), Andel ensamboende med (utan) barn (nedre vänster och höger), 2018.
Anm: Viktmatrix = Q. Moran's I = 0,47 (övre vänster), och 0,51 (övre höger), 0,32 (nedre vänster), 0,45 (nedre höger).

Även utbildningsnivån uppvisar tecken på rumslig autokorrelation (Figur 2.18). Områden med en hög andel förgymnasial utbildning återfinns huvudsakligen i södra Sveriges inland. Motsvarande områden där andelen är låg återfinns i större städer. Detta mönster blir tydligare och tydligare när utbildningsnivå ökar. Globalt Moran's I varierar mellan 0,55 och 0,85.



Figur 2.18. Lokal Moran för Andel personer 25-64 år med förgymnasial (övre vänster), gymnasial (övre höger), eller eftergymnasial utbildning <3 år (nedre vänster) eller > 3 år (nedre höger), 2018.
Anm: Viktmatrix = Q. Moran's I = 0,55 (övre vänster), 0,85 (övre höger), 0,55 (nedre vänster), 0,80 (nedre höger).

Av denna rumsliga explorativa analys kan vi konstatera att det förekommer rumsliga kluster, såväl vad gäller fordonsinnehav som för flertalet av de socioekonomiska förklaringsfaktorerna. I flera fall är det överensstämmande mönster som framträder med positiva respektive negativa samband mellan utfall på de olika förklaringsfaktorerna och närhet till större befolkningskoncentrationer.

Resultaten bekräftas även med andra lokala teststatistikor, se Appendix kapitel 5.1. Detta är viktig information, både för att välja rätt förklaringsfaktorer och för att hitta en lämplig modellspecifikation för att åtgärda det rumsliga beroendet i regressionsanalysen i kapitel 3.

3 Samband mellan bilinnehav, kollektivtrafiktillgång och socioekonomi

3.1 Regressionsanalys - personbilar

Modellspecifikation

Nästa steg i analysen är att skatta en regressionsmodell som inkluderar det observerade rumsliga beroendet. I litteraturen är två modellspecifikationer vanligt förekommande. I dessa betraktas det rumsliga beroendet vara av olika typer.²¹ Den första speglar en situation där variabler för observationer i närheten av varandra varierar i samma riktning till följd av gemensamma eller korrelerade icke observerbara variabler. Det vill säga, ett stokastiskt oberoende mellan observationerna saknas (Cliff och Ord 1972, 1973). Ekvation (1) är en linjär regressionsmodell, men där feltermen har delats upp i två delar där λ är den rumsliga autokorrelationskoefficienten, W är den valda viktmatrisen och ξ är en vektor med oberoende i identiskt distribuerade residualer (i.i.d.). Denna regressionsmodell benämns Spatial Error Model.

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W\varepsilon + \xi \end{aligned} \quad (1)$$

Denna skulle kunna skattas ifall vi ansåg att bilinnehavet är en funktion av områdesspecifika karaktäristika tillsammans med icke inkluderade variabler i närliggande kommuner. Ifall modellen hade skattats med OLS, det vill säga utan att ta hänsyn till feltermsberoendet, skulle det ha resulterat i ineffektiva regressionskoefficienter.

Den andra modellen specificerar ett rumsligt beroende när det finns en rumslig korrelation i den beroende variabeln y (ex. bilinnehav) mellan observationerna. En skattning av en sådan modell leder till både ineffektiva och systematiskt felaktiga (biased) regressionskoefficienter (e.g., Anselin 1988). Problemet löses genom att inkludera den beroende variabeln i ekvationens högerled tillsammans med viktmatrisen och ρ som är den rumsliga autoregressiva koefficienten. Denna modell benämns Spatial Lag Model.

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

Båda modellerna skattas vanligtvis med Maximum Likelihood, men andra metoder förekommer. Vanligt förekommande problem i regressionsanalyser såsom heteroskedasticitet kan också förekomma och löses på vanligt sätt, med robusta skattningsmodeller.²² Rumslig heterogenitet eller strukturell instabilitet kan också förekomma, vilket innebär att samma variabel har olika koefficienter beroende på var i rummet observationerna befinner sig. Lösningen blir att dela in materialet i rumsliga regimer så att koefficienter skattas per regim, dock fortfarande i samma regression. Man kan också tänka sig en mer standardlösning med dummyvariabler, exempelvis norr/söder. Ett mer avancerat perspektiv är att applicera

²¹ Se exempel Spatial Durbin Model som inkluderar rumsligt laggade oberoende variabler för att undvika rumsligt korrelerade residualer.

²² Se exempelvis Freedman och Peters (1984a, 1984b), (Anselin 1988, 1990, Kelejian och Robinson 1992).

modeller lämpliga för mer generella former av rumslig variationer i parametrarna, exempelvis när parametervärdena varierar över rummet - Geographically Weighted Regressions (GWR) – (Fotheringham, Brunson m.fl. 2002) – eller när den funktionella formen av sambandet mellan den beroende variabeln och de oberoende variablerna är okänt, se exempelvis Basile och Minguez (2017).

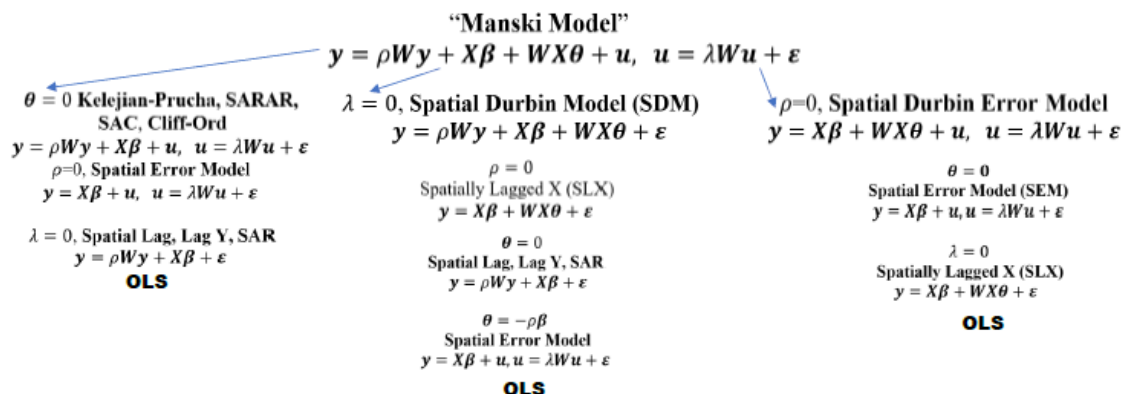
Vilken regressionsmodell bör man då välja? Det finns ett antal tumregler att följa, och dessa har ändrats över tid. Den klassiska strategin (Florax, Folmer m.fl. 2003) mot en slutlig modell-specifikation i fallet med ett potentiellt problem med rumsligt beroende, börjar med att skatta modellen med OLS. Residualerna från skattningen används för att testa en nollhypotes om att det inte förekommer något rumsligt beroende att lösa. I detta fall kan resultaten från OLS användas för inferens. Ifall hypotesen inte kan förkastas återstår att bestämma om beroendet är orsakat av frånvaron av en rumslig laggad beroende variabel eller rumsligt autoregressiva residualer. Detta görs med två stycken Lagrange Multiplier test (exempelvis Anselin (1988), Burridge (1980)). I fall endast ett av testen, exempelvis LM-lag testet, är signifikant indikerar det att modell (2) ska skattas. I det omvända fallet bör modell (1) skattas. Ofta inträffar dock att båda testen är signifikanta. Testet med högst signifikans indikerar vilken av modellerna som ska skattas. Detta bekräftas av två robusta LM-test.

På senare tid har denna regel fått kritik för att modellvalet inte i tillräckligt hög grad är bestämt i en teori om hur sambandet borde modelleras och istället är alltför automatisk och regelstyrd (LeSage och Pace 2009, Elhorst 2014, LeSage 2014, Burkey 2018). En utgångspunkt är "Manski Model" som inkluderar både globala och lokala rumsliga beroenden med eller utan beroenden även bland residualerna (Figur 3.1). Denna allomfattande modell är i regel för komplicerad för att vara relevant. Istället bör man utgå från den genom att ställa sig frågan om huruvida modellen ska skatta ett globalt eller lokalt rumsligt beroende.

En global modell bör väljas ifall man anser att en chock i en region påverkar dess grannar som i sin tur påverkar sina grannar, ett ringar-på-vattnet mönster, som även påverkar den ursprungliga regionen genom feedback. Alla modeller som inkluderar en rumsligt laggad Y är en global modell. Då bör valet falla på en Spatial Durbin Model (SDM) eller någon av dess submodeller, varav en innehåller lokalt rumsliga beroende laggade oberoende variabler X.²³

I fall man har en hypotes om att det rumsliga beroendet i huvudsak är lokalt, dvs beroendet fortplantas inte i rummet genom feedback loop, då bör man välja Spatial Durbin Error Model eller någon av dess submodeller. Det tredje alternativet utgår från att det rumsliga sambandet är globalt med laggad Y inklusive alternativt exklusive rumsligt beroende bland residualerna.

²³ Gibbons och Overman (2012) och Gibbons, Overman m.fl. (2015) framför kritik mot rumslig ekonometri. Kritiken går huvudsakligen ut på att Wx inte kan användas som instrument för Wy eftersom Wx borde ingå i regressionen $y = a + pWy + bx + e$. Alltså borde regressionen vara $y = a + pWy + qWx + bx + e$ och då kan inte Wx vara instrument för Wy . Ett sätt att lösa detta är att använda en annan viktmatris för instrumenteringen: om viktmatrisen $W1$ skiljer sig från W så skulle man kunna använda $W1x$ som instrument för Wy och skatta $y = a + pWy + qWx + bx + e$. De förordar även att använda 2sls eller GMM istället för ML.



Figur 3.1. Illustration av hur de olika modellspecifikationerna hänger samman.
 Källa: Burkey (2018).

Skattning av OLS-modeller

Den beroende variabeln är antal personbilar i trafik. De oberoende variabler som står till vårt förfogande för att förklara variationen i den beroende variabeln, är dels kollektivtrafikutbudet uttryckt som antal avgångar per vecka, dels ett antal socioekonomiska variabler (Figur 3.2).

På grund av hög korrelation, se Figur 5.12, mellan flera av variablerna har vi tvingats att reducera antalet som inkluderas i modellspecifikationen. Genom att variera de senare förklaringsfaktorerna framgår det tydligt att de samvarierar i hög grad.



Figur 3.2. Variabeluppsättning per DeSO, som används i skattningen.

Dataunderlaget består av ett antal socioekonomiska förklaringsfaktorer aggregerade i ett antal större grupper, exempelvis antal invånare som har en förgymnasial, gymnasial, eller eftergymnasial utbildning kortare respektive längre än 3 år. Då flertalet av förklaringsfaktorer är relativt högt korrelerade såväl inom (exempelvis inom utbildningsvariabeln) som mellan övriga socioekonomiska förklaringsfaktorer. Sammantaget innebär detta att möjligheten att inkludera ett stort antal variabler är begränsat. Det är också så att ett flertal modellspecifikationer bestående av olika variabeluppsättningar resulterar i relativt lika och hög förklaringsgrad.

Förutom några grundläggande regressionsmodeller för att undersöka specifikt kollektivtrafikens betydelse för bilinnehavet (modell 1–3) i Tabell 3.1 har vi använt följande steg för att hitta en bra modell för att förklara bilinnehavet.

Förutom den deskriptiva statistiken i kapitel 2.2 har vi även undersökt behovet av transformering av data genom logaritmering av några av förklaringsfaktorerna såsom inkomst och kollektivtrafikavgångar. Därefter undersöktes parvis korrelation mellan variablerna (Figur 5.12) följt av multikollinearitetstestet Variance inflation factor (VIF) (Daoud 2017). Vissa av variablerna, och särskilt olika åldersgrupper uppvisar höga värden ($VIF > 10$). Principalkomponentanalys och linjära kombinationer (Sharma och Sharma 1996, Tinsley och Brown 2000) av högt korrelerade variabler har då utförts. I den fortsatta analysen har dock en del av dessa variabler uteslutits på grund av multikollinearitet.

Steg två innebar en utförlig analys av respektive variablers samvariation med den beroende variabeln, såväl var för sig och tillsammans med andra förklaringsfaktorer. Detta gjordes med scatterplottar för att undersöka vilka variabler som har ett positivt eller negativt samband med den beroende variabeln. Ett flertal modellspecifikationer testades sedan tillsammans med en uppsättning av grundläggande förklaringsfaktorer (kollektivtrafikavgångar, totalbefolkning och inkomst) för att sedan välja ut ett antal variabler för inkludering i modellspecifikationen.

I det tredje och sista steget genomfördes backward stepwise selection, stepwise selection and Mallows' Cp selection (Heinze, Wallisch m.fl. 2018), alla med liknande resultat, vilket resulterar i följande modellspecifikation (Claeskens 2016).

Hög korrelation bland flera av potentiella förklaringsfaktorer att inkludera i en modellspecifikation tvingade oss till kompromisser. En sådan kompromiss var bland annat inkomstvariabel som bedömdes vara för högt korrelerad med flertalet av övriga förklaringsfaktorer för att inkluderas. Genom en transformering av variabeln kunde dock inkomst inkluderas definierad som andelen hushåll med disponibel inkomst under rikets median (DINKU). Det finns sannolikt även ett endogenitetsproblem mellan medelinkomst per område och de övriga socioekonomiska variablerna såsom boendeform och ålder. Genom att transformera inkomstvariabeln bedömer vi att problemet reduceras, även om det inte helt kan undvikas. Vi hade gärna även inkluderat en uppgift om andelen förvärvsarbete, men på grund av allt för hög korrelation med framförallt inkomstvariabeln blev den utesluten.

En liknande problematik uppstod för andelen kvinnor i respektive område. För att undvika en allt för hög korrelation valde vi att istället inkludera en dummy för de områden som har mer än 50 procent kvinnor. Förklaringsfaktorerna om boendesituation (hyresrätt, bostadsrätt och äganderätt) och hushållssammansättning (ensamstående/sammanboende med eller utan barn) uppvisade också en hög korrelation varför endast andelen sammanboende utan barn och andelen boende i äganderätt kunde inkluderas. Även för utbildningsnivå fanns det fyra nivåer. Där valdes nivån gymnasial utbildning baserat på en deskriptiv analys som mest potent att förklara bilinnehavet. Detsamma gällde för valda åldersklassindelningar, vilket är en aggregering av några 5-årsklasser för att ta hänsyn till områdenas olika åldersstruktur.

Övriga förklaringsfaktorer, total befolkning inkluderas för att kontrollera för befolkningsstorlek. Andelen personer med svensk respektive utländsk bakgrund inkluderades för att undersöka om det fanns något strukturell skillnad i bilinnehavet för dessa två grupper. Dessa kompromisser och övriga val av förklaringsfaktorer bör man ha med sig vid tolkning av regressionsresultaten.

De förväntade mönstren enligt uppställda hypoteser uppfylldes i de flesta fall. Den största avvikelserna uppvisade variabeln för kollektivtrafikutbudet, definierad som antal avgångar per

område under en vald vecka. Denna variabel var inte mer än svagt signifikant i några modellspecifikationer. Däremot fanns det flera förklaringsfaktorer, såsom dummyvariablerna för DeSO B och C samt storstadsområden som alla förknippas med ett högt kollektivtrafikutbud. Det är dock inte frågan om någon hög korrelation mellan dessa förklaringsfaktorer som orsakar insignifikanta resultat för kollektivtrafikvariabeln. Bristen på signifikans för kollektivtrafikvariabeln uppstår redan när vi kontrollerar för befolkningsstorlek (Total befolkning) som är signifikant och positiv i alla modellspecifikationer.

Koefficienten för andelen hushåll med en disponibel inkomst under rikets median i modell 3 och 4 är positiv och signifikant, insignifikant i modell 5, men signifikant negativ i modell 6, ett mönster som återkommer i flera av de följande modellerna. Koefficienterna för andelen boende i äganderätt och andelen med svensk bakgrund är i samtliga fall positiva och signifikanta, vilket är enligt förväntningarna då andelen med utländsk bakgrund framförallt återfinns i och omkring de större städerna i områden med förhållandevis god kollektivtrafik. Äganderätt möjliggör i de flesta fall parkering i anslutning till hemmet vilket underlättar ett bilinnehav.

För andelen kvinnor är förväntningen ett negativt tecken då fler män än kvinnor är registrerade som ägare av personbilar enligt fordonsregistret. Detta bekräftas också i modell 4, men är därefter inte längre signifikant. Det är däremot andelen av befolkningen upp till 15 års ålder samt 40 år eller äldre, med förväntade tecken.

