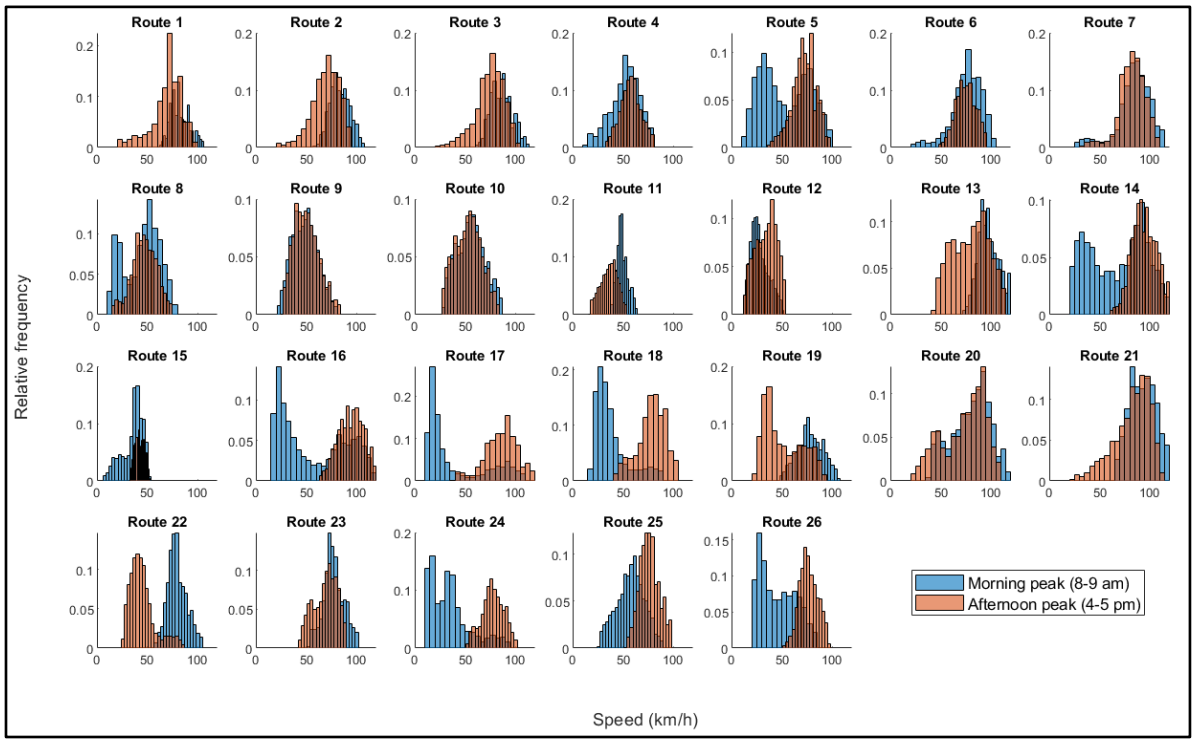
Bilrestider i storstad: Variationsmönster och upplevd osäkerhet (VARIA)

Slutrapport för projekt som genomförts på uppdrag av Trafikverket (TRV 2018/16380)

Erik Jenelius, Avd. för transportplanering, KTH
Karin Brundell-Freij, WSP
Qian Wang, WSP
Matej Cebecauer, Avd. för transportplanering, KTH
Dirk van Amelsfort, WSP

Handläggare på Trafikverket:
Leonid Engelson



Kort sammanfattning

Den här rapporten utgör slutrapport för projektet *Bilrestider i storstad: Variationsmönster och upplevd osäkerhet (VARIA)* som genomförts på uppdrag av Trafikverket (TRV 2018/16380). Det övergripande syftet med det här projektet har varit att vidareutveckla metoder för samhällsekonomiska kalkyler för olika åtgärder i trafiksystemet. Projektet bidrar till detta mål genom att utveckla kunskap om hur olika komponenter i restidsvariation påverkar trafikanternas faktiska erfarenhet av restidsvariation, och trafikanternas upplevelse av systematisk restidsvariation och deras restidsosäkerhet.

Forskningsfrågorna studeras i två delstudier. En delstudie fokuserar på trafikanternas förståelse av restidsvariation, och deras upplevda restidsosäkerhet. Denna delstudie baseras på ett teoretiskt ramverk och två datakällor: (1) en enkätstudie av hur tillfrågade bilister beskriver den restidsfördelning de förväntar sig (och därmed kan antas planera för), samt (2) empiriska data som beskriver hur den verkliga restiden längs samma rutter varierar i olika dimensioner.

Den andra delstudien fokuserar på sambandet mellan hur restiden varierar i data som uppmätts generellt, och den restidsvariation som enskilda bilister faktiskt utsätts för. Här utnyttjas ett statistiskt ramverk och en tredje datakälla: restidsobservationer från olika rutter på enskild passagenivå med beständiga fordons-ID.

En grundläggande svaghet med den första delstudien ligger i att respondenterna i sina uppgivna restider inte tycks ha avgränsat sig på det sätt som var avsikten (bara rena körtider mellan de uppgivna ändnoderna). Trots detta anser vi att det utvecklade analytiska ramverket gör det möjligt att dra vissa övergripande slutsatser med bäring på studiens inledande frågeställningar.

Resultaten från den första delstudien stöder sammantaget hypotesen att resenärerna i gemen i huvudsak baserar sin planering och schemaläggning inför en specifik resa på mer generella restidsprediktioner, som är underbyggda av deras samlade erfarenhet, (snarare än specifika erfarenheter eller annan information om restiden på den specifika rutten). Resultaten visar också att förare som kan bygga under sinna uppskattningar med mer specifik erfarenhet, har minst lika svårt att förutse hur restiden varierar, såväl när det gäller ”systematisk” som ”slumpmässig” variation, som förare som saknar specifik erfarenhet från just den rutt för vilken restiden skall uppskattas.

Respondenternas prediktioner av restidsvariation är sämre än deras prediktioner av förväntad restid. Detta stöder hypotesen att restidens faktiska variation för en viss specifik rutt, under en viss specifik tid på dagen ger en långt ifrån komplett bild av den restidsosäkerhet som resenärer måste ta höjd för i sin planering och schemaläggning. Om samhällsekonomiska värderingar av *restidsosäkerhet* tillämpas direkt på uppmätt (eller predicerad) *restidsvariation*, utan hänsyn till det komplexa sambandet dem emellan, kan värdet av minskad restidsvariation såväl över- som underskattas.

I den andra delstudien har vi undersökt i vilken utsträckning fordonen som korsar en rutt är återkommande resenärer, och hur den andelen beror av olika attribut. Med hjälp av data från Bluetooth- och Wifi-sensorer under en tremånadersperiod har vi funnit att det genomsnittliga

antalet resor per fordons-ID är högre mot staden på morgontoppen och ut från staden på eftermiddagen, vilket är förenligt med vetskapen att pendlingsresor tenderar att ha den högsta regelbundenheten över dagar. Vi har även föreslagit en modell för hastighetsfördelningar hos rutter, som separerar variationen i en komponent med variation mellan resenärer, och en komponent med variation inom varje resenär (”individuell erfarenhet av restidsvariation”). Resultaten av modellberäkningar visar att den relativa individuella (inom resenären) variationen är betydligt högre i pendlingsriktningen (mot staden på morgonen och ut från staden på eftermiddagen) och på rutter med hög trängselnivå. Trängsel tycks alltså vara den viktigaste faktorn som förklarar den relativa restidsosäkerheten.

På grund av en viss omnumrering över tiden av fordons-ID i datan som använts är den exakta frekvensen med vilken resenärer använder en rutt samt storleken på variabiliteten mellan resenärer och inom varje resenär svåra att skatta. Den beräknade frekvensen är låg, vilket i och för sig är i linje med analyser av data från trängselavgiftsportaler. Eftersom omhashningen rimligen är oberoende av geografi och tid på dagen så har vi kunnat göra relativa studier mellan rutter och tidsperioder. Resultaten indikerar att det måste göras en åtskillnad mellan den variabilitet som en enskild resenär kan ha erfarenhet av, och den totala variabiliteten som vanligtvis används i bedömningarna av restiders tillförlitlighet. Den relativa storleken på de två termerna varierar systematiskt med ruttegenskaper och tidsperioder. Utan denna åtskillnad kan kostnaderna för restidsvariabilitet överskattas.