Andelen med gymnasial utbildning och bilinnehav bekräftas med ett positivt och signifikant parametervärde. Här bör man dock komma ihåg att även andra utbildningsnivåer kan påverka bilinnehavet, men dessa valdes bort på grund av lägre samband i den deskriptiva analysen.

Detsamma får sägas gälla för sammanboende med och utan barn, respektive utan barn. I båda fallen förväntades positiva tecken, vilket bekräftades i båda fallen (modell 5 och 6). På grund av en hög korrelation mellan andelen boende i äganderätt och sammanboende med barn valdes denna senare variabel bort till förmån för sammanboende utan barn i modell 6 och i följande regressioner.

Tabell 3.1. Regressionsresultat, OLS, n = 5885. Sign. * <0,001; ** <0,01; * <0,05; (*) <0,1.**

	Modell 1 OLS	Modell 2 OLS	Modell 3 OLS	Modell 4 OLS	Modell 5 OLS	Modell 6 OLS
Konstant	606,38***	253,08***	1048,27***	1115,55***	-668,98***	-666,89***
Ln Antal kollektivtrafik- avgångar per vecka ²⁴	15,30***	-1,85	-0,74	2,38**	1,19	1,51(*)
Total befolkning		0,28***	0,43***	0,43***	0,44***	0,44***
Andelen hushåll med disponibel inkomst under rikets median			6,86***	2,78***	0,03	-0,59**
Andel boende i äganderätt			416,48***	216,24***	215,41***	248,82***
Andel med svensk bakgrund			646,86***	359,23***	192,26***	184,42***
Andel kvinnor mer än 50 %				-10,18***	-2,58	-3,01
Andel befolkning 0–15 år				-544,29***	-459,80***	-155,20***
Andel befolkning 40 år och äldre				293,65***	349,22***	338,77***
Andel med gymnasial utbildning, 25–64 år				710,27***	565,72***	541,39***
Andel hushåll sammanboende med och utan barn				392,01***	259,47***	
Andel hushåll sammanboende utan barn						305,69***
Tätortsnära områden (DeSO_B)					-51,88***	-48,44***
Tätortsområden (DeSO_C)					-58,98***	-51,99***
Områden i en storstadskommun					-96,11***	-94,97***
R ²	0,01	0,21	0,80	0,88	0,89	0,89
Adj. R ²	0,01	0,21	0,80	0,88	0,89	0,89
Log.Lik	-42 008	-41 337	-37 160	-35 686	-35 306	-35 317
AIC	84 019	82 679	74 335	71 393	70 640	70 663
Breuch-Pagan	107,90***	470,98***	914,15***	643,80***	1084,17***	1173,85***
Koenker-Basset	106,87***	520,67***	408,73***	354,08***	504,06***	542,68***
Viktmatris	Queen	Queen	Queen	Queen	Queen	Queen
Moran's I (error)	64,63***	92,38***	44,25***	39,10***	37,26***	37,85***
LM (lag)	4053,92***	5673,26***	1212,90***	547,21***	436,71***	446,87***
Robust LM (lag)	105,70***	398,38***	172,41***	36,80***	22,89***	22,29***
LM (error)	4168,96***	8517,80***	1947,16***	1515,83***	1373,15***	1416,51***
Robust LM (error)	220,75***	3242,92***	906,67***	1005,43***	959,32***	991,93***

²⁴ Vissa DeSO saknar helt kollektivtrafikavgångar till följd av att hållplatsen är geo-kodad till strax utanför, i vissa fall på andra sidan gatan. För att minska ner effekten av den geografiska indelningen av DeSO har för dessa DeSO som saknar hållplatser en buffert på 50 meter adderats och antal avgångar tilldelats respektive DeSO. Detta påverkar resultatet marginellt, och har främst betydelse för DeSO i Stockholm, Göteborg och Malmö.

Skattning av rumsliga modeller

Samtliga modellspecifikationer i Tabell 3.1 indikerar, med de fem testen i botten av tabellen, att det finns ett rumsligt beroende som bör hanteras med en feltermkorrektur, se ekvation 1.²⁵ Resultaten från de statistiska testen Breuch-Pagan och Koenker-Basset förkastar vidare nollhypotesen om homoskedasticitet i residualerna. Förekomsten av heteroskedasticitet innebär samtidigt att inferensen av testen för rumsligt beroende blir mer osäker för vilken typ av korrigering som bör inkluderas. Vi har därför valt att dels skatta modeller för en feltermkorrektur både med Maximum Likelihood och GMM som är robust för heteroskedasticitet (modellerna 7a och 7d), samt två modeller för en rumslig lag enligt ekvation 1 (modellerna 8a och 8d), se Tabell 3.2.

Tabell 3.2. Regressionsresultat, n = 5885. Sign. * <0,001; ** <0,01; * <0,05; (*) <0,1.**

	Modell 6 OLS	Modell 7a ML-SAR- Error_Q	Modell 7d GM-SAR- Error_Q	Modell 8a ML SAR- Lag_Q	Modell 8d GS2SLS lambda=0
Lambda		0,54***	0,47***		
Rho				0,16***	0,52***
Konstant	-666,89***	-489,92***	-517,94***	-625,31***	-516,78***
Ln Antal kollektivtrafikavgångar per vecka ²⁶	1,51(*)	-0,21	-0,04	0,76	-0,04
Total befolkning	0,44***	0,44***	0,44***	0,43***	0,44***
Andelen hushåll med disponibel inkomst under rikets median	-0,59**	-2,50***	-2,21***	-1,04***	-2,22***
Andel boende i äganderätt	248,82***	193,76***	201,46***	220,53***	201,13***
Andel med svensk bakgrund	184,42***	150,95***	156,01***	145,63***	155,80***
Andel kvinnor mer än 50 %	-3,01	-12,22***	-11,31***	-3,69	-11,35***
Andel befolkning 0–15 år	-155,20***	-274,92***	-254,03***	-253,90***	-254,88***
Andel befolkning 40 år och äldre	338,77***	424,59***	415,21***	318,27***	415,63***
Andel med gymnasial utbildning, 25–64 år	541,39***	563,71***	564,68***	448,32***	564,68***
Andel hushåll sammanboende utan barn	305,69***	181,25***	197,67***	293,82***	196,97***
Tätortsnära områden (DeSO_B)	-48,44***	-56,66***	-55,82***	-54,99***	-55,85***
Tätortsområden (DeSO_C)	-51,99***	-68,05***	-66,31***	-56,44***	-66,38***
Områden i en storstadskommun	-94,97***	-107,14***	-105,89***	-79,66***	-105,95***
R ²	0,89	0,92		0,90	
Adj. R ²	0,89				
Log.Lik	-35 317	-34 750		-35 124	
AIC	70 663	69 532		70 280	
Breuch-Pagan	1173,85***	1520,16***		1242,29***	
Koenker-Basset	542,68***				
LM test for residual autocorrelation				682,44***	
Likelihood Ratio test value		1134,70***		386,71***	
Wald statistic		1403***		363,69***	

²⁵ Flera andra viktmatriser har testats, vilka alla gav samma indikation.

²⁶ Vissa DeSO saknar helt kollektivtrafikavgångar till följd av att hållplatsen är geo-kodad till strax utanför, i vissa fall på andra sidan gatan. För att minska ner effekten av den geografiska indelningen av DeSO har för dessa DeSO som saknar hållplatser en buffert på 50 meter adderats och antal avgångar tilldelats respektive DeSO. Detta påverkar resultatet marginellt, och har främst betydelse för DeSO i Stockholm, Göteborg och Malmö.

Jämfört med OLS (Modell 6) sker endast smärre förändringar av parametervärdena i den rumsliga feltermsmodellen skattad med Maximum Likelihood (Modell 7a). Koefficienten för dummys ifall området har mer än 50 procent kvinnor är nu signifikant negativ och den tidigare svagt signifikanta variabel kollektivtrafik är nu inte längre signifikant. För övriga förklaringsfaktorer är tecknen desamma och parametervärdena av ungefär samma storlek. Feltermsmodellen Modell 7d, som skattas med GMM²⁷ för att erhålla robusta parameterestimater vid heteroskedasticitet, ger också liknande resultat. Modellerna 7b, 7c och 7e, skattade med två andra viktmatriser, redovisas i appendix, se Tabell 5.2.

Då de fem testen i Tabell 3.1 även indikerade rumslig autokorrelation i form av en rumslig lag, fast i mindre grad än en feltermsskorrektion, valde vi att också skatta en lagmodell (ekvation 2). Det gjordes dels med Maximum Likelihood (Modell 8a) och med Generalized Spatial Two-Stage Least Square²⁸ (GS2SLS) (Modell 8d) för att ta hänsyn till den tidigare indikerade heteroskedasticiteten. Parameterestimaterna påminner i hög grad med estimaten i Modellerna 7a och 7d. Den större skillnaden är att dummys för andelen kvinnor inte är signifikant i Modell 8a, dock är det signifikant negativt i Modell 8d när hänsyn tas till heteroskedasticitet.

I appendix Tabell 5.2 redovisas även resultat från en lagmodell med en alternativ viktmatrix (Modell 8b), samt en modell med både lag och felterm skattad med GS2SLS (Modell 8c), se SARAR-modellspecifikationen i Figur 3.1.

Lokala överspillningseffekter med en global felterm

Som vi såg i inferensen av OLS-regressionerna i Tabell 3.1 pekade den huvudsakligen mot en Error-modell, men inferensen uppvisade även tecken på en rumslig lag. I nederdelen av Tabell 3.2 pekar även inferenstesten för att det fortsatt finns problem.

För att tillåta lokala överspillningseffekter genom de oberoende variablerna tillsammans med den globala feltermsstrukturen skattas en ny modellspecifikation (modell 9a) i Tabell 3.3 som motsvarar en Spatial Durbin Error Model i Figur 3.1. Rumsliga regressionsmodeller med en lag, oavsett om den är lokal eller global, genererar estimat som påverkas av grannarnas resultat i ett ringar-på-vattnet-mönster. Om mönstret är globalt kommer denna effekt att fortplanta sig genom hela studieområdet, dock mer och mer avtagande i betydelse. Är effekten lokal begränsas överspillningen endast mellan grannarna i enlighet med den specificerade viktmatrisen.

En konsekvens av denna globala eller lokala överspillning är att parametervärdena inte kan användas rakt av, för att exempelvis göra prognoser. Istället bör då marginella effekter användas. Dessa är tre till antalet, dels en direkt effekt, dels den indirekta effekten från omkringliggande områden, samt en total marginell effekt.

Jämfört med Modell 7a är resultaten i modell 9a huvudsakligen desamma, men det finns en del intressanta observationer. Den direkta effekten för dummyvariabeln för om DeSO:t ligger i en storstadskommun är inte längre signifikant. Den indirekta effekten, eller överspillningen från variablerna i omkringliggande DeSO:n på personbilinehavet i det egna området uppvisar samtidigt ett motsatt tecken. Kollektivtrafikutbudet i omkringliggande områden har vidare en svagt signifikant positiv effekt på bilinnehavet i det aktuella området. När både den direkta och indirekta effekten aggregeras till en total effekt är kollektivtrafikutbud fortfarande svagt signifikant positiv, inkomstvariabeln är inte längre signifikant.

²⁷ (Cressie 1993, Kelejian och Prucha 1999, Bivand och Piras 2015)

²⁸ Piras (2010)

För övriga förklaringsfaktorer har parametervärdena justerats uppåt och neråt något. Modellresultat med en alternativ viktmatris redovisas i Tabell 5.3 (se Modell 9b) där den indirekta och totala effekten är signifikant negativ för kollektivtrafikutbudet. Den direkta effekten är dock fortfarande insignifikant.

Tabell 3.3. Marginella effekter Regressionsresultat, n = 5885. Sign. * <0,001; ** <0,01; * <0,05; (*) <0,1; ((*))<0,15.**

	Modell 7a ML-SAR- Error_Q	Modell 9a Sp-Durbin Error_Q Direkt effekt	Modell 9a Indirekt effekt	Modell 9a Total effekt	Modell 9a Direkt effekt z-values	Modell 9a Indirekt effekt z-values	Modell 9a Total effekt z-values
Lambda	0,54***	0,48***					
Konstant	-489,92***	-658,43***					
Ln Antal kollektiv- trafikavgångar per vecka ²⁹	-0,21	0,53	2,98(*)	3,51(*)	0,72	1,75(*)	1,82(*)
Total befolkning	0,44***	0,43***	-0,02***	0,41***	163,06***	-3,76***	59,03***
Andelen hushåll med disponibel inkomst under rikets median	-2,50***	-3,66***	4,11***	0,45	-15,92***	10,72***	1,19
Andel boende i äganderätt	193,76***	168,42***	141,25***	309,67***	21,82***	9,07***	18,11***
Andel med svensk bakgrund	150,95***	123,32***	49,39(*)	172,71***	6,67***	1,71(*)	6,34***
Andel kvinnor mer än 50 %	-12,22***	-9,75***	22,60***	12,84((**))	-3,60***	3,36***	1,61((**))
Andel befolkning 0–15 år	-274,92***	-395,30***	225,04**	-170,26*	-10,42***	2,85**	-2,01*
Andel befolkning 40 år och äldre	424,59***	407,26***	-264,92***	142,34**	19,26***	-5,94***	2,97**
Andel med gymnasial utbildning, 25–64 år	563,71***	482,49***	14,94	497,44***	23,20***	0,47	16,68***
Andel hushåll sammanboende utan barn	181,25***	171,29***	305,82***	477,11***	5,84***	4,92***	6,80***
Tätortsnära områden (DeSO_B)	-56,66***	-62,70***	7,76	-54,94***	-13,12***	0,65	-4,26***
Tätortsområden (DeSO_C)	-68,05***	-68,04***	36,31***	-31,73***	-14,09***	3,96***	-3,43***
Områden i en storstadskommun	-107,14***	-4,58	-80,66***	-85,24***	-0,31	-5,05***	-12,82***
R ²							
Adj. R ²							
Log.Lik		-34 573					
AIC		69 204					
Likelihood Ratio test		924,16***					
Wald statistic		968,97***					

²⁹ Vissa DeSO saknar helt kollektivtrafikavgångar till följd av att hållplatsen är geo-kodad till strax utanför, i vissa fall på andra sidan gatan. För att minska ner effekten av den geografiska indelningen av DeSO har för dessa DeSO som saknar hållplatser en buffert på 50 meter adderats och antal avgångar tilldelats respektive DeSO. Detta påverkar resultatet marginellt, och har främst betydelse för DeSO i Stockholm, Göteborg och Malmö.

Heterogenitet

Inferensen av OLS-regressionerna indikerade problem med heteroskedasticitet och rumsligt beroende. Teststatistikorna som testat för dessa problem är dock inte helt robusta för andra problem i data, vilket gör att vi slutligen även skattar en modell för att kontrollera för heterogenitet³⁰ med två så kallade rumsliga regimer (Anselin 2007).

För att skatta en sådan modell har vi nyttjat informationen att dummyvariabeln för storstadskommuner varit signifikant skild från övriga kommuner³¹, se exempelvis den rumsliga feltermsmodellen (Modell 7a). Hypotesen är därför att parametervärdena för DeSO lokaliserade i en storstadskommun borde få signifikant skilda parametervärden för områden lokaliserade i någon av resterande kommungrupper. Detta redovisas i Modell 10 skattad med maximum Likelihood samt i Modell 11 skattad med GMM. Spatial Chow testet bekräftar att dessa två så kallade rumsliga regimer är statistiskt signifikant skilda från varandra.

Parametervärdena för modellerna 10 och 11 påminner om de redovisade för Modell 7a. Men det finns som sagt tydliga skillnader mellan storstad och icke-storstad. Det syns framförallt på att parametervärdena för andelen kvinnor och andel av befolkningen upp till 15 års ålder inte är signifikanta för DeSO i Storstadskommuner. I appendix Modell 12 (Tabell 5.4) redovisas en skattning av Modell 11 med en alternativ viktmatris.

³⁰ När parametervärdena varierar mellan exempelvis geografiska plats.

³¹ I preliminära regressionsmodeller har samtliga kommungruppsindelningar inkluderats (med gruppen mycket avlägsna kommuner som bas) fann vi att endast storstadskommunen var signifikant.

Tabell 3.4. Heterogenitet Regressionsresultat, n = 5885. Sign. * <0,001; ** <0,01; * <0,05; (*) <0,1; ((*))<0,15.**

	<i>Modell 7a ML-SAR- Error_Q</i>	<i>Modell 10 SAR-error_ heterogenitet Q Ej storstad</i>	<i>Modell 10 SAR-error_ heterogenitet Q Storstad</i>	<i>Modell 11 GM SAR error_Q Ej Storstad</i>	<i>Modell 11 GM SAR error_Q Storstad</i>
Lambda	0,54***	0,59***	0,59***	0,47***	0,47***
Konstant	-489,92***	-470,78***	-425,09***	-495,69***	-529,13***
Ln Antal kollektivtrafik- avgångar per vecka ³²	-0,21	-0,08	-1,48((*))	-0,39	-1,09
Total befolkning	0,44***	0,49***	0,31***	0,49***	0,31***
Andelen hushåll med disponibel inkomst under rikets median.	-2,50***	-3,26***	-2,19***	-2,94***	-1,20***
Andel boende i äganderätt	193,76***	166,41***	199,03***	178,47***	213,39***
Andel med svensk bakgrund	150,95***	163,06***	107,60***	169,91***	133,20***
Andel kvinnor mer än 50 %	-12,22***	-20,1***	-1,40	-19,42***	0,23
Andel befolkning 0–15 år	-274,92***	-393,21***	-31,52	-376,37***	53,09
Andel befolkning 40 år och äldre	424,59***	367,05***	389,35***	359,67***	359,65***
Andel med gymnasial utbildning, 25–64 år	563,71***	577,94***	577,74***	580,50***	599,75***
Andel sammanboende utan barn	181,25***	170,49***	435,23***	173,12***	527,27***
Tätortsnära områden (DeSO_B)	-56,66***	-58,43***	-76,89***	-58,50***	-59,99***
Tätortsområden (DeSO_C)	-68,05***	-82,82***	-71,89***	-82,16***	-69,64***
Områden i en storstadskommun	-107,14***				
R ²					
Adj. R ²					
Log.Lik		-34 053			
AIC		68 161			
Likelihood Ratio test		1225***			
Wald statistic		1904,1***			
Spatial Chow test		-1273,17***			

3.2 Regressionsanalys - förmånsbilar och privatleasing

Avslutningsvis görs även skattningar för antalet förmånsbilar och privatleasade personbilar, med samma variabeluppsättning (Tabell 3.5) som i Modell 6 i Tabell 3.1 och Modell 7a i Tabell 3.2. För de båda OLS-skattningarna indikeras problem med rumslig autokorrelation som löses med en feltermsskorrektion (Maximum Likelihood) tillika med en anpassning till problem med heteroskedasticitet (GM-SAR).

³² Vissa DeSO saknar helt kollektivtrafikavgångar till följd av att hållplatsen är geo-kodad till strax utanför, i vissa fall på andra sidan gatan. För att minska ner effekten av den geografiska indelningen av DeSO har för dessa DeSO som saknar hållplatser en buffert på 50 meter adderats och antal avgångar tilldelats respektive DeSO. Detta påverkar resultatet marginellt, och har främst betydelse för DeSO i Stockholm, Göteborg och Malmö.

Tabell 3.5. Regressionsresultat, n = 5885. Sign. * <0,001; ** <0,01; * <0,05; (*) <0,1; (**) <0,15.**

	Person- bilar	Förmansbilar			Privatleasing		
	Modell 7a ML-SAR- Error_Q	OLS, modell 6	ML-SAR- Error Q	GM- SAR- Error_Q	OLS, modell 6	ML-SAR- Error Q	GM- SAR- Error_Q
Lambda	0,54***		0,73***	0,64***		0,79***	0,67***
Konstant	-489,92***	60,98***	47,90***	47,44***	21,38***	20,73***	19,23***
Ln Antal kollektivtrafik- avgångar per vecka ³³	-0,21	0,77***	0,21	0,26((*)	0,63***	0,12((*)	0,15(*)
Total befolkning	0,44***	0,04***	0,03***	0,03***	0,02***	0,01***	0,01***
Andelen hushåll med disponibel inkomst under rikets median	-2,50***	-1,66***	-1,23***	-1,27***	-0,67***	-0,57***	-0,58***
Andel boende i äganderätt	193,76***	35,19***	18,91***	20,61***	4,47***	-9,45***	-7,53***
Andel med svensk bakgrund	150,95***	6,14(*)	33,15***	30,31***	-5,05**	16,13***	12,80***
Andel kvinnor mer än 50 %	-12,22***	-0,03	-2,02***	-1,90***	2,44***	0,33	0,50(*)
Andel befolkning 0–15 år	-274,92***	-4,37	18,83*	19,69*	-19,14** *	-9,63*	-8,22*
Andel befolkning 40 år och äldre	424,59***	53,04***	26,97***	30,47***	-19,25** *	-19,99***	-19,03***
Andel med gymnasial utbildning, 25–64 år	563,71***	-81,39** *	-99,67**	-95,74***	22,88***	10,43***	14,52***
Andel hushåll sammanboende utan barn	181,25***	-61,56** *	-22,93***	-27,04***	-0,29	5,76*	4,97((**))
Tätortsnära områden (DeSO_B)	-56,66***	6,69***	3,24***	3,41***	5,07***	2,88***	3,03***
Tätortsområden (DeSO_C)	-68,05***	5,43***	2,38*	2,49*	5,50***	2,91***	3,00***
Områden i en storstadskommun	-107,14***	5,07***	4,88**	5,43***	3,12***	1,84*	2,52***
R ²		0,70	0,84		0,49	0,78	
Adj. R ²		0,70			0,48		
Log.Lik		-26 880	-25 380		-23 105	-21 066	
AIC		53 788	50 793		46 238	42 164	
Breuch-Pagan		3757***	3556***		1477***	1837***	
Koenker-Basset		664,11***			651,30***		
Viktmatrix		Queen			Queen		
Moran's I (error)		60,56***			70,22***		
LM (lag)		2775,18* **			4145,78* **		
Robust LM (lag)		279,57***			191,63***		
LM (error)		3636,10* **			4892,04* **		
Robust LM (error)		1140,49* **			937,89***		
Likelihood Ratio Test			2298***			4077***	

³³ Vissa DeSO saknar helt kollektivtrafikavgångar till följd av att hållplatsen är geo-kodad till strax utanför, i vissa fall på andra sidan gatan. För att minska ner effekten av den geografiska indelningen av DeSO har för dessa DeSO som saknar hållplatser en buffert på 50 meter adderats och antal avgångar tilldelats respektive DeSO. Detta påverkar resultatet marginellt, och har främst betydelse för DeSO i Stockholm, Göteborg och Malmö.

För såväl förmånsbilar som privatleasade personbilar finns det ett flertal skillnader i förhållande till parametervärdena för modellskattningarna för personbilar totalt. Men det finns också betydande skillnader sinsemellan. Modellen för förmånsbilar har högst förklaringsgrad. När rumsliga beroenden inkluderas är, i båda modellerna, kollektivtrafikutbudet endast svagt signifikant.

Noterbara skillnader jämfört med regressionsresultaten för personbilarna är de negativa tecknen för förmånsbilar för andelen med gymnasial utbildning och andelen sammanboende utan barn för skattningen av förmånsbilar, samt positiva och signifikanta parametervärden för andelen befolkning 0–15 år.

För privatleasade personbilar har andelen av befolkningen 40 år eller äldre och andelen boende i äganderätt negativa och signifikanta parametervärden, till skillnad från personbilarna i stort. De geografiska dummyvariablerna DeSO_B och C samt Storstadsområden är positiva för både förmånsbilar och privatleasing vilket indikerar en dominans till större befolkningskoncentrationer – alltså det motsatta jämfört med skattningsresultaten för personbilarna. Med andra ord bestäms innehavet av personbilar, förmånsbilar och privatleasade personbilar av delvis olika förklaringsfaktorer.

3.3 Slutsatser från regressionsanalysen

I den föregående regressionsanalysen har vi genom att studera bilinnehav av personbilar totalt, samt för segmenten förmånsbilar och privatleasade personbilar, sett ett antal mönster på en högupplöst geografisk nivå som tidigare konstaterats på nationell nivå. I analysen av personbilinnehavet har vi förutom att undersöka kollektivtrafikens betydelse även kontrollerat för befolkningsstorlek och befolkningstäthet, andelen av befolkningen med svensk respektive utländsk bakgrund, kön och ålder, utbildning, hushållssammansättning, hushållsinkomst och boendesituation. I huvudsak har dessa faktorer förväntat tecken för att prediktera bilinnehavet.

Generellt kan vi se att de förklaringsfaktorer som har en starkt positiv korrelation för antalet personbilar även korrelerar positivt med antalet förmånsbilar och privatleasing, men det finns en del intressanta avvikelser. På grund av konstaterade rumsliga beroenden redovisas resultaten nedan från dessa regressioner (Tabell 3.6). Resultaten för samma modelluppsättningar skattade med OLS har inkluderats för att kunna jämföra effekten på parametervärden när hänsyn tagits till rumsliga effekter.

Inkomstnivån är betydelsefull för bilinnehavet för samtliga tre segment. Påverkan på innehavet är i förhållande till övriga förklaringsfaktorer dock relativt blygsam. När vi kontrollerar för fler aspekter minskar även dess betydelse, se exempelvis resultaten i Tabell 3.1.

Ifall andelen hushåll med en disponibel inkomst under rikets median i ett område skulle öka med 1 procent minskar personbilsinnehavet med 2 bilar per område för personbilar respektive 1 för förmånsbilar och 0,6 för privatleasade personbilar (Tabell 3.6).

På nationell nivå finns ett grundantagande om att antalet personbilar i trafik är start knutet till befolkningens storlek. Detta samband brukar ofta tas fasta på vid olika prognosmodeller för att prognostisera fordonsflottans kommande utveckling och storlek, se bland annat (Trafikanalys 2020c) eller (Matstoms 2002).

I vår analys kan vi se att samma förhållande även gäller på lokal nivå. Det vill säga, DeSO-områden med en stor befolkning tenderar att ha ett högt bilinnehav. Parametervärdet innebär

att ifall befolkningen i ett område skulle öka med 100 personer så skulle bilinnehavet öka med 44 personbilar (Tabell 3.6).

Tabell 3.6. Regressionsresultat, n = 5885. Sign. * <0,001; ** <0,01; * <0,05; (*) <0,1; ((*)) <0,15.**

	Personbilar		Förmånsbilar		Privatleasade	
	Modell 6, OLS	Modell 7d GM-SAR- Error_Q	Modell 6, OLS	GM-SAR- Error_Q	Modell 6, OLS	GM-SAR- Error_Q
Lambda		0,47***		0,64***		0,67***
Rho						
Konstant	-666,89***	-517,94***	60,98***	47,44***	21,38***	19,23***
Ln Antal kollektivtrafik- avgångar per vecka	1,51(*)	-0,04	0,77***	0,26((*))	0,63***	0,15(*)
Total befolkning	0,44***	0,44***	0,04***	0,03***	0,02***	0,01***
Andelen hushåll med disponibel inkomst under rikets median	-0,59**	-2,21***	-1,66***	-1,27***	-0,67***	-0,58***
Andel boende i äganderätt	248,82***	201,46***	35,19***	20,61***	4,47***	-7,53***
Andel med svensk bakgrund	184,42***	156,01***	6,14(*)	30,31***	-5,05**	12,80***
Andel kvinnor mer än 50 %	-3,01	-11,31***	-0,03	-1,90***	2,44***	0,50(*)
Andel befolkning 0–15 år	-155,20***	-254,03***	-4,37	19,69*	-19,14***	-8,22*
Andel befolkning 40 år och äldre	338,77***	415,21***	53,04***	30,47***	-19,25***	-19,03***
Andel med gymnasial utbildning, 25–64 år	541,39***	564,68***	-81,39***	-95,74***	22,88***	14,52***
Andel hushåll samman- boende utan barn	305,69***	197,67***	-61,56***	-27,04***	-0,29	4,97((**))
Tätortsnära områden (DeSO_B)	-48,44***	-55,82***	6,69***	3,41***	5,07***	3,03***
Tätortsområden (DeSO_C)	-51,99***	-66,31***	5,43***	2,49*	5,50***	3,00***
Områden i en storstadskommun	-94,97***	-105,89***	5,07***	5,43***	3,12***	2,52***

Sambandet finns även för förmånsbilar och privatleasing, men den positiva korrelationen är för dessa betydligt svagare, vilket tyder på att det är andra förklaringsfaktorer som är mer styrande än endast befolkningsstorlek.

Utöver befolkningsstorlek är även urbaniseringsgraden av betydelse för bilinnehavet. DeSO-områden klassade som tätorter (DeSO_C) har i genomsnitt 66 färre personbilar än övriga områden (DeSO_A), medan tätortsnära områden (DeSO_B) har knappt 56 färre personbilar.³⁴ När även hänsyn tas för områden som är lokaliserade till storstadskommuner minskar bil-

³⁴ Båda dessa områden är samtidigt områden som ofta förknippas med ett högt kollektivtrafikutbud.

innehavet ytterligare med knappt 106 fordon. Förmånsbilar och privatleasing är tvärtom istället positivt korrelerade med urbaniseringsgraden, i både DeSO_B och DeSO finns ungefär 3 fordon fler än i landsbygdsområdena (DeSO_A) för både förmånsbilar och privatleasade bilar. För förmånsbilar och privatleasade fordon är påverkan även positiv med 5 respektive 3 fler förmånsbilar och privatleasade fordon i DeSO-områden lokaliserade i en storstadskommun.

När andelen boende i äganderätt ökar med 1 procentenhet ökar bilinnehavet med 201 personbilar och 21 förmånsbilar. Påverkan på privatleasade personbilar är dock negativ, -7,5 personbilar. Andelen av befolkningen med svensk bakgrund är betydelsefull för bilinnehavet. I områden där andelen ökar med 1 procentenhet indikerar modellresultaten att innehavet av personbilar ökar med 156 bilar. Motsvarande ökning för förmånsbilar och privatleasade personbilar är 30 respektive 12 bilar.

Förklaringsfaktorn för områden med en hög andel kvinnor resulterar i en intressant skillnad för de olika ägandeformerna av personbilar. För personbilsbilinnehavet i stort samt för förmånsbilar är det en negativ korrelation, medan det för privatleasade personbilar istället är en svagt positiv korrelation. Områden med en andel kvinnor över 50 procent har i genomsnitt 11 personbilar färre än i övriga områden.

En hög andel av befolkningen över 40 år korrelerar starkt positivt med bilinnehavet i stort och för antalet förmånsbilar, men är tvärtom negativt för antalet privatleasade personbilar. En ökning av andelen med 1 procentenhet innebär att bilinnehavet ökar med 415 personbilar, 30 förmånsbilar, men minskar med 19 privatleasade personbilar. Andelen yngre befolkning (0–15 år) påverkar istället innehavet negativt för personbilinnehavet och för privatleasade personbilar, men är positivt för antalet förmånsbilar. En ökning med 1 procentenhet av andelen yngre befolkning minskar bilinnehavet med 254 personbilar och 8 privatleasade fordon. Antalet förmånsbilar skulle öka med knappt 20.

Att ha en gymnasial utbildning korrelerar positivt med bilinnehav och privatleasing, men är istället negativ för antalet förmånsbilar. En ökning med 1 procentenhet av andelen med gymnasial utbildning innebär en ökning av bilinnehavet med 564 personbilar och 14,5 privatleasade personbilar, men minskar antalet förmånsbilar med 96 bilar.

Som tidigare nämnts testade vi andra utbildningsnivåer under arbetets gång och kunde i det arbetet se en positiv korrelation med en kortare eftergymnasial utbildning och förmånsbilar. En hög andel samboende utan barn korrelerar med ett högt bilinnehav (1 procentenhet ökning resulterar i 198 fler personbilar), men är negativt för antalet förmånsbilar (-27 bilar). Påverkan på privatleasade fordon är endast svagt signifikant (+5 personbilar). Under arbetets gång har vi även kunnat se att hushåll med barn, både sammanboende och ensamstående, även korrelerar positivt med privatleasing.

De förväntade mönstren enligt uppställda hypoteser uppfylldes alltså i de flesta fall. Den största avvikelserna från förväntningarna uppvisade förklaringsfaktorn för kollektivtrafikutbudet, definierad som antal avgångar per DeSO-område under en vald vecka. Förväntningen var att ett högt kollektivtrafikutbud skulle innebära ett lägre bilinnehav. Detta kan dock inte bekräftas i analysen. Kollektivtrafikutbudet var inte mer än svagt signifikant i några av modellspecifikationerna, och då med ett oväntat positivt tecken. Det vill säga, i områden där utbudet ökar skulle också bilinnehavet öka.

När vi kontrollerar för heterogenitet (Tabell 3.4), det vill säga att separata parametervärden skattas för områden i Storstadskommunerna, erhålls dock ett förväntat negativt parametervärde, dock endast svagt signifikant. För områden i övriga kommuner fanns i denna skattning inget säkerställt samband. Kollektivtrafikutbudet som det är definierat i denna studie,

kan med den genomförda regressionsanalysen därmed inte sägas påverka bilinnehavet. Istället är det ett flertal socioekonomiska och geografiska förklaringsfaktorer som är mer betydelsefulla.