Innehåll

1. Inledning 7
    1.1 Bakgrund 7
  1.2 Syfte 8
  1.3 Angreppssätt 9
  1.4 Resultatspridning 9
  1.5 Rapportstruktur 9
2. Litteraturöversikt 11
3. Resenärers kunskap om restidsvariation 13
  3.1 Data 13
    Undersökning om subjektivt förväntade restidsfördelningar 13
    Data om faktiska restider 17
  3.2 Inledande explorativ dataanalys 19
    Restidens variation i olika dimensioner 19
    Jämförelse mellan uppmätta och uppskattade reshastigheter 21
  3.2 Analytiskt ramverk 23
    Resenärernas restidsprediktioner och våra skattade modeller 23
    Begreppet variationsmönster, rangkorrelation och statistiska test 25
  3.3 Resultat 27
    Resenärernas uppskattning av förväntad restid 27
    Resenärernas uppskattning av restidsvariation 28
    Erfarenhetens betydelse för de subjektiva uppskattningarna 30
4. Resenärers erfarenhet av restidsvariation 33
  4.1 Individuell och total restidsvariation 33
  4.2 Metodik 33
    Restidsdata med fordons-ID 33
    Resenärers erfarenhet 35
    Individuell restidsvariation 36
  4.3 Resultat 37
    Resenärers erfarenhet 37
    Individuell restidsvariation 39
5. Slutsatser och diskussion 41
Referenser 43
Bilaga (till kapitel 3) 45

1. Inledning

Den här rapporten utgör slutrapport för projektet *Bilrestider i storstad: Variationsmönster och upplevd osäkerhet (VARIA)* som genomförts på uppdrag av Trafikverket (TRV 2018/16380).

1.1 Bakgrund

Det är välkänt att restiden på en given rutt kan variera mellan olika resor. En del av variationen är vanligtvis förutsägbar (för analytiker och, kanske i mindre utsträckning, för resenärer) utifrån systematiska variationer i efterfrågan över dagen, mellan veckodagar, månader och till och med år. Den andra delen beror på faktorer som är svåra för resenärer att förutse, till exempel fluktuationer i efterfrågan, väder, incidenter, etc. Denna del av variationen i restid ger upphov till osäkerhet i restid. Hög restidsosäkerhet är förknippad med betydande kostnader på grund av sena ankomster och säkerhetsmarginaler i avgångstider.

Med utgångspunkt i bland annat HEATCOs rekommendationer, slår ASEK fast att restidsosäkerhet skall värderas utifrån ”restidens standardavvikelse”. Det avslutade FUD-projektet Sigma arbetade därför med att utveckla en metod för att kunna prognosticera restidens standardavvikelse, i en tradition som bygger vidare på omfattande internationell forskning under 2000-talets första decennium. Det kan förefalla som om frågan är välutredd och måttet är väldefinierat. Men restider varierar i många olika dimensioner: mellan rutter, över året, över veckan, över dygnet, mellan dagar och mellan individuella fordon (samma dag, vid ”samma” tid på dagen). Den totala standardavvikelsen i detta material är naturligtvis mycket stor. För en helt specificerad resa (längs en viss rutt, vid en viss tidpunkt en viss dag, med ett visst fordon) är restiden (ex post) deterministiskt given, och har standardavvikelsen noll. Därmed uppstår frågan vilken restidsfördelning det är som man skall beräkna standardavvikelsen av när restidsosäkerheten skall beskrivas? Tidigare forskning har här varit bunden av implicita antaganden och de ramar som tidigare datakällor gett. I Sverige har analysen av restidsvariabilitet framförallt baserats på det nu utrangerade systemet med restidskameror i Stockholm. Variation kunde där studeras mellan dagar men inte mellan individuella fordon, och man kunde konstanthålla för ”samma tidpunkt” om det betyder samma kvart, men inte samma minut. I de svenska arbetena har det därför ansetts givet att restidsosäkerheten skall beskrivas av den variation som uppstår mellan vardagar i den ’genomsnittliga restiden’ (median) för de resor som sker olika dagar vid ’samma tidpunkt’ (= samma kvart), vid ’samma tid på året’ (ungefär: några veckor). Denna utgångspunkt, och motsvarande avgränsningar som man valt vid liknande studier av restidsvariation som genomförts på andra håll, tycks ha problematiserats mycket litet även i internationell litteratur.

Andra datakällor med ”big data” - detaljerad information om restiden för individuella fordon - har gett oss möjlighet att studera variation med en helt annan upplösning än den som gavs av restidskamerorna. Det har då bland annat visat sig att det finns en betydande restidsvariation mellan enskilda fordon under samma kvart, samma dag. (Denna generella observation är verifierad med bland annat analys av registreringar från taxi, restider baserade på portaldata i trängselskattesystemet, och restider beräknad med en dynamisk ansats utifrån hastighetsmätningar i MCS-systemet). Medianrestidens variation mellan olika dagar ger alltså en avsevärd underskattning av den restidsosäkerhet som kan drabba enskilda bilister. Samtidigt har vi med hjälp av nummerskrivning konstaterat att många av de bilister som rör sig i trafiksystemet är ’tillfälliga gäster’ på den aktuella rutten vid den aktuella

tidpunkten. De kan därför inte självklart förväntas känna till hur restiden klockan 8.15 i genomsnitt skiljer sig från restiden klockan 07.30. Delar av den ”systematiska” dygnsvariationen, bör därför ingå i den ”restidsosäkerhet” dessa ovana bilister upplever. Om trafiksystemet ändras så att dygnsvariationen minskar, kan det i så fall innebära att restidsosäkerheten reduceras, även om variationen mellan olika dagar förblir lika stor.

Ytterligare en aspekt är hur restidsvariation beskrivs i de studier där man fastställer hur resenärerna värderar olika nivåer på restidsvariation – betalningsvilja för att minska variationen en enhet. Sådana studier genomförs typiskt med stated preference metodik, och respondenterna ställs inför olika hypotetiska alternativ. Alternativen beskrivs utifrån vilken variation i restid mellan olika dagar som resenärerna skulle ”uppleva”. (Variationen kan omräknas till standardavvikelse, men presenteras inte så för respondenterna). Vi kan inte automatiskt förutsätta att den restidsvariation som vi kan uppmäta (mellan olika dagar med samma yttre omständigheter) är samma som respondenterna skulle uppleva under samma omständigheter. Vi riskerar därmed att de värderingar av standardavvikelse som kan identifieras i en SP-studie inte är relevanta om de tillämpas på den standardavvikelse som uppmäts.

Det finns därmed anledning att ta ett steg tillbaka och närma sig frågorna om ”*Vilken standardavvikelse är det som skall uppskattas och värderas? Vilka variationskällor är det som ger sådan variation som bidrar till ”osäkerhet”?*” Om vi framöver skall kunna utveckla, skatta och validera ”effektmodeller” på det här området, för att på sikt beräkna ”restidsosäkerhetseffekten” av olika åtgärder på ett relevant sätt, i så fall är det avgörande att vi förstår vilken osäkerhet som skall mätas i data, och vilken osäkerhet som skall representeras i våra modeller. Det är sådana kunskapsluckor som vårt forskningsprojekt avser att börja fylla.

1.2 Syfte

Det övergripande syftet med det här projektet har varit att vidareutveckla metoder för samhällsekonomiska kalkyler som viktig grund för bedömning av samhällsekonomisk effektivitet av olika åtgärder i trafiksystemet. Enligt *Trafikslagsövergripande plan för utveckling av metoder, modeller och verktyg*, ”det finns ett stort behov av fördjupad kunskap om värdering av olika typer av trafikstörningar, förseningar och trängselsituationer samt värdering av restidsosäkerhet.” Projektet bidrar till detta mål genom att utveckla kunskap om hur olika komponenter i restidsvariation (till exempel: säsongsvariation, variation mellan hög/lågtrafik, variation mellan kvartar inom högtrafikperioden, variation mellan veckodagar, variation mellan enskilda fordon) påverkar trafikanternas upplevda restidsosäkerhet.

Trafikverket har i uppgift att utveckla och förvalta metoder och modeller för samhällsekonomiska analyser inom transportområdet samt att ta fram och tillhandahålla aktuella trafikprognoser. Värdet av projektet för Trafikverket består i att kunna vidareutveckla våra metoder och modeller för beräkning och värdering av förändringar av restidsosäkerhet för resor på väg. De metoder som används idag är otillfredsställande i detta avseende eftersom de värderar förändringar i restidens medelvärde men inte restidens variation. För att modellerna ska kunna tillämpas i städer där trängsel i vägsystemet oundvikligen skapar restidsvariation behöver våra metoder vidareutvecklas på gedigen vetenskaplig grund.

I centrum för analysen står fyra frågor:

(1) Hur ser resenärernas (omedvetna) modell för restidsprediktion ut?
(2) Hur kan restidernas variation beskrivas och systematiseras i ett variansanalytiskt ramverk?
(3) Hur varierar andelen återkommande resenärer mellan olika typer av rutter och tider på dygnet?
(4) Hur stor andel av den totala restidsvariationen kan förklaras av systematisk variation mellan resenärer, och ingår således inte i resenärens restidsosäkerhet?

En jämförelse mellan svaren på de två första frågorna ger oss möjlighet att dra slutsatser om vilka delar av variationsmönstret (hur stor del av den totala standardavvikelsen) som ingår i resenärernas prediktioner, och därmed ligger utanför den ”osäkerhet” de drabbas av, respektive vilken återstående standardavvikelse som resenären blir överraskad av. Den tredje frågan belyser de typer av rutter och tidsperioder som vi kan förvänta oss att resenärer har större erfarenhet av restidernas variation, medan den fjärde frågan återigen belyser hur stor del av den totala variationen som en resenär upplever som osäkerhet.

1.3 Angreppssätt

Forskningsfrågor (1) och (2) studeras i ett teoretiskt ramverk med en kombination av två datakällor: en enkätstudie som fångar den subjektiva beskrivning som tillfrågade bilister ger av vilken restidsfördelning de förväntar sig vid upprepade resor längs samma rutt under given tid på dagen, samt empiriska data som beskriver hur den verkliga restiden längs samma rutter varierar i olika dimensioner.

Forskningsfrågor (3) och (4) studeras med ett statistiskt ramverk och en tredje datakälla: restidsobservationer från olika rutter på enskild passagenivå med beständiga fordons-ID.

1.4 Resultatspridning

Resultat från projektet har spridits i ett antal forum:

Karin Brundell-Freij gav presentationen *VARIA – Why we need yet another project about travel time uncertainty/variability* i CTS lunchseminarieserie på KTH den 11 november 2018.

Karin Brundell-Freij presenterade resultat från projektet vid forskningsprogrammet Transportekonomis resultatkonferens 14 november 2018.

Ett slutgranskningsseminarium med presentation från Karin Brundell-Freij och Erik Jenelius och opponering från Professor Maria Börjesson, VTI, hölls 27 maj 2020.

Jenelius, E. (2020) Traveller recurrence and individual travel time variability: Analysis with Stockholm Bluetooth data. Working paper.

1.5 Rapportstruktur

Rapporten inleds med en översikt av litteraturen kring restidsvariation och restidsosäkerhet i Avsnitt 2. Ansats, metod och resultat för forskningsfrågor (1) och (2) beskrivs i Avsnitt 3, medan motsvarande aspekter av forskningsfrågor (3) och (4) tas upp i avsnitt 4. Slutsatser från projektet dras och diskuteras i avsnitt 5.

2. Litteraturöversikt

Det är numera allmänt accepterat att variationer i restid, och inte bara den förväntade restiden, är förknippade med ekonomiska kostnader. En omfattande litteratur har dykt upp under de senaste åren som täcker de teoretiska aspekterna av tillförlitlighet, resenärers beteende under restidsosäkerhet, värderingar genom SP- och RP-studier, samt empiriska undersökningar av restidsvariation (Carrion and Levinson, 2012; Taylor, 2013; de Jong and Bliemer, 2012).

Ett vanligt mått på variationer i restid som lånats från allmän statistik är standardavvikelsen. Detta mått kan dock vara svårt att tolka för resenärer och andra aktörer, och olika andra mått har föreslagits (Taylor, 2013). Noland and Small (1995) och Fosgerau och Karlström (2010) härledde en motivering för att använda standardavvikelsen baserad på mikroekonomiska tidpunktsvalmodeller, i vilka kostnader uppstår från tidiga eller sena ankomster. Senare utvidgningar har funnit att andra mått, som restidens varians, kan motiveras utifrån andra antaganden om resenärers tidpunktspreferenser (Fosgerau och Engelson, 2011).

Många studier har utvärderat beteendet hos resenärer som ställs inför osäkra restider, särskilt deras avvägningar mellan osäkerhet, genomsnittlig restid och resekostnader. Värdet på restidens tillförlitlighet har studerats i samband med färdmedelsval (Bates et al., 2001), ruttval (de Palma and Picard, 2005), avresetidsval (Li and Hensher, 2012), samt tullvägsanvändning och trängselavgifter (Bhat and Sardesi, 1999; Devarasetty et al, 2012). I de flesta fall – särskilt när data samlats in med Stated preferencemetodik – har studierna implicit förutsatt att det är möjligt att entydigt separera mellan restidens ”systematiska” respektive ”slumpmässiga” variation.

Förhållandet mellan värdet på tillförlitlighet och värdet på restiden har i olika studier visat sig ligga i intervallet mellan 0,2 och 1,5 med ett typiskt värde strax under ett (de Jong and Bliemer, 2012). I en nyligen publicerad studie diskuterar Engelson och Fosgerau (2020) värdet av att informera om restider, i ett ramverk där restidsinformationen bidrar till att resenären successivt kan precisera sin uppfattning av restidens fördelning, och därmed minska restidsosäkerheten.

Samhällsekonomiska kalkyler av åtgärder och infrastrukturprojekt baseras generellt på prognoser för reseefterfrågan och nätutläggningsmodeller som behandlar länkrestider som deterministiska eller, med en annan tolkning, bara tar hänsyn till förväntade restider [6]. För att få med restidens tillförlitlighet i utvärderingarna har ett antal studier därför försökt att härleda analytiska samband mellan medelvärdet och standardavvikelsen (eller något annat mått på variabilitet) för restiden på länknivå (Tu, 2009; Stogios et al., 2014; Peer et al., 2012). Andra studier har modellerat korrelationerna mellan restidsfördelningarna hos länkar längs en rutt eller i ett nätverk (Ramezani and Geroliminis, 2012; Jenelius and Koutsopoulos, 2013; Ma et al., 2017).

På den empiriska sidan har en lång rad studier försökt modellera och karakterisera variabiliteten i restider på olika typer av vägar, länkar och rutter. Många studier har funnit att restidfördelningarna är asymmetriska med långa övre svansar (Fosgerau och Fukuda, 2012). Föreslagna fördelningssfunktioner på sluten form inkluderear log-normal (Richardson and Taylor, 1978), stabil (Fosgerau och Fukuda, 2012), gamma (Kim och Mahmassani, 2015)

och Burr typ XII (Susilawati et al, 2013). Andra tillvägagångssätt modellerar de asymmetriska fördelningarna som blandningar av flera underliggande distributioner som representerar olika trafiktillstånd (Guo et al, 2010; Kim and Mahmassani, 2015; Yang and Wu, 2016). En icke-parametrisk metod för att skatta fördelningar av ruttrestider baserat på probedata presenteras av Rahmani et al. (2015).

En kategorisering av orsaker till varierande restider görs av Kwon et al. (2011), som delar in dem i (1) trafikpåverkande händelser, inklusive trafikolyckor och olyckor, vägarbeten, väder- och miljöförhållanden, (2) trafikefterfrågan, inklusive dagliga fluktuationer och speciella händelser, samt (3) fysiska vägförhållanden, inklusive infrastruktur för trafikstyrning och vägkapacitet. Flera författare konstaterar att variationen i restid kan delas upp i variation mellan dagar, variation inom dagen (intervall-till-intervall) och variation fordon-till-fordon (Noland and Polak, 2002; Yildirimoglu et al., 2015). Kim och Mahmassani (2014) föreslår en mixningsmodell av sammansatta Gamma-Gamma-fördelningar för att gemensamt representera variation mellan dagar och mellan fordon under olika trafiktillstånd. Modellen utvecklas vidare och tillämpas på empiriska data av Kim och Mahmassani (2015).

Även om vissa studier skiljer mellan variation dag-till-dag och fordon-till-fordon så har ingen empirisk studie som vi är medveten om tagit hänsyn till att vissa fordon, dvs. resenärer, korsar samma väg upprepade gånger under flera dagar. En orsak till detta är förmodligen att data om resenärers resmönster under upprepade dagar ofta saknats historiskt. Analys av elektroniska biljettdata från kollektivtrafiken har visat att resmönster uppvisar stark regelbundenhet mellan dagar (Goulet-Langlois et al., 2018), men evidens från privatägda bilar är hittills begränsade på grund av svårigheterna i datainsamlingen. Flera studier har använt resedagböcker för att studera regelbundenheten hos individers aktivitets-och resmönster över dagar och har funnit den högsta graden av upprepning hos viktiga aktiviteter som pendling (Bhat och Misra, 1999). Graden av upprepning för det dagliga aktivitets- och resmönstret är också mer korrelerat med åtaganden och skyldigheter än med färdmedelsvalet (Susilo och Axhausen, 2014). Samtidigt har studier visat att förtrogenhet med en rutt är förknippat med högre körhastighet (Colonna et al., 2016), vilket antyder att det finns en fordonsspecifik komponent i restidsvariabiliteten över tiden.

3. Resenärers kunskap om restidsvariation

3.1 Data

I denna delstudie användes två dataset:

- Den subjektiva beskrivning som tillfrågade bilister ger av vilken restidsfördelning de förväntar sig vid upprepade resor längs samma rutt under given tid på dagen
- Data som beskriver hur den verkliga restiden längs samma rutter varierar i olika dimensioner (dessa data har inte mätts inom projektet, utan extraherats från en publik tjänst för restidsinformation).

Undersökning om subjektivt förväntade restidsfördelningar

För att fånga hur förare uppfattar, förstår och förutsäger restider i biltrafiken, genomfördes en web-undersökning i mars 2019. Undersökningen samlade resetidskattningar från invånare (bilförare) i Stockholm kommun. Syftet var att förbättra vår förståelse av förhållandet mellan å ena sidan uppmätta restidfördelningar och å andra sidan den "osäkerhet" om restider som föraren upplever och tar hänsyn till i sin planering.

Utöver bakgrundsfrågor omfattade undersökningen frågor som hade till syfte att fånga

(i) förarens förväntningar om restider i biltrafik och deras 'systematiska' variation mellan rutter, ruttyper och tid på dygnet

(ii) förarens förväntningar när det gäller restidernas 'slumpmässiga' dag-till-dag variation, utöver den ’systematiska’ variation som kan förklaras av olika rutter, tid på dagen och veckodag.