Resultaten är, med några undantag, stabila över modellspecifikationerna med eller utan korrigering för rumslig autokorrelation, heteroskedasticitet och heterogenitet. Då de statistiska testen huvudsakligen pekade på en feltermsskorrektion är detta också att förvänta. Dock pekar resultaten otvetydigt på vikten av en modellspecifikation där hänsyn tas till dessa problem för effektiva estimat.

Sammantaget kan vi konstatera att de förklaringsfaktorer som har en positiv påverkan för bilinnehavet oftast även har en positiv inverkan på antalet förmånsbilar, även om det finns vissa avvikelser. Däremot uppvisar parametervärdena för privatleasing för flertalet förklaringsfaktorer ett annat mönster, vilket innebär att de förutsättningar som förklarar ett högt bilinnehav inte fullt ut kan förklara vad som styr antalet privatleasade bilar. Detta syns i de enskilda variablerna såväl som i en lägre förklaringsgrad jämfört med modellerna för personbilar och förmånsbilar. Det innebär att vår modell inte klarar av att förklara vad som styr antalet privatleasade personbilar till fullo. Det finns således, för oss, okända förklaringsfaktorer som påverkar valet av att skaffa en privatleasad bil.

4 Slutsatser

En persons möjlighet att resa påverkas av en rad faktorer, exempelvis utformning av transportsystemet, restidskostnader och individuella förutsättningar för att genomföra en resa för att nå önskade målpunkter. Dessa förmågor kan variera utifrån resans start- och målpunkt, samt utifrån vilka färdmedel som står till buds. Tillgång till bil är en tydligt observerbar individuell förmåga som påverkar möjligheten att genomföra en resa. Möjligheten att använda och tillgodogöra sig det befintliga utbudet av kollektivtrafik är en annan.

Möjligheten att resa är även starkt kopplad till resandets ekonomiska överkomlighet. Socioekonomiska faktorer, såsom utbildning, sysselsättning, inkomst, boendeform, ålder samt familjens storlek och sammansättning är alla faktorer som påverkar hur vi reser. Utvecklingen av bilinnehavet och dess sammansättning har därmed också en stor betydelse för utfallet i den transportpolitiska målbilden.

Kollektivtrafikutbudet påverkar inte bilinnehavet

Utifrån tidigare studier vet vi att storleken på ett lands fordonsflotta generellt är en produkt av dess antal invånare och dess disponibla inkomst. En stor befolkning med god ekonomi borrar således för ett högt bilinnehav. Det är mot denna bakgrund som dessa förklaringsfaktorer är ingångsvärden i de fordonsprognoser som Trafikanalys publicerar årligen.³⁵ Tidigare studier har även påvisat att efterfrågan på transporter stiger med stigande inkomster. Den tilltagande efterfrågan har visat sig ha ett dubbelt uttryck. Låginkomstintagare tenderar att efterfråga resor med kollektivtrafik med stigande inkomst, medan de med högre inkomst istället skaffar en bil, och minskar sin efterfrågan på kollektivtrafik (Holmgren 2007).

I den här rapporten har vi inte kunnat påvisa att ett högt utbud av kollektivtrafik korrelerar positivt med ett lågt bilinnehav, något som vi hade förväntat oss att det skulle göra. En möjlig förklaring till att vi inte kunnat påvisa denna korrelation kan vara att olika samhällsgruppers transportefterfrågan har olika uttryck, vilket innebär att efterfrågan för kollektivtrafik och efterfrågan på bilinnehav kan öka oberoende av varandra. Det är en förklaringsmodell som ligger i linje med våra resultat där områden med högt utbud av kollektivtrafik också har ett högt bilinnehav.

Huruvida kollektivtrafiken och bilinnehav är ett substitut, eller ett komplement till varandra, beroende på individens inkomstnivå och geografiska förutsättningar, har vi däremot inte kunnat testa i denna studie, men detta är ett område som behöver utforskas vidare. I denna studie har vi dock kontrollerat för heterogenitet, det vill säga att separata parametervärden har skattats för områden i Storstadskommunerna, respektive för områden i övriga kommuner.

För storstadsområden erhålls ett förväntat negativt parametervärde för kollektivtrafikvariabeln, dock endast svagt signifikant. För områden i övriga kommuner fanns i denna skattning inget säkerställt samband. Kollektivtrafikutbudet som det är definierat i denna studie, kan med den genomförda regressionsanalysen därmed inte sägas påverka bilinnehavet. Istället är det ett flertal socioekonomiska och geografiska förklaringsfaktorer som är mer betydelsefulla.

³⁵ www.trafa.se/etiketter/prognoser-for-fordonsflottan/

Betydelsefulla faktorer för att förklara bilinnehavet

Med de nedbrytningar på demografisk och geografisk nivå som använts i denna rapport har vi kunnat visa på viktiga nyanser för hur bilinnehavet fördelar sig i landet och mellan olika ägandekategorier. Vi har i analysen kunnat påvisa att de makroekonomiska förutsättningarna för en stor bilflotta även gäller för betydligt mer avgränsade geografiska områden. DeSO-områden med stor befolkning har ett positivt samband med ett högt bilinnehav.

Förklaringsfaktorer som ofta korrelerar med högre disponibel inkomst³⁶, såsom högre utbildningsnivå, en befolkning över 40 år eller att äga sitt boende, korrelerar också positivt med ett högt bilinnehav. Även en hög andel av befolkningen med svensk bakgrund samt sammanboende hushåll påverkar bilinnehavet positivt.

Vi har dock kunnat påvisa att dessa samband inte alltid gäller under alla omständigheter för innehav av förmånsbilar och privatleasade personbilar jämfört med personbilsinnehavet i stort. Med andra ord bestäms innehavet av personbilar, förmånsbilar och privatleasade personbilar av delvis olika förklaringsfaktorer (Tabell 4.1). Men det finns också betydande skillnader sinsemellan. Noterbara skillnader jämfört med regressionsresultaten för personbilarna är de negativa tecknen för förmånsbilar för andelen med gymnasial utbildning och andelen sammanboende utan barn, samt positiva och signifikanta parametervärden för andelen befolkning 0–15 år. Det vill säga, en hög andel invånare med gymnasial utbildning och sammanboende utan barn verkar negativt för innehavet av förmånsbilar. En högre andel yngre befolkning innebär å andra sidan fler förmånsbilar.

Tabell 4.1. Tecken på signifikanta variabler i regressionsanalysen <0,05; (+/-) <0,1; ((+/-)) <0,15.

	Personbilar	Förmånsbilar	Privatleasade
	Modell 7d GM-SAR- Error_Q	GM-SAR- Error_Q	GM-SAR- Error_Q
Lambda	+	+	+
Konstant	-	+	+
Ln Antal kollektivtrafikavgångar per vecka		((+))	(+)
Total befolkning	+	+	+
Andelen hushåll med disponibel inkomst under rikets median	-	-	-
Andel boende i äganderätt	+	+	-
Andel befolkning med svensk bakgrund	+	+	+
Andel kvinnor mer än 50 %	-	-	(+)
Andel befolkning 0–15 år	-	+	-
Andel befolkning 40 år och äldre	+	+	-
Andel med gymnasial utbildning, 25–64 år	+	-	+
Andel hushåll sammanboende utan barn	+	-	((+))
Tätortsnära områden (DeSO_B)	-	+	+
Tätortsområden (DeSO_C)	-	+	+
Områden i en storstadskommun	-	+	+

³⁶ För att reducera endogenitetsproblemen mellan inkomstnivåer uttryckt i kronor och övriga socioekonomiska variabler har inkomstvariabeln transformerats till att uttryckas som andelen av områdets hushåll som har en lägre inkomst än medianen i riket.

För privatleasade personbilar har andelen av befolkningen 40 år eller äldre och andelen boende i äganderätt negativa och signifikanta parametervärden, till skillnad från personbilarna i stort. Det vill säga, en äldre befolkning och en hög andel boende i äganderätt innebär ett lägre innehav av privatleasade personbilar.

De geografiska dummyvariablerna DeSO_B (tätortsnära) och C (tätort) samt Storstadsområden är positiva för både förmånsbilar och privatleasing vilket indikerar en dominans av dessa fordon till större befolkningskoncentrationer – alltså det motsatta jämfört med skattningsresultaten för personbilar i allmänhet.

Det kanske mest intressanta och överraskande resultatet är att en hög andel kvinnor i ett DeSO-område korrelerar positivt med privatleasing, om än svagt signifikant. Ungefär 3 av 4 bilar i trafik är registrerade på män, varav en hög andel kvinnor har en negativ korrelation med bilinnehavet. Men för privatleasing är alltså förhållandet det omvända, om än svagt signifikant.

Att befolkningens ålder har en positiv korrelation med bilinnehav och förmånsbilar är ett förväntat resultat, då en högre ålder ofta förknippas med bättre förutsättningar för att bygga upp en mer stabil ekonomi, och till viss del kunna skaffa ett arbete som tillhandahåller en förmånsbil. Våra resultat tyder således på att det framför allt är boende i områden med en hög andel personer under 40 år, och områden med hög andel kvinnor, som väljer att privatleasa en bil, något som Trafikanalys belyst i tidigare studier, exempelvis (Trafikanalys 2018a). Våra resultat ligger således i linje med vad vi sedan tidigare kände till om privatleasing.

Privatleasing som ägandeform förefaller därmed kunna erbjuda en möjlighet att ha tillgång till en bil för grupper som vanligtvis inte äger en bil eller innehar en förmånsbil. Man behöver dock ha med sig att vi här jämför närmare 4,3 miljoner personbilar i trafik med drygt 100 000 leasingbilar, vilket innebär att resultaten ska tolkas med försiktighet.

För att kunna belysa skillnaderna mellan biläggande och privatleasing mer detaljerat skulle vi behöva göra en analys baserad på nyregistrerade bilköp och nya leasade bilar. Detta har dock inte varit syftet med denna rapport, men är en viktig fråga att belysa i vidare arbete. Vi har även kunnat se att det framför allt är i tätbefolkade områden som privatleasing är mest utbrett. Intressant är också att kollektivtrafikutbudet påverkar bilinnehavet av privatleasade fordon och förmånsbilar i en positiv riktning, om än svagt signifikant.

Sammantaget kan vi konstatera att antalet privatleasade bilar inte har samma förklaringsmodell som bilinnehav rent generellt har, vilket syns i vår modells lägre R^2 -värde för privatleasing. Det innebär att det kan finnas förklaringsfaktorer som styr privatleasing som vi inte känner till eller har kunnat kontrollera för.

Skillnaderna kan även vara ett uttryck för att privatleasing som ägandeform fortfarande är en relativt ny företeelse. En ny marknad som är i en kraftigt expansiv fas, så som privatleasing är, utvecklas inte sällan ryckigt och oförutsägbart. Det är därmed inte omöjligt att privatleasing som ägandeform med tiden kommer att vila på liknande grunder som det generella bilinnehavet gör idag.

Skattningsmetod har betydelse för prognoser och utformning av policyinstrument

Resultaten är generellt sett stabila över samtliga modellspecifikationer med eller utan korrigering för rumslig autokorrelation, heteroskedasticitet och heterogenitet. Då de statistiska testen huvudsakligen pekade på en rumslig feltermkorrektion är detta också enligt förvänt-

ningarna. Med ett positivt och signifikant lambda-värde pekar resultaten otvetydigt på vikten av en modellspecifikation där hänsyn tas till dessa effekter för effektiva estimat av bestämningsfaktorena. Det är av vikt både vad gäller möjligheten att påverka bilinnehavet med olika policyinstrument, liksom för att förbättra träffsäkerheten i prognoser av framtida bilinnehav, totalt och i olika delar av landet.

5 Appendix

5.1 Test för rumslig autokorrelation

När närliggande observationer tenderar att ha liknande värden, mer liknande³⁷ än vad man kan förvänta sig att de borde ha vid en slumpmässig fördelning, då förekommer det ett rumsligt beroende eller rumslig autokorrelation i materialet. Dessa mönster kan testas statistiskt, se appendix där detta förklaras mer ingående.

De två vanligaste förekommande måtten för att testa global rumslig autokorrelation är Moran's I och Geary's C (Moran 1948, Geary 1954, Cliff och Ord 1973, 1981). Med "Globalt" avses att man väger in hela datasetet och att teststatistikan uttrycks i ett gemensamt värde som antingen förkastar eller accepterar den uppställda hypotesen utan att närmare specificera hur det rumsliga beroendet ser ut geografiskt. Ett positivt och signifikant z-värde för Moran's I indikerar positiv autokorrelation. Det innebär att observationer med liknande värden är mer rumsligt klustrade än vad man kan förvänta sig än om de vore slumpmässigt fördelade. Högre värde indikerar en större autokorrelation. Ifall z-värdet är negativt gäller det motsatta, att observationerna är att observationer med liknande värden är mer spridda än slumpmässigt. Geary's c tolkas på liknande sätt med skillnaden att värden mellan 0 och 1 innebär positiv autokorrelation (närmare 0 innebär högre korrelation), medan värden över 1 innebär stigande negativ rumslig autokorrelation. De två måtten är relativt lika även om skillnader finns, exempelvis är Geary's c mer känslig för förekomsten av lokal rumslig autokorrelation.

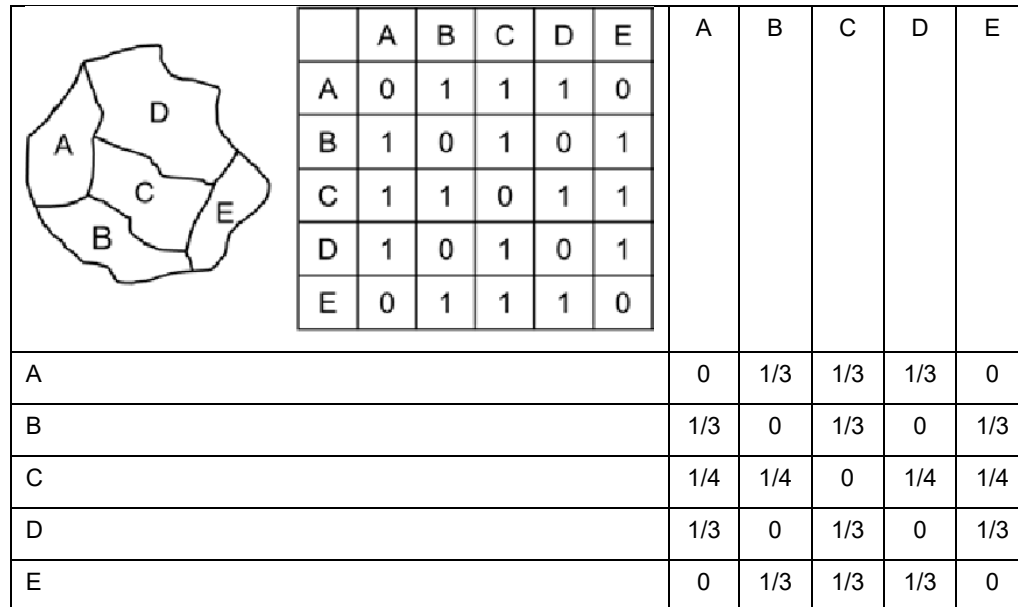
Lokal rumslig autokorrelation innebär att det globala måttet kan delas upp i sina beståndsdelar och kan beräknas på ett flertal olika sätt. Vanligast är dock en lokal version av Moran's I, Local Moran, vars z-värden summerar till det globala Moran's I. En fördel är också att det är möjligt att illustrera dessa mönster exempelvis i en karta eller i en scatterplot, samt som hjälp för att konstruera en lämplig regressionsmodell. Getis och Ord's G_i^* och G_i^* samt Lokal Geary är två andra statistika för lokal rumslig autokorrelation. De producerar oftast liknande resultat, även om avvikelser förekommer. Redovisningen av global och lokal rumslig autokorrelation redovisas mer nedan. Men innan vi går in på redovisningen bör vi nämna några ord om hur grupperingen av observationerna går till.

Den rumsliga viktmatrisen

Observationerna kopplas samma med hjälp av en så kallad viktmatris som brukar noteras med ett W , se Figur 5.1. För att bestämma vilka observationer som ska betraktas som grannar behövs en regel. Den vanligaste regeln är att anta att alla observationer som delar en geografisk gräns är att anse som grannar. Observationen A i Figur 5.1 delar gräns med B, C och D och tilldelas värdet 1 i matrisen nedan. B är granne med A, C och E. Notera att observationerna inte betraktas som grannar till sig själv. Det sista steget i konstruktionen av en viktmatris är att standardisera varje cell med dessa radsumma. Det innebär att betydelsen av varje länk (par av grannar) avgörs av hur många grannar respektive observation antas ha. När viktmatrisen radstandardiseras så innebär det att man stoppar in medelvärdet av grannarnas y

³⁷ Även när de är mer olika än vad man kan förvänta sig av en slumpmässig fördelning karaktäriseras materialet av ett rumsligt beroende.

som en förklarande variabel. Det innebär också att inferensen underlättas, exempelvis innebär det att Moran's I begränsas inom -1 och 1.



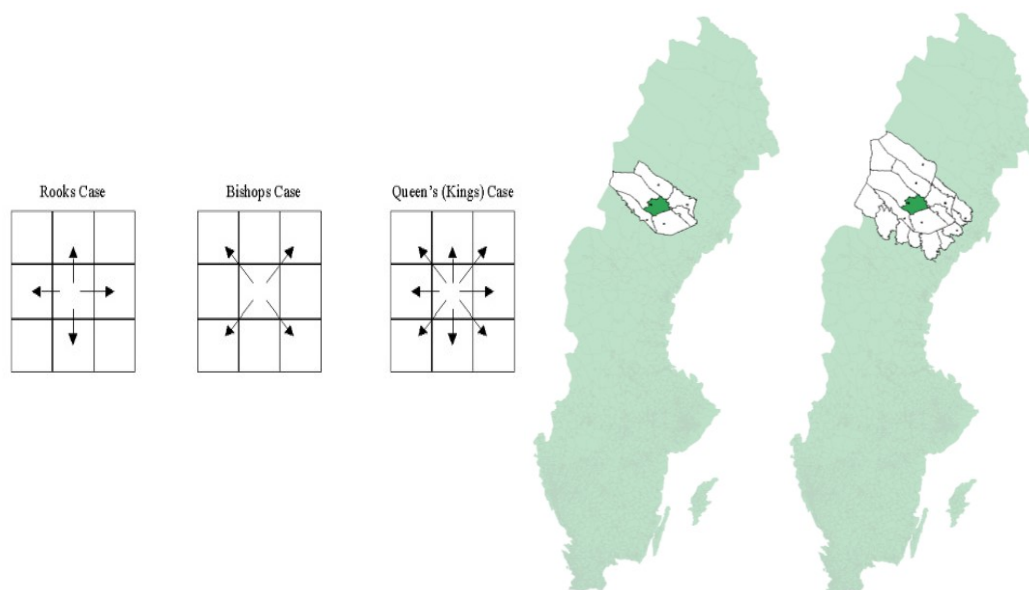
Figur 5.1. Geografiska områden, matris av grannar, samt en radstandardiserad viktmatris.

Metoden för att identifiera observationer som grannar innebär att alla observationer som delar minst minsta möjliga gräns betraktas som grannar, se Tabell 5.1, benämns Queen (efter hur drottningen kan röra sig i spelet schack). Detta är den absolut vanligaste formen av regel som används i litteraturen. Det finns dock andra metoder såsom Rook (Torn) eller Bishop (Löpare). Man kan även välja att definiera även grannarna som grannarna inklusive deras grannar, säg i två steg. Då blir det en Queen_2, se Figur 5.2.

Vanligt förekommande är också att bestämma att varje observation ska ha ett visst antal, säg 5, 10 eller 20, grannar vardera. Det innebär då att man beräknar avstånd mellan observationerna och alltså väljer ut de närmsta. En nackdel med denna metod är att matrisen inte blir symmetrisk eftersom observation A kan bli granne med C, men C behöver inte bli granne med A eftersom C har närmre till andra observationer. Det förekommer också matriser som består av avståndet³⁸ mellan observationerna, då betraktas alla observationer som grannar till varandra fast i olika grad (observationer längre ifrån varandra antas ha mindre påverkan än närliggande observationer).

I regel brukar man dock välja en viss geografiskt avståndsgräns som begränsar mängden grannar. Även dessa ovannämnda matriser brukar radstandardiseras. Viktmatriken kan även konstrueras utifrån ett hierarkiskt perspektiv, så säga att områden kan definieras som grannar om de är kommuncentra inom ett viss geografiskt avstånd från varandra, utan att inkludera områden däremellan som grannar.

³⁸ Hur avståndet ska beräknas varierar. Vanligt förekommande är att beräkna inversen av avståndet så att observationer längre bort påverkar mindre. Ibland används också potenser på inversen av avståndet för att ytterligare förstärka påverkan från lokala observationer i förhållande till mer avlägsna. Avstånd behöver inte vara geografisk utan kan exempelvis bestå av socialt avstånd eller liknande. Ett krav är dock att avståndet ska vara exogent givet i förhållande till analysens frågeställning.



Figur 5.2. Metod för att bestämma grannar till en viktmatris, med exempel för Sverige med en observation i grönt och dess omkringliggande grannar enligt Queen och motsvarande för Queen_2.

Valet av viktmatris bör baseras på en teoretisk modell eller hypotes för hur påverkan rimligen borde se ut. Ett krav är dock att den ska vara exogent given i förhållande till det man försöker förklara. Det är också en fördel om den är relativt enkel då tolkning av resultaten underlättas. Eftersom det inte finns något objektivet sätt att konstruera en viktmatris är det en fördel att testa ett antal matriser för att se om materialet är känsligt för val av matris. För en diskussion om specifikation av viktmatriser, se Herrera Gómez, Mur Lacambra m.fl. (2012)

En kritik som förekommer i litteraturen är huruvida viktmatrisen ska radstandardiseras eller inte. Om matrisen radstandardiseras så innebär det att alla observationer påverkas lika mycket av sina grannar. Ifall materialet består av många observationer med många grannar och några observationer med få grannar så kan detta upplevas som mindre lämpligt. Man kanske vill ta hänsyn till all påverkan utifrån utan att skala ner det med radstandardisering. Ett sådant sätt är att använda en Binär viktmatris (B) – vilket är steget före radstandardisering i Figur 5.1. En metod som tar hänsyn till variationen av antal grannar är variansstabilisering (S) (Tiefelsdorf, Griffith m.fl. 1999). Denna viktmatris blir dock inte radstandardiserad, vilket försvårar inferensen.

Viktmatrisen spelar en central roll för beräkning av rumslig autokorrelation då den väger samman grannarnas värden så att en korrelation för respektive observation kan göras och aggregeras. Resultaten av beräkningar av Moran's I (global autokorrelation) indikerar för flertalet förklaringsfaktorer en hög grad av positiv och signifikant rumslig autokorrelation, se Tabell 5.1 och Figur 2.7–Figur 2.18. Det vill säga, observationer med liknande värden, per variabel, är mer grupperade geografiskt än de kan förväntas vara om de vore fördelade geografiskt slumpmässigt. Noterbart är också att resultaten är relativt stabila för olika val av viktmatris.

Lokal Moran

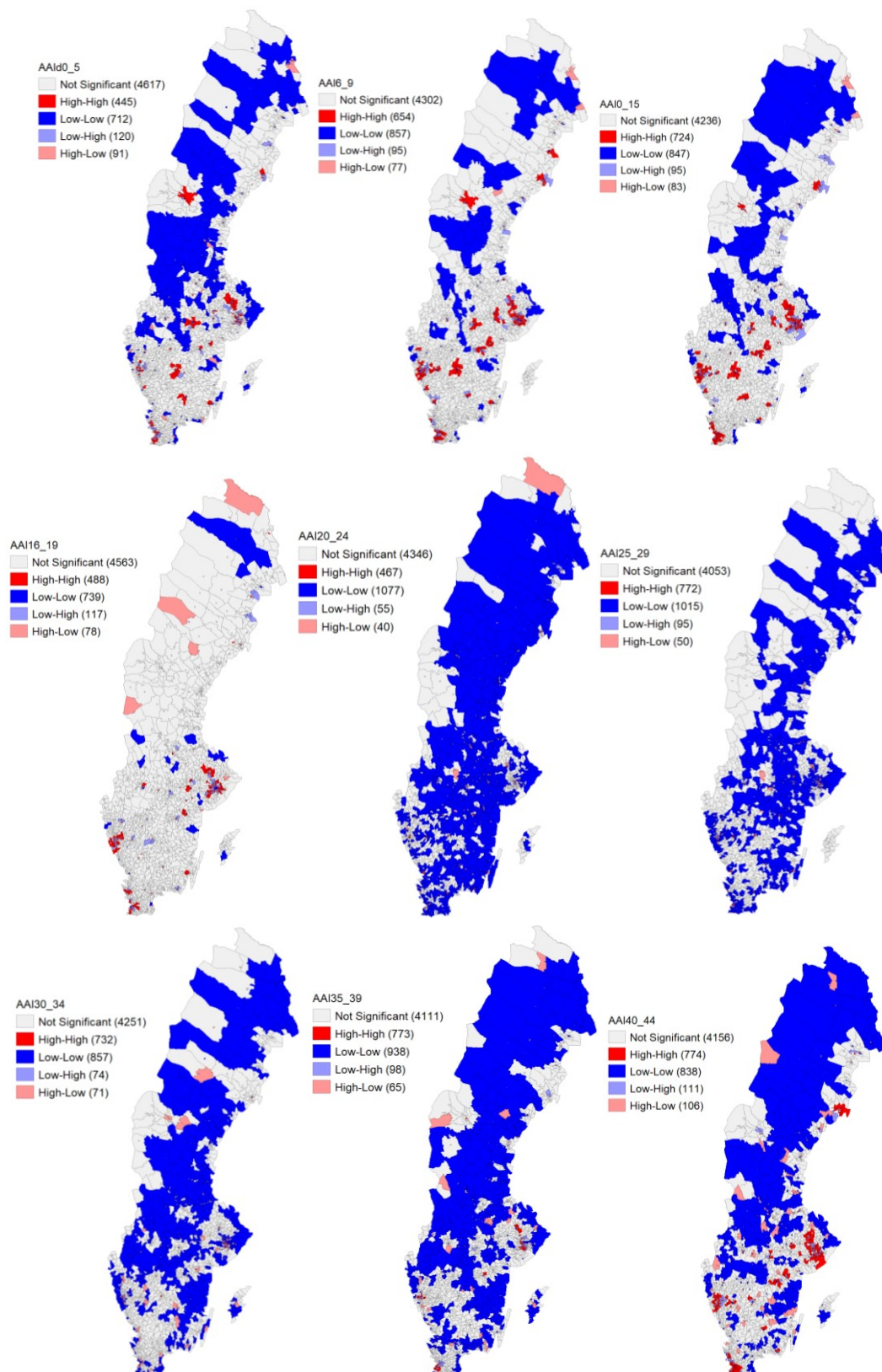
Lokal Moran föreslogs av Anselin (1995) som ett sätt att identifiera lokala kluster (hög-hög eller låg-låg) och lokala rumsliga extremvärden (hög-låg eller låg-hög). Notera dock att denna

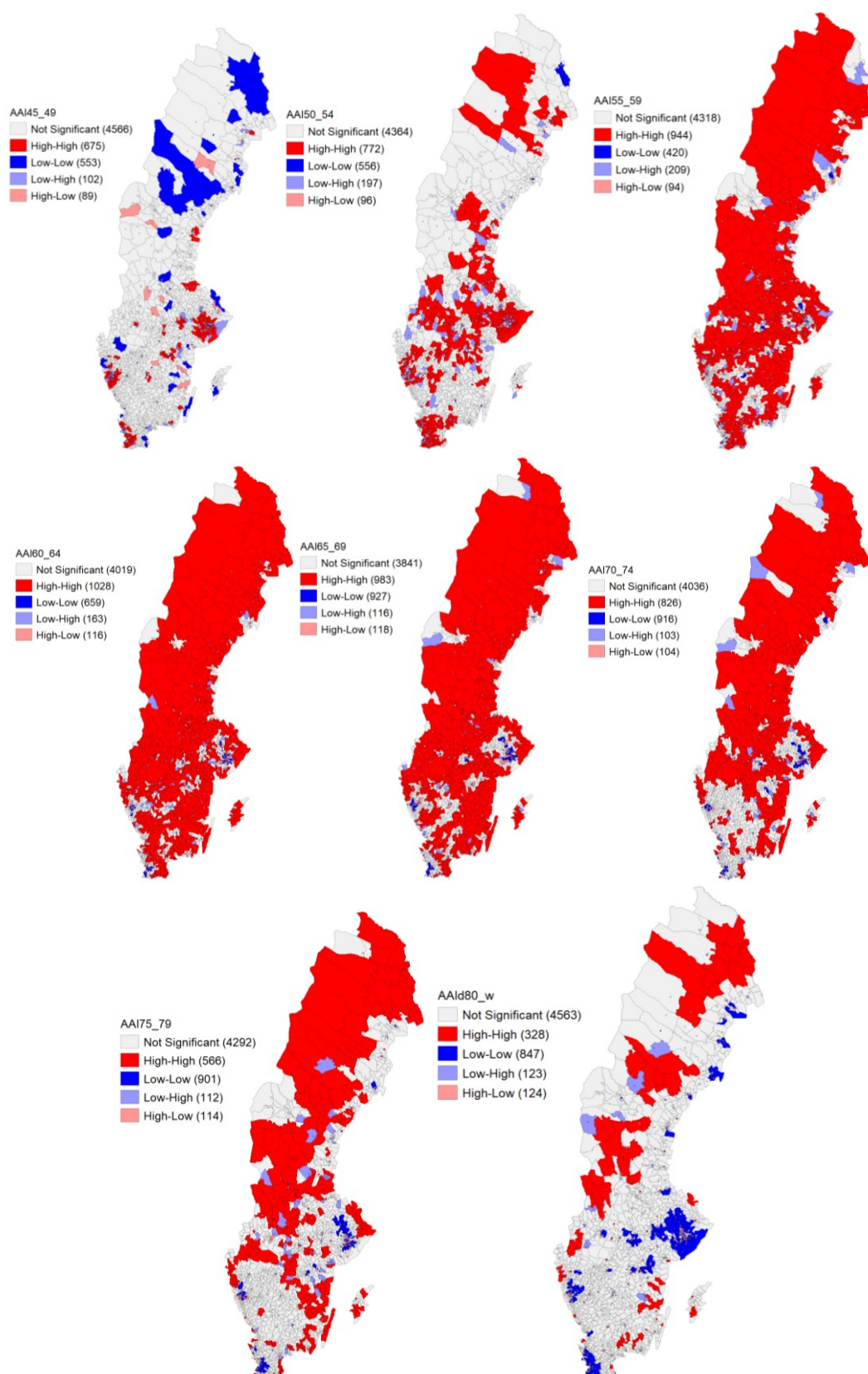
Klassificering görs i förhållande till materialets medelvärde så tolkningen ska inte göras i ett absolut perspektiv av höga eller låga värden.

Nedan redovisas i ett antal kartor resultaten från Lokal Moran. Noterbart är att de höga Moran's I värdena i Tabell 5.1 på ett tydligt sätt översätts i mönster av observationer med höga värden – exempelvis av bilinnehav omgivet av observationer med högt bilinnehav (High-High) och det omvända (Low-Low). Observationer som inte statistiskt kan placeras i någon av de fyra kvadranterna (påverkar inte det övergripande Moran's I-värdet) illustreras i kartorna med grå färg.

Tabell 5.1. Moran's I för ett antal transportrelaterade variabler och viktmatriser, 2018.