För undersökningen utnyttjade vi en etablerad webbpanel (CINT)[1].

Vår undersökning riktades till panelmedlemmar över 18 år, bosatta i Stockholms kommun. En inledande screeningfråga gallrade också bort personer som inte hade körkort, och också de som hade körkort men svarade ”Nej, aldrig” på frågan om de kör bil i Stockholm.

Huvuddelen av formuläret ägnades sedan åt frågor om respondenternas subjektiva uppfattning om bilrestider och deras variation längs olika angivna rutter. Fjorton (14) ändpunktspar (start-mål), och det naturliga vägvalet mellan dem, valdes ut som rutter för studien. Eftersom restiden vid en viss tidpunkt ofta skiljer sig mellan färdriktningar, hanterades de två riktningarna av samma reserelation var för sig. Undersökningen hanterade alltså totalt 28 olika rutter (se Tabell 1)

[1] CINT är en av världens ledande marknadsplatser för att nå insikter om konsumenter. Panelerna i CINTs marknadsplats följer ESOMAR’s regler för panelhantering. Panelmedlemmarna rekryteras via olika metoder som t ex hemsidor, nyhetsbrev, telefon- eller postundersökningar och ges ersättning för att delta. CINTs samlade svenska panel har ca en halv miljon registrerade deltagare över hela landet. Genom att sammanföra många olika paneler hävdar CINT att man skapat en stor mångsidig panel som speglar befolkningens sammansättning, även om var och en av de ingående panelerna troligen bär viss prägel av det sätt den rekryterats på.

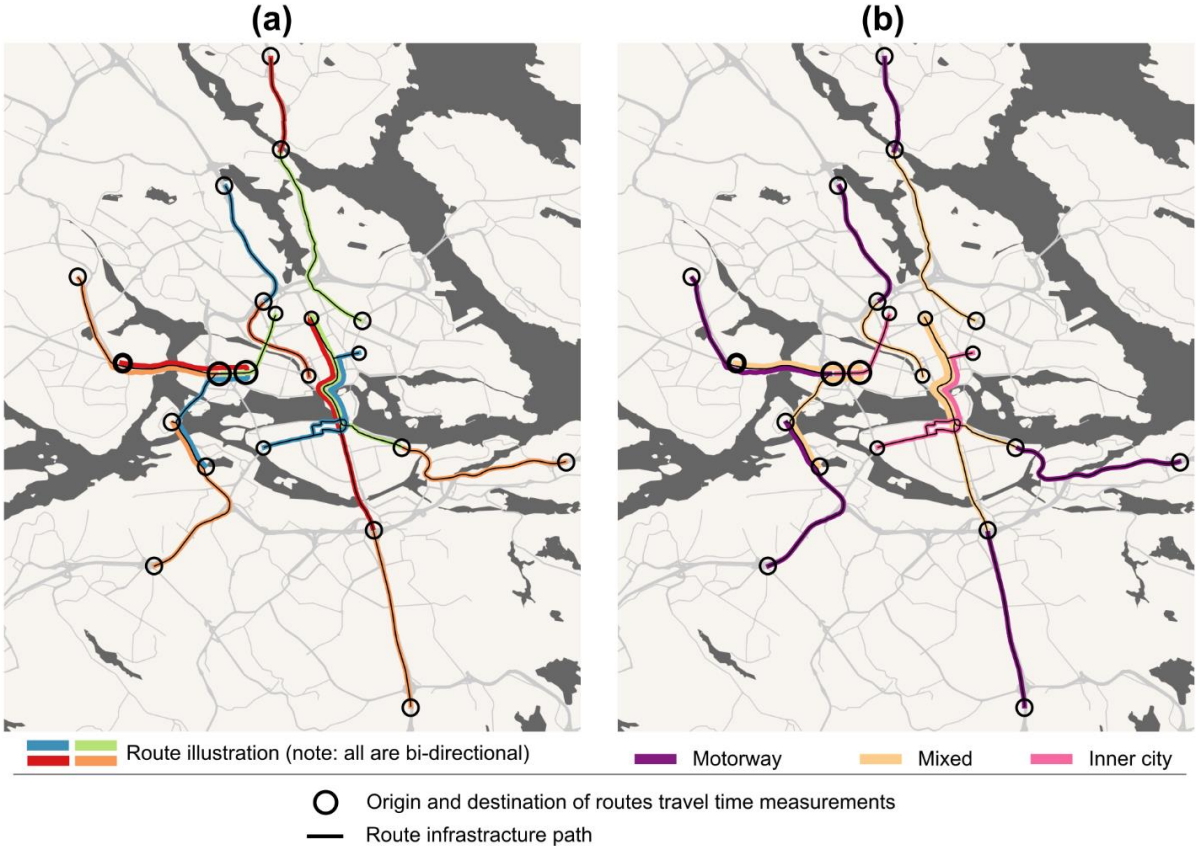
Tabell 1 De rutter (14 ändpunktspar) som användes i studien

Nr	Geografiskt Block	Ruttyp	Ändpunkter	
1/2	Innerstad	Innerstad	Stureplan	Hornstull
3/4	Innerstad	Innerstad	St Eriksplan	Thorildsplan
5/6	Syd	Infartsled/Motorväg [2]	Londonviadukten	Trafikplats Nacka forum
9/10	Syd	Infartsled/Motorväg	Trafikplats Stora Essingen	Trafikplats Västertorp
11/12	Syd	Infartsled/Motorväg	Trafikplats vid Globen	Trafikplats Gubbängen
7/8 (OBS!)	Syd	Blandad	Stockholms stadsbibliotek	Londonviadukten
13/14	Syd	Blandad	Fridhemsplan	Trafikplats Nybohov
15/16	Syd	Blandad	Stockholms stadsbibliotek	Trafikplatsen vid Globen
17/18	Nord	Infartsled/Motorväg	Thorildsplan	Bromma Blocks
21/22	Nord	Infartsled/Motorväg	Trafikplats Bergshamra	Trafikplats Danderyd
25/26	Nord	Infartsled/Motorväg	Trafikplats Norrtull	Trafikplats Järva Krog
19/20 (OBS)!	Nord	Blandad	Fridhemsplan	Brommaplan
23/24	Nord	Blandad	Stadion	Trafikplats Bergshamra
27/28	Nord	Blandad	Centralen	Trafikplats Norrtull

För att underlätta möjligheten att få goda uppskattningar av verkliga restider för motsvarande rutter valdes start- och ändpunkter belägna på, eller i direkt anslutning till, huvudvägnätet (i huvudsak trafikplatser, korsningar), Respondenterna ombads i formuläret också bortse från den tid som krävs för att finna parkering och till fots ta sig till sin egentliga målpunkt. Detta val hade praktiska skäl, och föreföll fungera tillräckligt väl i de inledande testerna av formuläret (pilotundersökningen), dock utan att avgivna svar i det sammanhanget validerades mot objektivt uppmätta data. Valet av ”orealistiska” ändpunkter, och strävan efter att samla in uppskattade ”rena körtider” visade sig dock senare påverka resultaten på ett olyckligt sätt (se avsnitt **Jämförelse mellan uppmätta och uppskattade reshastigheter** under 3.2)

[2] I denna kategori ingår, som synes, relationer som nästan enbart går längs stora tunga in- och kringfartsleder, men inte nödvändigtvis på vägar som är klassade som motorväg. För enkelhetens skull har vi på vissa ställen i texten – något oegentligt – använt den förkortade beteckningen ”Motorväg” för denna kategori.

Rutterna valdes så att de tillsammans skulle representera den övergripande heterogeniteten i trafiken i Stockholm kommun. Rutterna karakteriserades i tre grupper: rutter i innerstad, rutter på infartsled/motorväg[2] och rutter på ett mer blandat vägnät (se Tabell 1, och illustration i figur 1 (b))



Figur 1 Illustration av de utvalda rutterna. (a) visar alla rutter (obs två riktningar hanteras som separata rutter – 28 rutter totalt. (b) indikerar klassificeringen I tre typer av ruttergrupper.

Utöver klassificeringen efter vägtyp var de 28 rutterna också grupperade i tre 'block' efter geografiskt läge: (i) 4 rutter från nätverket i innerstaden (som alla var av typen ”innerstadsrutter”), (ii) 12 rutter från nätverket i södra delarna av Stockholms kommun och (iii) 12 rutter från nätverket i norra delarna av Stockholm. Genom att dela upp rutterna geografiskt kunde vi säkerställa att alla respondenter frågades om rutter i den del av staden där de bor, och därmed öka sannolikheten för att det var rutter som var någorlunda välkända för dem. (Alla respondenter fick dessutom svara på frågor om rutter från innerstaden, som kunde antas mera välkända för de flesta bilister generellt). Syftet med denna geografiska indelning var att den skulle öka respondenternas möjlighet att förhålla sig på ett relevant sätt till de restidsbeskrivningar de ombads göra.