<i>Variabel</i>	<i>Viktmatris</i>	<i>I-värde</i>
Fordon i trafik	Queen	0,68
Fordon i trafik	Queen_2	0,57
Fordon avställda	Queen	0,71
Personbilar i trafik	Queen	0,52
Personbilar i trafik	Queen_2	0,45
Personbilar i trafik	Queen S	0,54
Personbilar avställda	Queen	0,60
MC i trafik	Queen	0,59
MC avställda	Queen	0,59
EU-moped i trafik	Queen	0,61
EU-moped avställda	Queen	0,62
Övriga fordon i trafik	Queen	0,78
Övriga fordon avställda	Queen	0,79
Kollektivtrafiktillgångar per vecka	Queen	0,22

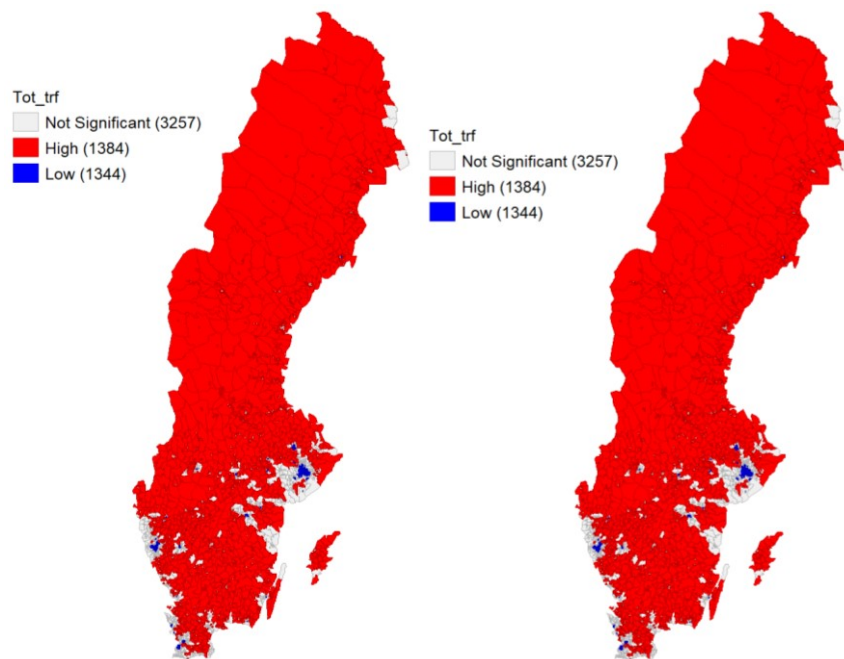




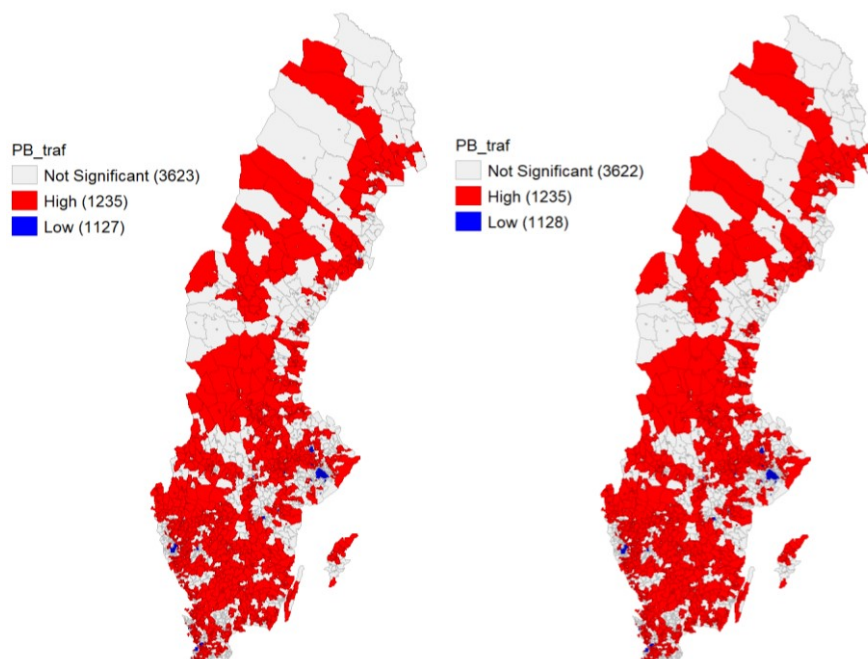
Figur 5.3. Lokal Moran för Andel befolkning i olika åldersintervaller, 2018.
Anm: Viktmatrix = Q.

Getis Ord Lokal Gi och Gi*

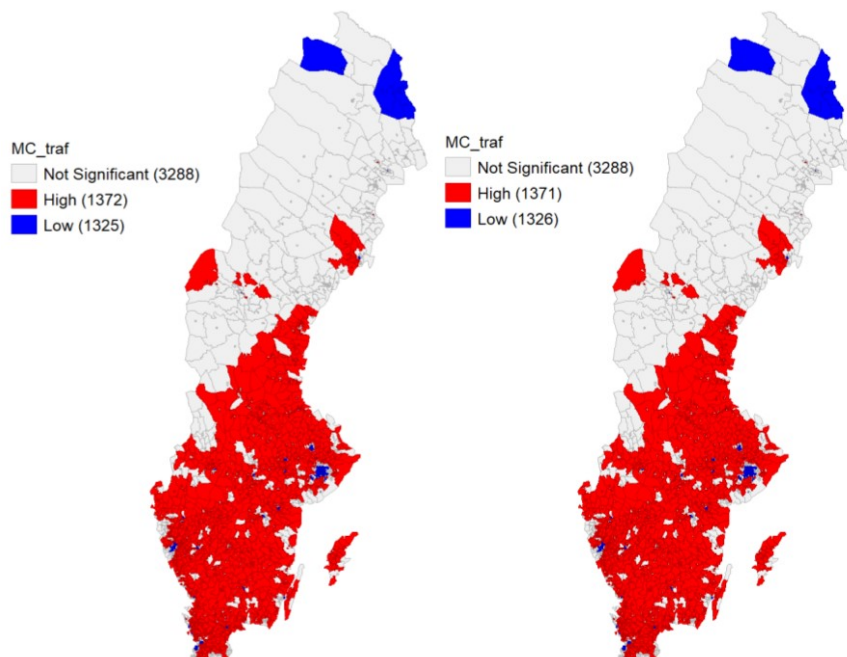
Getis och Ord (1992) föreslog ett test för lokal rumslig autokorrelation vilken vidareutvecklades i (Ord och Getis 1995). Teststatistikan består av kvoten av antal observationers värden inom ett givet avstånd och totalt antal observationers värden. I en mer generell form används viktmatrisen för att bestämma vilka observationer som ingår i täljaren. Det finns två versioner av denna statistikan, i den första (Gi) ingår inte den egna observationen i täljaren och nämnaren, medan den inkluderas i den senare versionen (Gi*)



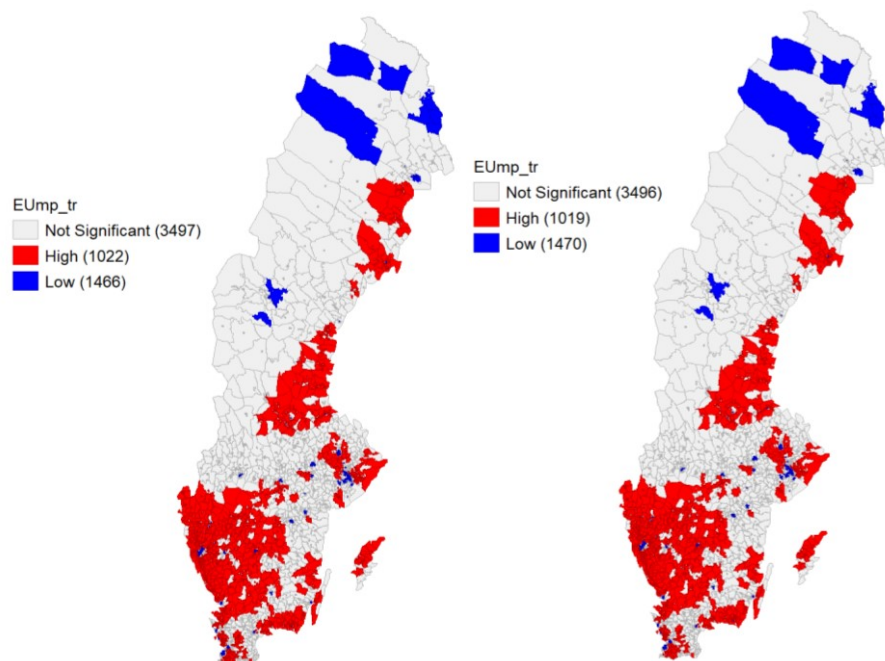
Figur 5.4. Lokal Gi och Gi* för Totalt antal fordon i trafik, 2018.
Anm: Viktmatris = Q.



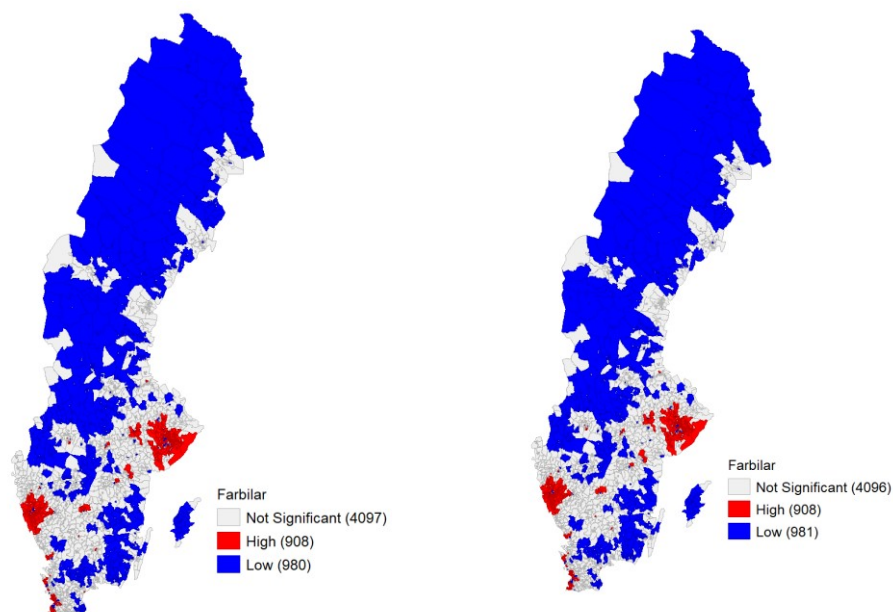
Figur 5.5. Lokal Gi och Gi* för Personbilar i trafik, 2018.
Anm: Viktmatrix = Q.



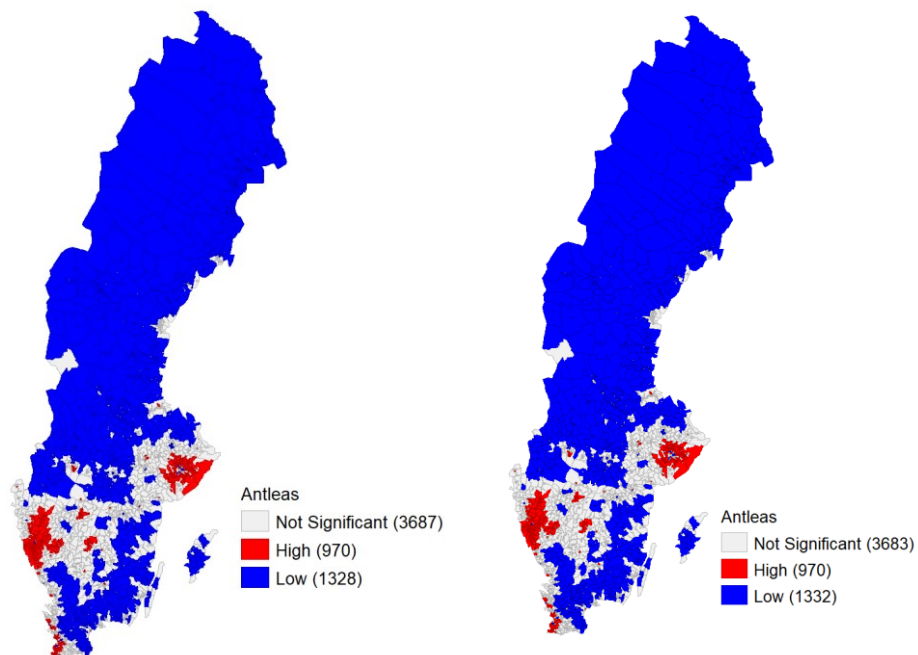
Figur 5.6. Lokal Gi och Gi* för MC i trafik, 2018.
Anm: Viktmatrix = Q.



Figur 5.7. Lokal Gi och Gi* för EU-mopeder i trafik, 2018.
Anm: Viktmatris = Q.



Figur 5.8. Lokal Gi och Gi* för förmånsbilar, 2018.
Anm: Viktmatris = Q.



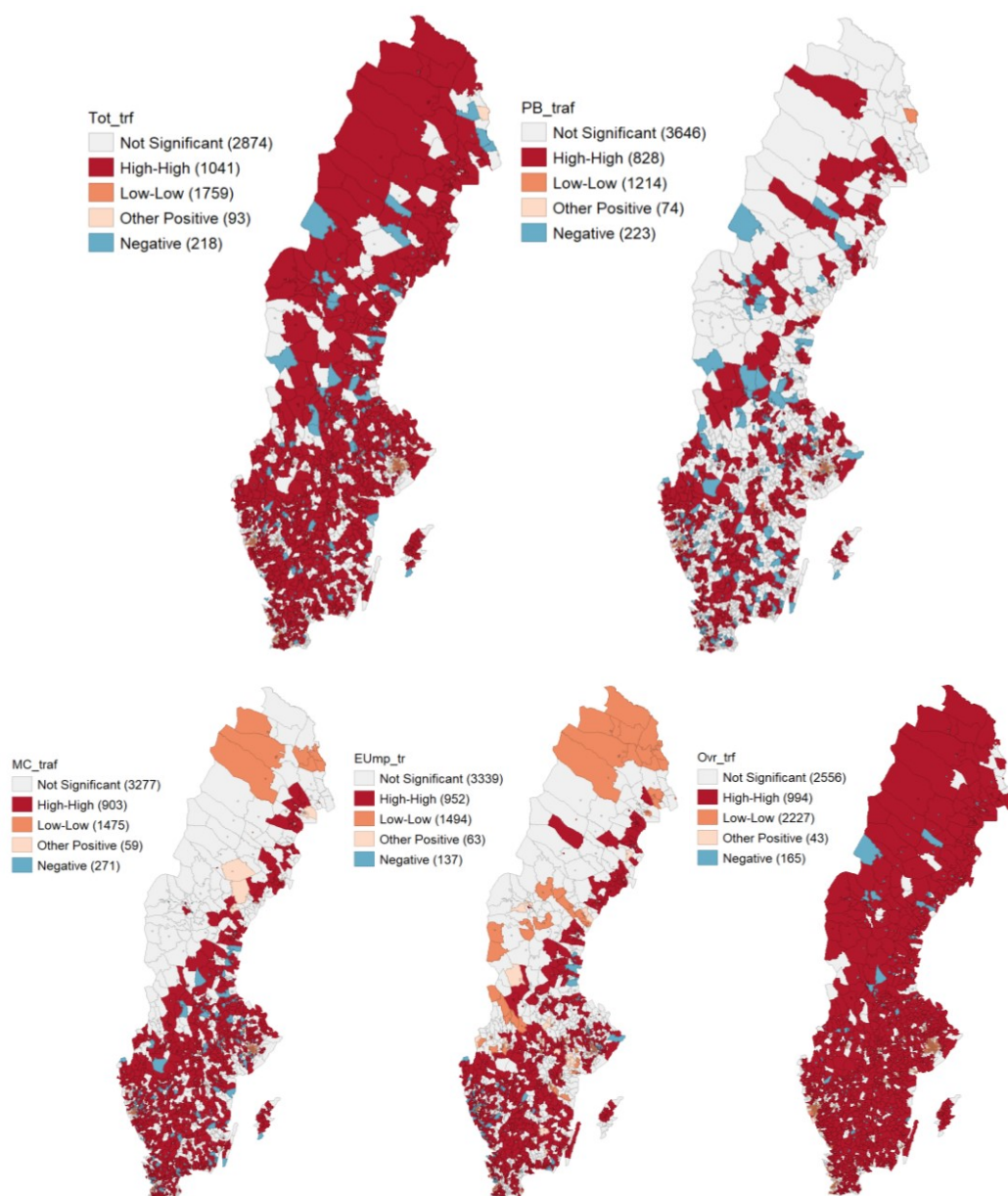
Figur 5.9. Lokal G_i och G_i^* för privatleasingbilar, 2018.
Anm: Viktmatris = Q.