När det gäller tid på dagen utpekades en av fyra tidpunkter (8:00, 12:00, 16:00 eller 20:00). För att öka upplevelsen av en konkret resa angavs också en specifik vardagsveckodag (måndag, tisdag, onsdag eller torsdag) i varje fråga. Syftet var att representera respektive morgonens högtrafik, mellantrafiken mitt på dagen, eftermiddagens högtrafik och kvällens lågtrafik. I alla frågor angavs att resan gjordes i mars.

Studiens fokus var alltså att analysera individens förmåga att uppskatta hur restider och restidsvariation skiljer sig mellan ruttyper och mellan enskilda rutter av samma typ, och mellan olika tider på vardagar. Varken säsongsvariation eller skillnader mellan vardag och helg analyserades i studien. I analyserna gjorde vi inte heller skillnad på vilken specifik veckodag som utpekats i frågan.

Totalt fanns alltså 448 scenarier/resealternativ representerade i studien (14 (rutter) * 2 (riktningar) * 4 (tidpunkter) * 4 (veckodagar)). Varje respondent ombads uppskatta den förväntade restiden - och indikator för hur den kunde förväntas variera dag-till-dag - för 8 av dessa 448 alternativ.

Alternativen tilldelades respondenterna enligt en randomiserad design (fraktionell flerfaktordesign) som, utöver att den enligt ovan tog hänsyn till indelning i geografiska block, också anpassats för att optimera möjligheten till differensskattningar när det gällde effekten av tid-på-dagen och ruttyp.

Sammantaget styrdes designen därför så att varje respondent fick besvara frågor om

- 4 rutter, varav
    - 2 rutter var lokaliserade i samma del av staden (Söder – Norr – Innerstad) som bostaden (från blocken Nord och Syd valdes då alltid 1 ”motorväg”srutt, och 1 blandad rutt)
    - 2 rutter var lokaliserade i Innerstaden för alla respondenter, oavsett var de bodde
- 2 tidpunkter för var och en av dessa rutter
    - 1 högtrafik tidpunkt (8.00 eller 16.00)
    - 1 lågtrafiktidpunkt (12.00 eller 20.00)

För var och en av de 4 rutter som respondenten tillfrågades om presenterades inledningsvis en karta med ruttens start- och slutpunkt, samt själva rutten utritad i ett vägnät. För en specifik tidpunkt tillfrågades sedan respondenten
Tänk dig att du ska köra bil längs den här sträckan klockan [klockslag] en [veckodag]. Tänk dig en genomsnittlig dag, då det varken är ovanligt mycket eller lite trafik. Hur lång restid tror du att resan kommer att ta?
Det givna värdet tolkades i analysen som medelvärdet för en subjektiv restidsfördelning under de definierade förhållandena.

Därefter fick respondenterna en fråga om förväntad restidsvariation vid upprepade resor längs denna rutt på denna veckodag vid denna tid på dagen. I en intervjustudie fann Tseng et al. (2009) att det bästa sättet att fånga resenärernas förståelse av restidens tillförlitlighet, är att diskutera den kortaste och längsta restid som kan förväntas vid 5 upprepade resor under samma yttre omständigheter. Vi formulerade därför motsvarande fråga

Tänk dig att du åker samma sträcka vid fem olika tillfällen, varje gång samma veckodag och tid, hur många minuter tror du att det kan ta att köra
… när det går som snabbast (med ovanligt lite trafik)
… när det tar längst tid (med ovanligt mycket trafik)

Respondentens uppgivna kortaste och längsta restid tolkades i analysen som 20- respektive 80-percentilen i en subjektiv restidsfördelning, och omvandlades till den subjektiva restidsfördelningens standardavvikelse.

För att göra det möjligt att jämföra restider mellan rutter har de observerade värdena dividerats med ruttens längd, och därmed kunnat uttryckas antingen som normaliserad restid (minuter per kilometer) eller genomsnittlig reshastighet längs rutten (kilometer i timmen). Den kvantitativa dataanalysen, regressionsanalys etc har genomgående baserats på standardiserade restider, medan en del illustrationer använder det inversa måttet genomsnittlig reshastighet.

Förutom frågorna om restiden för 8 hypotetiska resealternativ innehöll frågeformuläret också sedvanliga bakgrundsfrågor om demografiska egenskaper och erfarenhet av att köra bil i Stockholm generellt, och längs de utpekade rutterna specifikt.

Totalt erhölls 6948 restidsuppskattningar från 1383 respondenter som svar på enkäten. Efter rensning av outliers återstod totalt 6630 restidsuppskattningar. Av dessa kom 760 observationer från respondenter som uppgav att de hade betydande erfarenhet *("kört den flera gånger"*) av att köra längs den specifika rutt frågan gällde. Antalet användbara svar för varje ruttyp och tid på dagen visas i Tabell 2.

Tabell 2 Antal observationer (restidsuppskattningar) efter rensning av outliers. Fördelning på tidpunkter och ruttyper

Tidpunkt ***Ruttyp***	**12.00**	**20.00**	**8.00**	**16.00**
Infartsled/Motorväg	501	336	357	475
Blandad	398	371	409	352
Innerstad	441	1283	1259	448

Data om faktiska restider

För att analysera i vilken grad respondenterna kan identifiera de variationsmönster som verkliga restidsdata uppvisar, samlades empiriska restidsdata in för samma rutter. Data samlades in genom automatiska frågor (via API) till den publika restidstjänsten HERE. Frågor om aktuell restid ställdes med 15 minuters mellanrum under perioderna 06:30 - 10:00 respektive 14:30 - 19:30 under alla dagar i mars 2019. (Enbart restidsrapporter från vardagar har använts för jämförelsen).

Av praktiska skäl kunde insamlingen av objektiva restidsdata inte genomföras under hela dygnen. När det gäller tid på dagen har data från de två undersökningsdelarna därför inte kunnat matchas exakt. Särskilt när det gäller restider utanför högtrafik finns viss avvikelse, se

Tabell 3.

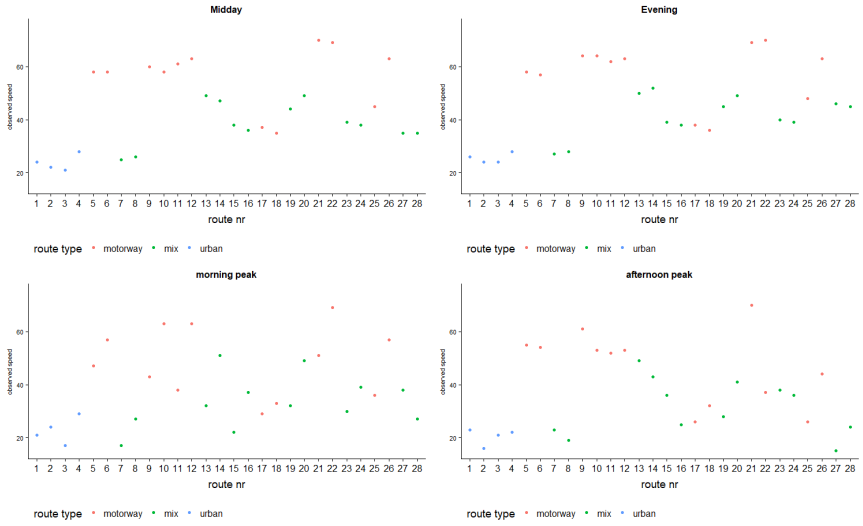
Tabell 3 Fyra studerade tidsperioder och hur de definierats i objektiva restidsdata respektiveför respndenterna i enkäten (subjektivt förväntade restider).

	Morgonens högtrafik	**Mellan högtrafikperioderna**	**Eftermiddagens högtrafik**	**Kvällstrafik**
Subjektiv restidsfördelning – angiven tid	Kl 8.00	Kl 12.00	Kl 16.00	Kl 20.00
Observerad restidsfördelning -tidsperiod	8.00-9.00	14.30-14.45	16.00-17.00	19.15-19.30

3.2 Inledande explorativ dataanalys

Restidens variation i olika dimensioner

De insamlade data om faktiska restider visar ett rimligt mönster för reshastighetens medelvärde (se

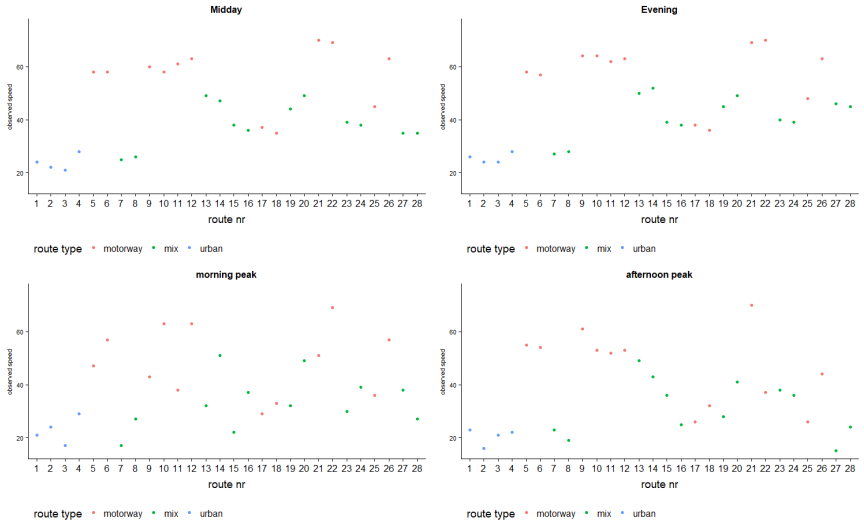


Figur 2): ”motorvägarna” (röda) har typiskt den högsta genomsnittshastigheten, medan innerstadsrutterna (blå) har den lägsta. Medelhastigheten på de rutter som klassificerats som ”blandade” ligger däremellan. Ett annat mönster är den systematiska skillnaden mellan högtrafikens inverkan på inåtriktade respektive utåtriktade rutter: inåtriktade rutter har lägre hastighet under morgonens högtrafik, medan utåtriktade rutter har lägre hastighet under eftermiddagen. Reshastigheten under perioden mitt på dagen (mellan högtrafikperioderna) är, precis som förväntat, i allmänhet högre än hastigheten under högtrafik. För rutter som klassificerats som Infartsled/Motorvägar är sambandet dock inte systematiskt, och medelhastigheten under högtrafikperioderna är inte genomgående lägre än under övriga perioder.