Lokal Geary

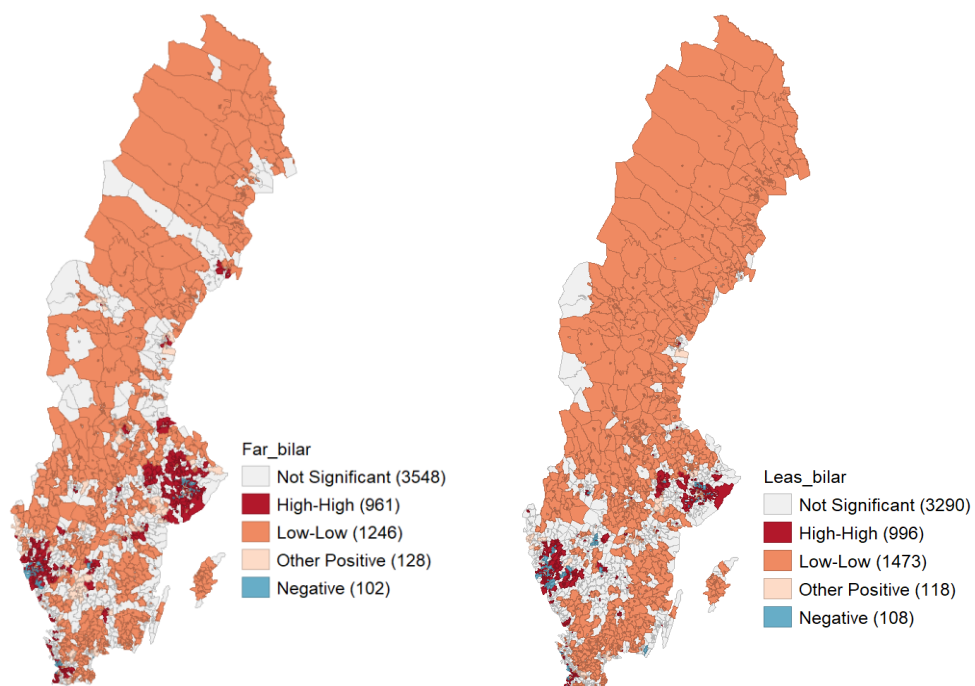
The Local Geary som togs fram av Anselin (1995) och utvecklades i (Anselin 2019) är ett sätt att mäta hur lika observationerna är och påminner en del om Lokal Moran. På samma sätt som den globala versionen indikerar små värden positiv rumslig autokorrelation och stora värden indikerar negativ rumslig autokorrelation.

Observationer som identifieras som signifikanta och har ett värde lägre än medelvärdet indikerar positiv rumslig autokorrelation (små skillnader indikerar alltså att observationerna liknar varandra).

I vissa undantagsfall är det inte möjligt att klassificera observationer med positiv autokorrelation i någon av de två kvadranterna som antingen hög-hög eller låg- låg, dessa benämns i figuren "Other Positive". Negativt rumslig autokorrelation (stora värden indikerar olikhet) förekommer också, men det är inte möjligt att identifiera på vilket sätt som för Lokal Moran.



Figur 5.10. Lokal Geary för Totalt antal fordon i trafik, samt särredovisning för personbilar, MC och EU-mopeder samt övriga fordon i trafik 2018.
Anm: Viktmatris = Q.



Figur 5.11. Lokal Geary för Förmånsbilar, samt privatleasade bilar, 2018.
Anm: Viktmatrix = Q.

5.2 Fullständiga regressionsresultat

Personbilar

Tabell 5.2. Regressionsresultat, n = 5885. Sign. *** <0,001; ** <0,01; * <0,05; (*) <0,1.

	Modell 6 OLS	Modell 7a ML-SAR- Error_Q	Modell 7b ML-SAR- Error_Q2	Modell 7c ML-SAR- Error_QS	Modell 7d GM-SAR- Error_Q	Modell 7e GM-SAR- Error_QS	Modell 8a ML SAR- Lag_Q	Modell 8b ML SAR- Lag_QS	Modell 8c gsts/shet_ SARAR_Q	Modell 8d gsts/shet_ SAR- Lag_Q lambda=0
Lambda		0,54***	0,72***	0,58***	0,47***	0,48***			0,04***	
Rho							0,16***	0,12***	0,50***	0,52***
Konstant	-666,89***	-489,92***	-461,89***	-484,23***	-517,94***	-525,67***	-625,31***	-715,58***	-537,31***	-516,78***
Ln Antal kollektivtrafikavgångar per vecka ³⁹	1,51(*)	-0,21	0,97	0,16	-0,04	0,30	0,76	-0,98	-0,03	-0,04
Total befolkning	0,44***	0,44***	0,43***	0,44***	0,44***	0,44***	0,43***	0,43***	0,44***	0,44***
Andelen hushåll med disponibel inkomst under rikets median	-0,59**	-2,50***	-2,91***	-2,56***	-2,21***	-2,15***	-1,04***	-0,39*	-2,16***	-2,22***
Andel boende i äganderätt	248,82***	193,76***	193,58***	185,34***	201,46***	198,14***	220,53***	225,75***	202,15***	201,13***
Andel med svensk bakgrund	184,42***	150,95***	150,72***	155,66***	156,01***	162,18***	145,63***	181,78***	151,44***	155,80***
Andel kvinnor mer än 50 %	-3,01	-12,22***	-13,84***	-12,71***	-11,31***	-11,46***	-3,69	-3,27	-10,76***	-11,35***
Andel befolkning 0–15 år	-155,20***	-274,92***	-276,16***	-292,23***	-254,03***	-256,71***	-253,90***	-177,81***	-267,46***	-254,88***
Andel befolkning 40 år och äldre	338,77***	424,59***	414,26***	424,91***	415,21***	413,23***	318,27***	333,97***	406,60***	415,63***
Andel med gymnasial utbildning, 25–64 år	541,39***	563,71***	542,92***	539,49***	564,68***	549,68***	448,32***	495,38***	547,26***	564,68***
Andel hushåll sammanboende utan barn	305,69***	181,25***	142,07***	188,78***	197,67***	209,47***	293,82***	303,00***	206,50***	196,97***
Tätortsnära områden (DeSO_B)	-48,44***	-56,66***	-66,22***	-43,70***	-55,82***	-47,21***	-54,99***	6,83	-56,72***	-55,85***
Tätortsområden (DeSO_C)	-51,99***	-68,05***	-75,55***	-57,37***	-66,31***	-58,94***	-56,44***	-22,04***	-65,90***	-66,38***
Områden i en storstadskommun	-94,97***	-107,14***	-69,88***	-102,77***	-105,89***	-102,83***	-79,66***	-81,72***	-100,20***	-105,95***

³⁹ Vissa DeSO saknar helt kollektivtrafikavgångar till följd av att hållplatsen är geo-kodad till strax utanför, i vissa fall på andra sidan gatan. För att minska ner effekten av den geografiska indelningen av DeSO har för dessa DeSO som saknar hållplatser en buffert på 50 meter adderats och antal avgångar tilldelats respektive DeSO. Detta påverkar resultatet marginellt, och har främst betydelse för DeSO i Stockholm, Göteborg och Malmö.

Tabell 5.2. Regressionsresultat, n = 5885. Sign. *** <0,001; ** <0,01; * <0,05; (*) <0,1, forts.

	Modell 6 OLS	Modell 7a ML-SAR- Error_Q	Modell 7b ML-SAR- Error_Q2	Modell 7c ML-SAR- Error_QS	Modell 7d GM-SAR- Error_Q	Modell 7e GM-SAR- Error_QS	Modell 8a ML SAR- Lag_Q	Modell 8b ML SAR- Lag_QS	Modell 8c gstslshet_ SARAR_Q	Modell 8d gstslshet_ SAR- Lag_Q lambda=0
R ²	0,89	0,92					0,90			
Adj. R ²	0,89									
Log.Lik	-35 317	-34 750	-34 774	-34 689			-35 124	-35 136		
AIC	70 663	69 532	69 580	69 411			70 280	70 304		
Breuch-Pagan	1173,85***	1520,16***	1680,89***				1242,29***			
Koenker-Basset	542,68***									
Viktmatris	Q									
Moran's I (error)	37,85***									
LM (lag)	446,87***									
Robust LM (lag)	22,29***									
LM (error)	1416,51***									
Robust LM (error)	991,93***									
LM test for residual autocorrelation							682,44***	923,76***		
Likelihood Ratio test value		1134,70***	1086,24***	1256***			386,71***	362,56***		
Wald statistic		1403***	1355***	1907***			363,69***	357,34***		

Tabell 5.3. Marginella effekter Regressionsresultat, n = 5885. Sign. * <0,001; ** <0,01; * <0,05; (*) <0,1; ((*))<0,15.**

	Modell 9a Sp-Durbin Error_Q	Indirekt effekt	Total effekt	Direkt effekt z-values	Indirekt effekt. z-values	Total effekt z-values	Modell 9b Sp-Durbin Error_QS	Indirekt effekt	Total effekt
Lambda	0,48***						0,49***		
Konstant	-658,43***						-416,02***		
Ln Antal kollektivtrafikavgångar per vecka ⁴⁰	0,53	2,98(*)	3,51(*)	0,72	1,75(*)	1,82(*)	0,73	-333,12***	-332,40***
Total befolkning	0,43***	-0,02***	0,41***	163,06***	-3,76***	59,03***	0,43***	2,95((**))	3,38(*)
Andelen hushåll med disponibel inkomst under rikets median	-3,66***	4,11***	0,45	-15,92***	10,72***	1,19	-3,21***	-0,01	-3,22
Andel boende i äganderätt	168,42***	141,25***	309,67***	21,82***	9,07***	18,11***	166,78***	4,01***	170,79***
Andel med svensk bakgrund	123,32***	49,39(*)	172,71***	6,67***	1,71(*)	6,34***	136,04***	137,03***	273,07***
Andel kvinnor mer än 50 %	-9,75***	22,60***	12,84((**))	-3,60***	3,36***	1,61((**))	-9,61***	-71,90*	62,29*
Andel befolkning 0–15 år	-395,30***	225,04**	-170,26*	-10,42***	2,85**	-2,01*	-388,43***	19,22**	-369,21***
Andel befolkning 40 år och äldre	407,26***	-264,92***	142,34**	19,26***	-5,94***	2,97**	404,80***	277,77***	682,57***
Andel med gymnasial utbildning, 25–64 år	482,49***	14,94	497,44***	23,20***	0,47	16,68***	465,58***	-220,84***	244,74***
Andel hushåll sammanboende utan barn	171,29***	305,82***	477,11***	5,84***	4,92***	6,80***	181,1***	26,91	208,01***
Tätortsnära områden (DeSO_B)	-62,70***	7,76	-54,94***	-13,12***	0,65	-4,26***	-15,00*	271,12***	256,12***
Tätortsområden (DeSO_C)	-68,04***	36,31***	-31,73***	-14,09***	3,96***	-3,43***	-30,04***	-27,01*	-57,05***
Områden i en storstadskommun	-4,58	-80,66***	-85,24***	-0,31	-5,05***	-12,82***	-68,69***	-0,30***	-69,00***
R ²									
Adj. R ²									
Log.Lik	-34 573						-34 512		
AIC	69 204						69 084		
Likelihood Ratio test	924,16***						924,85***		
Wald statistic	968,97***						1043,6***		

⁴⁰ Vissa DeSO saknar helt kollektivtrafikavgångar till följd av att hållplatsen är geo-kodad till strax utanför, i vissa fall på andra sidan gatan. För att minska ner effekten av den geografiska indelningen av DeSO har för dessa DeSO som saknar hållplatser en buffert på 50 meter adderats och antal avgångar tilldelats respektive DeSO. Detta påverkar resultatet marginellt, och har främst betydelse för DeSO i Stockholm, Göteborg och Malmö.

Tabell 5.4. Heterogenitet Regressionsresultat, n = 5885. Sign. * <0,001; ** <0,01; * <0,05; (*) <0,1; ((*))<0,15.**

	<i>Modell 10 SAR-error_ heterogenitet Q Ej storstad</i>	<i>Modell 10 SAR-error_ heterogenitet Q Storstad</i>	<i>Modell 11 GM SAR error_Q Ej Storstad</i>	<i>Modell 11 GM SAR error_Q Storstad</i>	<i>Modell 12 GM SAR error_QS Ej Storstad</i>	<i>Modell 12 GM SAR error_QS Storstad</i>
Lambda	0,59***	0,59***	0,47***	0,47***	0,48***	0,48***
Konstant	-470,78***	-425,09***	-495,69***	-529,13***	-496,63***	-541,28***
Ln Antal kollektivtrafikavgångar per vecka ⁴¹	-0,08	-1,48((*))	-0,39	-1,09	-0,22	-0,75
Total befolkning	0,49***	0,31***	0,49***	0,31***	0,49***	0,31***
Andelen hushåll med disponibel inkomst under rikets median.	-3,26***	-2,19***	-2,94***	-1,20***	-2,86***	-1,23***
Andel boende i äganderätt	166,41***	199,03***	178,47***	213,39***	178,86***	207,14***
Andel med svensk bakgrund	163,06***	107,60***	169,91***	133,20***	168,50***	140,28***
Andel kvinnor mer än 50 %	-20,1***	-1,40	-19,42***	0,23	-19,19***	-0,26
Andel befolkning 0–15 år	-393,21***	-31,52	-376,37***	53,09	-386,49***	47,01
Andel befolkning 40 år och äldre	367,05***	389,35***	359,67***	359,65***	357,87***	359,74***
Andel med gymnasial utbildning, 25–64 år	577,94***	577,74***	580,50***	599,75***	569,75***	586,12***
Andel sammanboende utan barn	170,49***	435,23***	173,12***	527,27***	179,93***	535,01***
Tätortsnära områden (DeSO_B)	-58,43***	-76,89***	-58,50***	-59,99***	-51,93***	-34,14*
Tätortsområden (DeSO_C)	-82,82***	-71,89***	-82,16***	-69,64***	-75,39***	-54,54***
R ²						
Adj. R ²						
Log.Lik	-34 053					
AIC	68 161					
LM test for residual autocorrelation						
Likelihood Ratio test	1225***					
Wald statistic	1904,1***					
Spatial Chow test	-1273,17***					

⁴¹ Vissa DeSO saknar helt kollektivtrafikavgångar till följd av att hållplatsen är geo-kodad till strax utanför, i vissa fall på andra sidan gatan. För att minska ner effekten av den geografiska indelningen av DeSO har för dessa DeSO som saknar hållplatser en buffert på 50 meter adderats och antal avgångar tilldelats respektive DeSO. Detta påverkar resultatet marginellt, och har främst betydelse för DeSO i Stockholm, Göteborg och Malmö.

Förmånsbilar och privatleasade personbilar

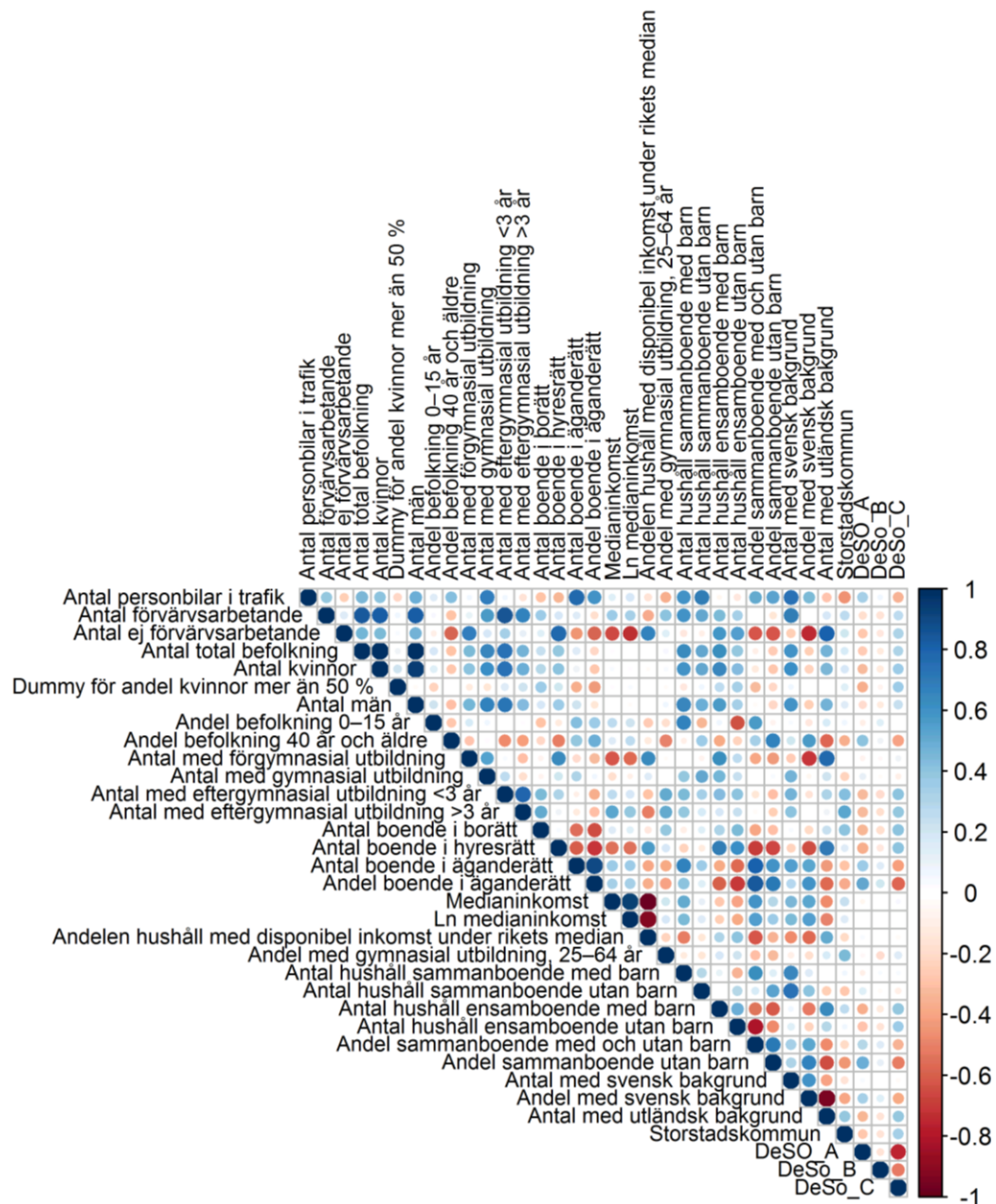
Tabell 5.5. Regressionsresultat förmånsbilar och privatleasade personbilar, OLS, n = 5885. Sign. *** <0,001; ** <0,01; * <0,05; (*) <0,1; ((*))<0,15.

	Modell 7a ML-SAR- Error Q	Förmånsbilar, OLS, modell 6	ML-SAR- Error Q	GM-SAR- Error Q	ML-SAR- Lag Q	Privatleasing, OLS, modell 6	ML-SAR- Error Q	GM-SAR- Error Q	ML-SAR-Lag Q
Lambda	0,54***		0,73***	0,64***			0,79***	0,67***	
Rho					0,48***				0,63***
Konstant	-489,92***	60,98***	47,90***	47,44***	28,27***	21,38***	20,73***	19,23***	-0,89
Ln Antal kollektivtrafikavgångar per vecka ⁴²	-0,21	0,77***	0,21	0,26((*))	0,07	0,63***	0,12((*))	0,15(*)	0,9
Total befolkning	0,44***	0,04***	0,03***	0,03***	0,03***	0,02***	0,01***	0,01***	0,01***
Andelen hushåll med disponibel inkomst under rikets median	-2,50***	-1,66***	-1,23***	-1,27***	-1,14***	-0,67***	-0,57***	-0,58***	-0,39***
Andel boende i äganderätt	193,76***	35,19***	18,91***	20,61***	28,18***	4,47***	-9,45***	-7,53***	0,23
Andel med svensk bakgrund	150,95***	6,14(*)	33,15***	30,31***	1,44	-5,05**	16,13***	12,80***	3,01*
Andel kvinnor mer än 50 %	-12,22***	-0,03	-2,02***	-1,90***	-1,58**	2,44***	0,33	0,50(*)	0,89**
Andel befolkning 0–15 år	-274,92***	-4,37	18,83*	19,69*	-20,33**	-19,14***	-9,63*	-8,22*	-12,84***
Andel befolkning 40 år och äldre	424,59***	53,04***	26,97***	30,47***	30,17***	-19,25***	-19,99***	-19,03***	-17,84***
Andel med gymnasial utbildning, 25–64 år	563,71***	-81,39***	-99,67**	-95,74***	-63,29***	22,88***	10,43***	14,52***	16,89***
Andel hushåll sammanboende utan barn	181,25***	-61,56***	-22,93***	-27,04***	-16,94**	-0,29	5,76*	4,97((*))	10,01***
Tätortsnära områden (DeSO_B)	-56,66***	6,69***	3,24***	3,41***	4,95***	5,07***	2,88***	3,03***	4,32***
Tätortsområden (DeSO_C)	-68,05***	5,43***	2,38*	2,49*	4,72***	5,50***	2,91***	3,00***	2,44***
Områden i en storstadskommun	-107,14***	5,07***	4,88**	5,43***	-0,63	3,12***	1,84*	2,52***	0,51

⁴² Vissa DeSO saknar helt kollektivtrafikavgångar till följd av att hållplatsen är geo-kodad till strax utanför, i vissa fall på andra sidan gatan. För att minska ner effekten av den geografiska indelningen av DeSO har för dessa DeSO som saknar hållplatser en buffert på 50 meter adderats och antal avgångar tilldelats respektive DeSO. Detta påverkar resultatet marginellt, och har främst betydelse för DeSO i Stockholm, Göteborg och Malmö.

Tabell 5.5. Regressionsresultat förmånsbilar och privatleasade personbilar, OLS, n = 5885. Sign. *** <0,001; ** <0,01; * <0,05; (*) <0,1; ((*))<0,15, forts.

	Modell 7a ML-SAR- Error Q	Förmånsbilar, OLS, modell 6	ML-SAR- Error Q	GM-SAR- Error Q	ML-SAR- Lag Q	Privatleasing, OLS, modell 6	ML-SAR- Error Q	GM-SAR- Error Q	ML-SAR- Lag Q
R ²		0,70	0,84		0,81	0,49	0,78		0,73
Adj. R ²		0,70				0,48			
Log.Lik		-26 880	-25 380		-25 731	-23 105	-21 066		-21 456
AIC		53 788	50 793		51 493	46 238	42 164		42 944
Breuch-Pagan		3757***	3556***		2884***	1477***	1837***		1753***
Koenker-Basset		664,11***				651,30***			
Viktmatris		Queen				Queen			
Moran's I (error)		60,56***				70,22***			
LM (lag)		2775,18***				4145,78***			
Robust LM (lag)		279,57***				191,63***			
LM (error)		3636,10***				4892,04***			
Robust LM (error)		1140,49***				937,89***			
LM test for residual autocorrelation					334,26***				71,60***
Likelihood Ratio Test			2298***		2299***		4077***		3297***



Figur 5.12. Korrelationsmatris mellan antal personbilar och de oberoende variabler som redovisas i Tabell 2.6.

6 Referenser

- Algers, S., S. Berglund, O. Canella, I. Kristoffersson, D. Jonsson och J. Thelin (2016). Modell för resgenerering, WSP.
- Anselin, L. (1988). Spatial Econometrics: Methods and Models. Dordrecht, Kluwer Academic Publishers
- Anselin, L. (1990). "Some robust approaches to testing and estimation in spatial econometrics." Regional Science and Urban Economics **20**: 141-163.
- Anselin, L. (1995). "Local indicators of spatial association – LISA." Geographical Analysis **27**(2): 93-115.
- Anselin, L. (2007). Spatial Regression Analysis in R – A Workbook. https://dces.wisc.edu/wp-content/uploads/sites/128/2013/08/W14_Anselin2007.pdf.
- Anselin, L. (2019). "A Local Indicator of Multivariate Spatial Association, Extending Geary's c." Geographical Analysis **51**(2): 133-150.
- Basile, R. och R. Minguez (2017). Advances in spatial econometrics: parametric vs. semiparametric spatial autoregressive models. The Economy as a complex Spatial System. P. e. a. Commendatore. Berlin, Springer: 81-106
- Bivand, R. och G. Piras (2015). "Comparing Implementations of Estimation Methods for Spatial Econometrics." Journal of Statistical Software **63**(18): 1-36. www.jstatsoft.org/v63/i18/.
- Burkey, M. L. (2018). "Spatial Econometrics and GIS YouTube Playlist." REGION **5**(3): R13-R18.
- Burridge, P. (1980). "On the Cliff-Ord test for spatial correlation." Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological) **42**(1): 107-108.
- Claeskens, G. (2016). "Statistical Model Choice." Annual Review of Statistics and Its Application **3**(1): 233-256. www.annualreviews.org/doi/abs/10.1146/annurev-statistics-041715-033413.
- Cliff, A. D. och J. K. Ord (1972). "Testing for spatial autocorrelation among regression residuals." Geographical Analysis **4**: 267-284.
- Cliff, A. D. och J. K. Ord (1973). Spatial autocorrelation. London, Pion Limited
- Cliff, A. D. och J. K. Ord (1981). Spatial Processes Models and Applications. London, Pion Limited
- Cressie, N. A. C. (1993). Statistics for spatial data. New York, Wiley
- Daoud, J. I. (2017). Multicollinearity and regression analysis. Journal of Physics: Conference Series, IOP Publishing.
- Elhorst, J. P. (2014). Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels, Springer
- Ewing, R. och R. Cervero (2010). "Travel and the Built Environment." Journal of the American Planning Association **76**(3): 265-294.
- Florax, R. J. G. M., H. Folmer och S. J. Rey (2003). "Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's econometric methodology." Regional Science and Urban Economics **33**(5): 557-579.

- Fotheringham, A. S., C. Brunsdon och M. Charlton (2002). Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships, Wiley
- Freedman, D. och S. Peters (1984a). "Bootstrapping a Regression Equation: some Empirical Results." Journal of the American Statistical Association **79**: 97-106.
- Freedman, D. och S. Peters (1984b). "Bootstrapping an Econometric Model: some Empirical Results." Journal of Business and Economic Statistics **2**: 150-158.
- Geary, R. (1954). "The contiguity ration and statistical mapping." The Incorporated Statistician **5**(3): 115-127 + 129-146. www.jstor.org/stable/2986645.
- Getis, A. och J. K. Ord (1992). "The analysis of spatial association by use of distance statistics." Geographical Analysis **24**: 189-206.
- Gibbons, S. och H. G. Overman (2012). "Mostly pointless spatial econometrics." Journal of Regional Science **52**: 172-191.
- Gibbons, S., H. G. Overman och E. Patacchini (2015). Spatial Methods. Handbook of Regional and Urban Economics. G. Duranton, J. V. Henderson and W. C. Strange, Elsevier. **5**: 115-168
- Heinze, G., C. Wallisch och D. Dunkler (2018). "Variable selection—a review and recommendations for the practicing statistician." Biometrical Journal **60**(3): 431-449.
- Herrera Gómez, M., J. Mur Lacambra och M. Ruiz Marín (2012). Selecting the Most Adequate Spatial Weighting Matrix: A Study on Criteria. Munich. <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/73700/>.
- Holmgren, J. (2007). "Meta-analysis of public transport demand." Transportation Research Part A: Policy and Practice **41**(10): 1021-1035.
- Kelejian, H. och D. Robinson (1992). A Suggested Method of Estimation for Spatial Interdependent Models with Autocorrelated Errors, and an Application to a County Expenditure Model. Chicago, IL.
- Kelejian, H. H. och I. R. Prucha (1999). "A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model." International Economic Review **40**: 509-533.
- Kristoffersson, I., S. Berglund, S. Samuelsson, P. Almström och S. Algers (2018). Samplers4 – Skattning av regionala efterfrågemodeller, W. o. T. A. VTI. <https://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:1269692/FULLTEXT01.pdf>.
- Larsson, A. (2020). Förslag till metod för klassificering av demografiska statistikområden för socio-ekonomisk analys., Trafikanalys. www.trafa.se/globalassets/rapporter/underlagsrapporter/2020/forslag-till-metod-for-klassificering-av-demografiska-statistikomraden-deso-for-socio-ekonomisk-analys.pdf? t_id=1B2M2Y8AsgTpgAmY7PhCf%3d%3d& t_q=deso& t_tags=language%3asv%2csiteid%3af9e4ecf2-4fe2-49ec-bd2f-7b6540d3eb17& t_ip=212.107.151.127& t_hit.id=Knowit EPi Site Trafa KitModules Document Models Media DocumentFile/ 99e7f7e5-a999-4f44-a1a1-fb22d92aa470& t_hit.pos=2.
- LeSage, J. (2014). "What Regional Scientists Need to Know about Spatial Econometrics." The Review of Regional Studies **44**(1): 13-32.
- LeSage, J. och R. K. Pace (2009). Introduction to spatial Econometrics, CRC Press/Taylor & Francis Group.
- Matstoms, P. (2002). Modeller och prognoser för regionalt bilinnehav i Sverige. Linköping, VTI. VTI rapport 476. www.diva-portal.org/smash/get/diva2:675226/FULLTEXT01.pdf.
- Moran, P. (1948). "The interpretation on statistical maps." Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological) **10**: 243-251.

Ord, J. K. och A. Getis (1995). "Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application." Geographical Analysis **27**(4): 286-306.

Piras, G. (2010). sphet: Spatial Models with Heteroscedastic Innovations in R. <https://cran.r-project.org/web/packages/sphet/vignettes/sphet.pdf>.

Pädam, S., P. Sundbergh och E. Strömblad (2012). Andelen miljöbilar i nybilsförsäljningen i Stockholms län – Hur har utvecklingen sett ut och hur kan andelen ökas? , Civitas Caltalist. Contract Nr: TREN/07/FP6TR/S07.70509/038527.

Rothengatter, W. (2015). Economic Crisis and Consequences for the Transport Sector. Transport Moving to Climate Intelligence. New Chances for Controlling Climate Impacts of Transport after the Economic Crisis. W. Rothengatter, Y. Hayashi and W. Schade, Springer

SCB. (2020a, 2020-08-31). "Boende i Sverige." Nedladdad 2021-02-23, från www.scb.se/hitta-statistik/sverige-i-siffror/manniskorna-i-sverige/boende-i-sverige/.

SCB (2020b). På tal om kvinnor och män. Lathund om jämställdhet 2020
www.scb.se/contentassets/98bad96ec1bd44aea171b2fb4f7b3f64/le0201_2019b20_br_x10br2001.pdf.

Sharma, S. och S. Sharma (1996). "Applied multivariate techniques."

Tiefelsdorf, M., D. A. Griffith och B. Boots (1999). "A variance-stabilizing coding scheme for spatial link matrices." Environment and Planning A **31**(165-180).

Tinsley, H. E. och S. D. Brown (2000). Handbook of applied multivariate statistics and mathematical modeling, Academic press

Trafikanalys (2018a). Fordon på väg 2017, Trafikanalys. Rapport 2018:13.
www.trafa.se/globalassets/rapporter/2018/rapport-2018_13-fordon-pa-vag-2017.pdf.

Trafikanalys (2018b). Fördjupad uppföljning av de transportpolitiska målen. Östersund. Rapport 2018:14. www.trafa.se/globalassets/rapporter/2018/rapport-2018_14-fordjupad-uppfoljning-av-de-transportpolitiska-malen.pdf.

Trafikanalys (2018c). Perspektiv på resor och möjligheter att resa. Stockholm, Trafikanalys. Rapport 2018:7. www.trafa.se/globalassets/rapporter/2018/rapport-2018_17-perspektiv-pa-resor-och-mojligheter-att-resa.pdf.

Trafikanalys (2019). Fördjupning av de transportpolitiska målen – hälsa och livsmiljö. Rapport 2019:11. www.trafa.se/etiketter/transportovergripande/fordjupad-maluppfoljning---halsa-och-livsmiljo-8554/.

Trafikanalys (2020a). Fordon 2019. Östersund. Statistik 2020:5. www.trafa.se/vagtrafik/fordon/.

Trafikanalys (2020b). Förvärvsarbetandes tillgång till kollektivtrafik, bilinnehav och reskostnader. Stockholm, Trafikanalys. PM 2020:4. www.trafa.se/etiketter/transportovergripande/skattelattnad-for-arbetsresor--analys-av-vissa-konsekvenser-9586/.

Trafikanalys (2020c). Kortidsprognoser för den svenska vägfordonsflottan – metoder och antaganden. PM 2020:2. www.trafa.se/vagtrafik/kortidsprognoser-for-vagfordonsflottan-2020-2023-9396/.

Trafikanalys (2020d). Uppföljning av de transportpolitiska målen 2020. Stockholm, Trafikanalys. Rapport 2020:5. www.trafa.se/etiketter/transportovergripande/uppfoljning-av-de-transportpolitiska-malen-2020-9232/.

Trafikanalys (2021). Transporternas ekonomiska överkomlighet – hur mäter vi det? Stockholm, Trafikanalys. PM 2021:3 www.trafa.se/globalassets/pm/2021/pm-2021_3-transporternas-ekonomiska-overkomlighet--hur-mater-vi-det.pdf

Ulfarsson, G., A. Steinbrenner, T. Valsson och K. Sungyop (2015). "Urban household travel behavior in a time of economic crisis: Changes in trip making and transit importance." Journal of Transport Geography **49**(2015): 68-75.

WSP (2020). Förmånsbeskattning av förmånsbil och kollektivtrafikkort, Svensk Kollektivtrafik. www.svenskkollektivtrafik.se/globalassets/svenskkollektivtrafik/dokument/aktuellt-och-debatt/publikationer/formansbeskattning-av-formansbil-och-kollektivtrafikkort-wsp.pdf.

Trafikanalys är en kunskapsmyndighet för transportpolitiken. Vi analyserar och utvärderar föreslagna och genomförda åtgärder inom transportpolitiken. Vi ansvarar även för officiell statistik inom områdena transporter och kommunikationer. Trafikanalys bildades 2010 och har huvudkontor i Stockholm samt kontor i Östersund.