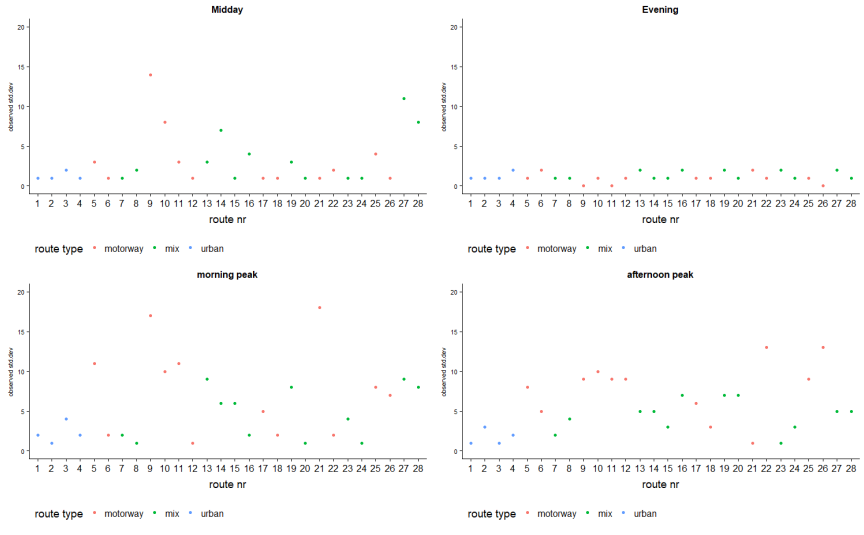
Reshastigheternas medelvärde varierar alltså i princip enligt ett mönster som åtminstone erfarna trafikanalytiker skulle förvänta sig. Det är inte osannolikt att samma generella bild ligger internaliserad i enskilda bilförares förväntningar om reshastigheter under olika omständigheter.

Figuren visar dock också att det är avsevärd skillnad mellan den förväntade reshastigheten på olika enskilda rutter vid samma tid på dagen, även om man jämför med rutter av samma

typ. Sådana specifika egenskaper hos reshastigheten på enskilda rutter kan bara den förare förväntas känna till som känner till den enskilda rutten mer i detalj.



Figur 2 Observerad reshastighet (medelvärde) på olika rutter - samband med ruttyp och tid på dagen

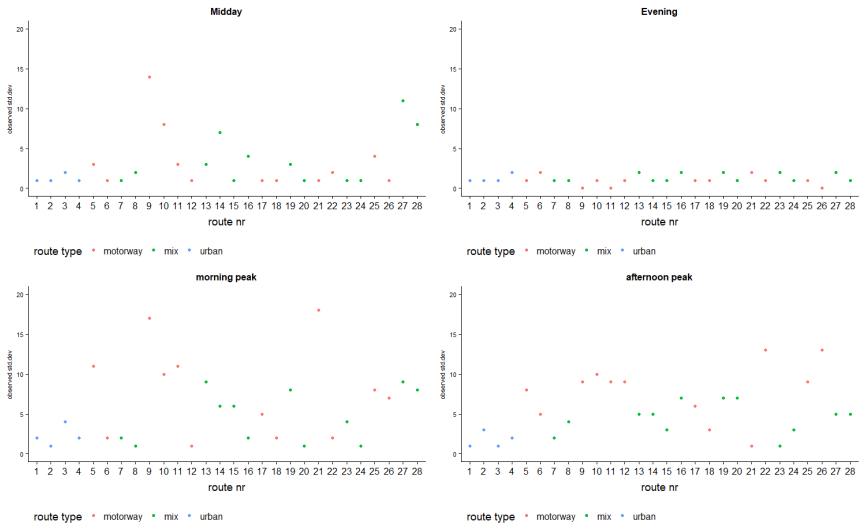


I

Figur 3 visas på motsvarande sätt reshastighetens standardavvikelse (dag-till-dag) för varje rutt och tidsperiod. Till skillnad från när det gällde medelvärdet finns det här inget tydligt mönster i hur standardavvikelsen varierar mellan olika typer av rutter. När det gäller skillnaden mellan olika tidsperioder är mönstret tydligare: Standardavvikelsen är i allmänhet större under högtrafik än under perioden mitt på dagen och under kvällstid. Detta är i linje med vad som skulle kunna förväntas, utifrån en generell förväntan om att högtrafiken är mer ”störningskänslig” än mindre belastade rutter. På vissa enskilda rutter varierar standardavvikelsen dock mycket mellan tidsperioderna medan de på vissa andra rutter är liten skillnad mellan standardavvikelsen under olika delar av dagen.

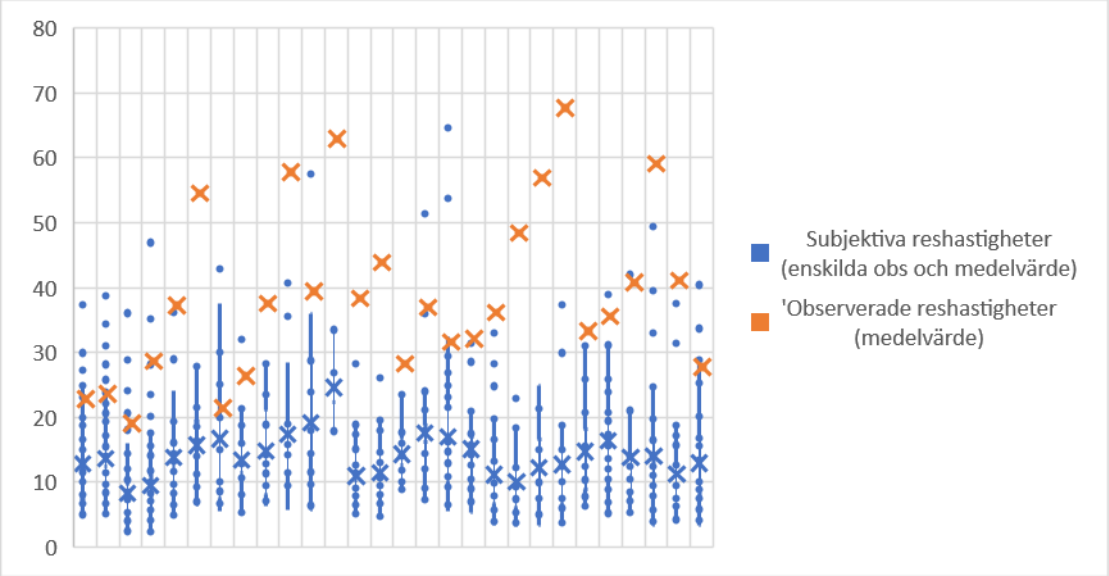
Analysen indikerar alltså att resenärerna, när det gäller reshastighetens standardavvikelse, knappast kan luta sig mot schablonmässiga bedömningar baserade på generell erfarenhet.

För att kunna göra en bra bedömning av restidsvariationen på en enskild rutt måste man – på ett helt annat sätt än när det gäller den förväntade reshastigheten – luta sig mot upprepade observationer av restiden längs just den specifika rutten under just de specifika omständigheterna.

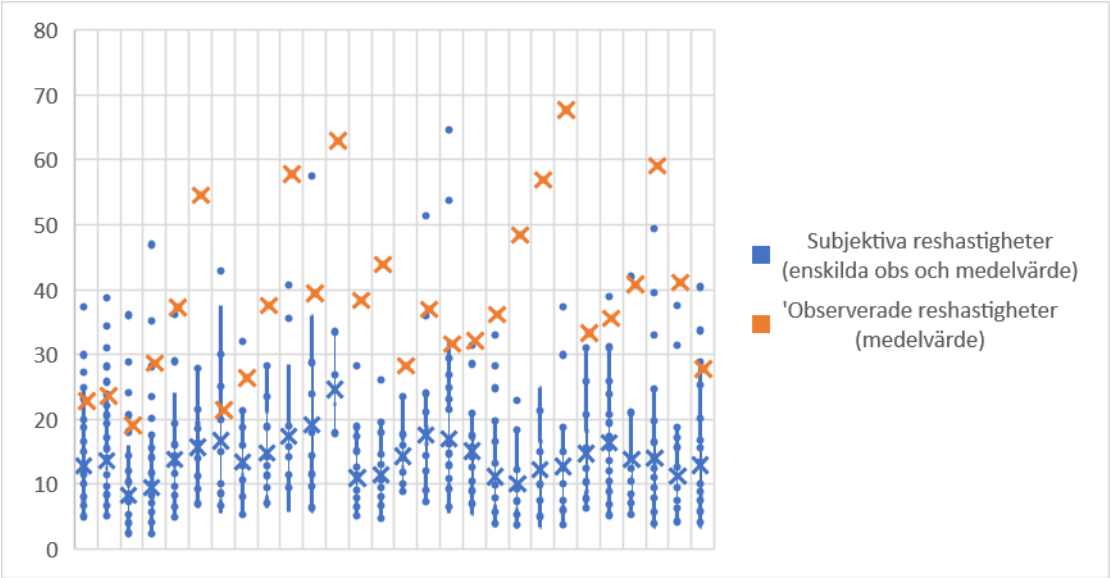


Figur 3 Observerade reshastigheternas variation) mellan olika dagar (standardavvikelse)– samband med tid på dagen och ruttyp

Jämförelse mellan uppmätta och uppskattade reshastigheter



Figur 4 sammanställer respondenternas uppgivna reshastigheter och motsvarande observerade värden (medelvärde) för var och en av de 28 rutterna. Figuren här avser förhållandena under morgonens högtrafik, men mönstret är det samma för övriga tidsperioder.



Figur 4 Jämförelse mellan genomsnittliga observerade reshastigheter och motsvarande subjektivt uppgivna för olika rutter (förmiddagens högtrafik). Kryss: medelvärde, blå prickar: enskilda observationer subjektiva reshastigheter. Vertikala linjer sammanbinder de subjektiva reshastigheternas 25 till 75 percentiler för varje rutt.

Det är uppenbart av figuren att respondenternas uppgivna restider generellt implicerar alldeles för låga reshastigheter. Respondenternas svar (i medeltal) implicerar reshastigheter i det ungefärliga intervallet 10-25 km/h. Insamlade data visar att de verkliga reshastigheterna för de avsedda rutterna varierar betydligt mer mellan rutter, och ligger i intervallet 20-70 km/h. Bara enstaka respondenter uppger någonsin så höga hastigheter som de som reflekteras i observerade data.

Detta mönster återkommer alltså med i princip samma tydlighet även för andra tidsperioder. Flera olika förklaringar till att respondenterna så systematiskt, och så kraftigt, överskattar restiderna längs de rutter de tillfrågas om skulle kunna vara möjliga. Vi vet att människor kan tendera att överskatta frekvensen av extrema händelser (ovanligt långa restider), och det är möjligt att respondenterna vill markera sitt missnöje med långa restider genom att i sina svar överdriva hur vanligt det är med stora fördröjningar (så kallade policysvar). Det vore också hypotetiskt möjligt att respondenterna, snarare än att svara på det de tillfrågas om (”hur lång tid tror du att det tar?”) svarar på en fråga som är mer angelägen för dem (”hur lång restid måste du beakta när du planerar din resa, för att vara säker på att inte komma försent?”)

Vi har dock gjort bedömningen att det troligaste förklaringen till de systematiska överskattningarna är att enkätens frågeformuleringar har misslyckats i ett viktigt avseende: Respondenterna tycks, i sina svar om förväntad körtid, ha inkluderat även restid utanför den egentliga körtiden på huvudvägnätet (mellan de två ändpunkter som vi angett). De tycks alltså ha uppgett en restid som inkluderar också sådant som söktid efter parkering, och eventuellt även gångtid till den slutliga målpunkten.

Den här bristen i data innebär ett allvarligt hinder mot att bygga analysen på den typ av direkta jämförelser mellan ”subjektivt förväntade” och ”objektivt uppmätta” restider som ingick i den ursprungliga projektplanen.

För att kunna närma oss analysen har vi tvingats utveckla ett alternativt analytiskt ramverk som i viss mån låter oss belysa frågan

I vilken utsträckning återspeglar respondenternas uppfattade restidsvariation på ett korrekt sätt variationsmönstret i de uppmätta reshastigheterna och deras dag-till-dag-variation?

utan att analysen direkt omöjliggörs av att vi uppenbarligen misslyckats med att få respondenterna att rensa sina förväntade restider från de delar som motsvarar tidsåtgång utanför huvudvägnätet.

3.2 Analytiskt ramverk

Resenärernas restidsprediktioner och våra skattade modeller

En resa ***i*** genomförs längs en specifik rutt R. Rutten karakteriseras bland annat av specifika (statiska) attribut, A, och resan genomförs under specifika (tidsberoende) förhållanden C. Innan resan antas resenären att göra en subjektiv (*s*) restidsprognos, $\widehat{T^s}_i\,(\mathrm{R}_i, \mathrm{A}_R, \mathrm{C}_{Ri})$.

Med denna formulering gör vi det alltså möjligt för resenären att uppskatta restiden inte enbart beroende på sin specifika kunskap (erfarenhet) av den utpekade rutten, utan även inkludera mer generella erfarenheter av restider och hur de varierar i allmänhet.

Efter resan, har resenären observerat (*o*) en specifik restid $T^o{}_i$ och konstaterat ett viss ”prognosfel” $\varepsilon_i = \widehat{T^s}_i - T^o{}_i$

I förväg har resenären en viss uppfattning om osäkerheten i sin förutsägelse när det gäller vilken restid som kommer att uppstå. Denna kan beskrivas som en (subjektiv) sannolikhetsfördelning för ε_i^s, $f_{RAC}(\varepsilon_i^s)$. Resenären schemalägger sin resa med hänsyn till $\widehat{T^s}_i\,(\mathrm{R}_i, \mathrm{A}_R, \mathrm{C}_{Ri})$ och $f_{RAC}(\varepsilon_i^s)$. Notera alltså att det är (den upplevda) osäkerheten i restidsprediktionen, och inte nödvändigtvis restidens variation, som bidrar till onytta, när resenären måste planera sitt schema med i övrigt oönskade marginaler.

I efterhand använder resenären den erfarenhet hon fick av $T^o{}_i$ respektive $\varepsilon_i$för att uppdatera både sin prediktionsmodell för $\widehat{T^s}_i\,(\mathrm{R}_i, \mathrm{A}_R, \mathrm{C}_{Ri})$. och sin uppfattning om prediktionernas träffsäkerhet $f_{RAC}(\varepsilon_i^s)$. (Uppdateringen kan, men måste inte, göras på det sätt som förutsägs av principerna för Bayesiansk prediktion).

Vårt angreppsätt bygger på antagandet att respondenten

- bygger sina svar kring förväntad restid på samma implicita prediktionsmodell som hon skulle ha använt för $\widehat{T^s}_i\,(\mathrm{R}_i, \mathrm{A}_R, \mathrm{C}_{Ri})$ om hon planerade en resa

- bygger sina svar om restidsvariation på samma implicita prediktionsmodell som hon skulle ha använt för att uppskatta $f_{RAC}(\varepsilon_i^s)$. om hon planerade en resa[3]

[3] Detta antagande kan förefalla starkt. Det är ju i princip möjligt att respondenten tror sig veta att restiden under vissa omständigheter inte varierar särskilt mycket dag-till-dag (och avger sitt svar i enlighet med det), men att hon ändå är mycket osäker om vilket medelvärdet för fördelningen är. Det är därför värt att påpeka att det är ett just ett mycket likartat antagande - om att restidsvariationen (dag-till-dag, vid viss tidpunkt på dagen, och för en

Det vill säga att de avgivna svaren om förväntad restid μ_i^s och (implicit) standardavvikelse σ_i^s är kopplade till den individuella prediktionsmodellen för restid

$$\widehat{T^s}_i\,(\mathrm{R}_i, \mathrm{A}_R, \mathrm{C}_{Ri}) = \mu_i^s$$

$$Std.dev\,(f_{RAC}(\varepsilon_i^s)) = \sigma_i^s$$

Vi beskriver också variationsmönstret i de objektivt registrerade restiderna (under givna yttre förhållanden) $\widehat{T^o}_i$ (R,A,C). med motsvarande funktioner

$$\widehat{T^o}(R, A, C) = \mu^o$$
$$Std.dev\left(f_{RAC}(\epsilon^o)\right) = \sigma^o \qquad (2)$$

För att parametrisera sambanden i de objektiva, respektive subjektiva, restidsfördelningarna skattar vi fyra regressionsmodeller

$$f(\mathrm{R,A,C}) = \beta_{Ac} * X_c|X_A + \beta_R * X_R + \epsilon_i \qquad (3)$$

De fyra modellerna beskriver sambanden när det gäller förväntade värden (μ_i^s , μ^o) respektve standardavvikelserna (σ_i^s , σ^o) för den normaliserade restiden. $X_C|X_A$ är dummyvariabler som representerar olika tidsperioder (förmiddagens högtrafik, eftermiddagens högtrafik respektive övrig tid), i interaktion med olika ruttyper (”motorväg”, blandad, innerstad). X_R är dummyvariabler som indikerar skillnaden mellan enskilda rutter inom en viss typ $R = 1, \ldots n - 1$. (där n är antalet rutter inom samma typ).

När den skattas på subjektivt förväntade restider, indikerar ${\beta_{Ac}}^s$ hur stor avvikelse från en ”baslinjerutt” som resenären anser att en specifik kombination av ruttyp och tid på dagen innebär. På samma sätt indikerar parametrarna β_R^s hur resenärerna bedömer att enskilda rutter (inom en typ) skiljer sig från referensrutten av samma typ.

${\beta_{Ac}}^o$ och β_R^s är motsvarande parametrar, skattade på objektiva data.

Jämförelsen mellan parametrar skattade på objektiva respektive subjektiva data skulle alltså kunna avslöja resenärernas förmåga att korrekt uppskatta restiden på en specifik rutt, och hur den påverkas av ruttens generella egenskaper (här: ruttyp) och under specifika omständigheter (här: tid på dagen).

En sådan analys vore dock inte särskilt relevant, eftersom vi redan kunnat konstatera att resenärerna i sina svar inte överhuvudtaget är i närheten av att kunna ge en korrekt beskrivning av de uppmätta restiderna. På grund av de stora systematiska avvikelserna (resenärernas kraftiga överskattning av restiden mellan de angivna noderna) fokuserade vi istället på analyser som beskriver <u>relationer</u> i variationsmönstret, snarare än de skattade effekterna i absoluta tal.

---

specifik rutt) är identisk med resenärernas upplevda restidsosäkerhet – som ligger bakom den hittills rekommenderade praktiken när det gäller värdering av restidsosäkerhet på basis av uppmätt restidsvariation.

Begreppet variationsmönster, rangkorrelation och statistiska test

Parameterskattningarna β, kan användas för att beräkna hur (normaliserade) restider respektive restidens standardavvikelse avviker från referenslinjen, dels för en generell ruttyp, dels för specifika rutter inom en typ.

I stället för att studera de absoluta skattade effekterna β, så rangordnar vi dem och beräknar därmed varje effekts betydelse jämfört med andra studerade effekter. Rangordningen rg^o för de effekter som skattats på objektiva data, respektive rg^s för motsvarande för subjektiva data, jämförs sedan.

Spearman's rangkorrelationskoefficient används då för att beskriva I vilken utsträckning de två rangordningarna överensstämmer, det vill säga om resenärerna har korrekt bild av vilka av de studerade variablerna som påverkar restiderna, och deras variation, i stor utsträckning, respektive i liten utsträckning.

Spearman's rangkorrlationskoefficient definieras som

$$\gamma = 1 - \frac{6 * \sum d_j^2}{m(m^2-1)} \qquad (4)$$

där

$d_j = rg_j^s - rg_j^o$ är skillnaden mellan rangen för en specifik effekt i rangordningen av de parametrar som skattats på subjektiva respektive observerade restidsdata. m är antalet parameterskattningar som rangordnas.

Vi testar sambandet mellan variationsmönstret I subjektiva respektive objektiva data genom den pessimistiska nollhypotesen $H_0: \gamma = 0$, dvs att den subjektiva prediktionen av restider (och restidsvariation) inte alls ger likartad bild av vilka variabler som är mest avgörande för restiden (eller restidens variation).

Hypotesen testas med normalapproximation, baserat på det approximativa Z-värdet

$$\zeta = \sqrt{m - 3/1.06}\,\zeta(\gamma) \qquad (5)$$

$\zeta(\gamma)$ är den så kallade Fisher-transformationen av rangkorrelationen γ

$$\zeta(\gamma) = \frac{1}{2}\ln\frac{1+\gamma}{1-\gamma} \qquad (6)$$

Under nollhypotesen om statistiskt oberoende ($\gamma = 0$). följer ζ (approximativt) en standardiserad normalfördelning. H_0 förkastas alltså om $|\zeta| > 1.64$.

Om antalet rangordnade objekt är för litet blir varje rangordning naturligtvis behäftad med stor slumpmässig osäkerhet. Det är därför bara möjligt att testa om skillnaden mellan två rangkorrelationer är statistiskt signifikant, för fall där > 3.

Utöver att som ovan testa överensstämmelsen mellan variationsmönstret i objektiva respektive subjektiva data generellt, vill vi också undersöka om förare med stor egen erfarenhet av de

rutter hon gjort uppskattningar för, har bättre kännedom om variationsmönstret (till exempel vilka rutter som har särskilt långa restider, eller särskilt stor restidsvariation). För denna jämförelse skattades parametrarna separat för bilförare med specifik erfarenhet (rest den utpekade rutten ”flera gånger”), respektive förare utan sådan erfarenhet. Jämförelsen mot observerade effekter genomfördes separat för parametrar skattade på de två datasetten, genom att Spearman’s rangkorrelation beräknades för var och en av dem γ_e (för erfarna förare), respektive γ_{ie} (för oerfarna förare).

Ett T-test baserat på de Fischer-transformerade motsvarigheterna användes för att testa om $\gamma_e$är signifikant större än γ_{ie}.

$$T = \frac{\zeta(\gamma_e) - \zeta(\gamma_{ie})}{\sqrt{\frac{1}{m_e} + \frac{1}{m_{ie}}}} \tag{7}$$

Nollhypotesen förkastas, dvs specifik erfarenhet av en enskild rutt kan visas ge bättre bild av variationsmönstret i data, om $T > 1.64$.

Sammanfattningsvis har vi satt upp den struktur av successiva test som presenteras i Tabell 4 för att testa hypoteser om

- hur väl resenärer kan återge
  - hur restiden och restidens variation påverkas av
    - ruttyp
    - tid på dagen på en viss ruttyp
  - hur restiden skiljer sig åt mellan olika enskilda rutter (av samma typ)
- i vad mån resenärer med specifik erfarenhet från enskilda rutter har en bättre bild av restiderna och restidsvariationen än resenärer som bygger sin bedömning enbart på generell kunskap

Tabell 4 Struktur för de hypoteser som testats kring hur resenärernas beskrivning av variationsmönstret överensstämmer med mönstret i observerade data

Effekt på... …av:			Medelvärdee		Standardavvikelse	
			$H_o: \gamma = 0$	$H_o: \gamma_e = \gamma_{ie}$	$H_o: \gamma = 0$	$H_o: \gamma_e = \gamma_{ie}$
Generellt samband: tid-på-dagen och ruttyp						
Skillnaden mellan specifika rutter av en viss typ, under en viss tid på dagen	Innerstad	Mellan högtrafikperioderna				
		Kvällstid				
		Förmiddagens högtrafik				
		Eftermiddagens högtrafik				
	Blandad	Mellan högtrafikperioderna				
		Kvällstid				
		Förmiddagens högtrafik				
		Eftermiddagens högtrafik				

	Infartsled/Motorväg	Mellan högtrafikperioderna				
		Kvällstid				
		Förmiddagens högtrafik				
		Eftermiddagens högtrafik				

3.3 Resultat

Resenärernas uppskattning av förväntad restid

På det sätt som beskrevs i föregående avsnitt skattades separata regressionsmodeller för hur den förväntade restiden varierade i observerade restidsdata respektive i de subjektiva uppskattningar som beskrivs av enkätsvaren.

Jämförelsen mellan de rangordnade effekterna i respektive modell gav de rangkorrelationskoefficienter och motsvarande Z-värden som presenteras i Bilagans tabeller.

Tabell 5 nedan visar slutsatsen från motsvarande hypotestest.
För de generella uppskattningarna av hur tid på dagen och ruttyp påverkar restid, kunde vi visa ett signifikant positivt samband mellan hur effekterna uppskattades av respondenterna, respektive hur de reflekterades i observerade data. Spearman-korrelationskoefficienten är γ = 0,87, vilket indikerar att respondenterna har förmåga att i viss mån ge en korrekt rangordning av den generella tendens när det gäller hur den normaliserade genomsnittliga restiden varierar med tid på dagen och mellan olika ruttyper.

Tabell 5 Resultat från hypotestest – respondenternas förmåga att förutse variationsmönstret i förväntade restider (OBS att NEGATIVA rangkorrelationskoefficienter indikerar att respondenterna har en systematisk tendens att uppskatta särskilt långa restider för de rutter som har särskilt korta observerade restider)

Effekt på förväntad restid av. …av:			Effekt på... …av:
Generellt samband: tid-på-dagen och ruttyp			Sign, $\gamma = 0.87$
Skillnaden mellan specifika rutter av en viss typ, under en viss tid på dagen	Innerstad	Mellan högtrafikperioderna	Ej testat $m < 3$
		Kvällstid	Sign
		Förmiddagens högtrafik	Accepterad
		Eftermiddagens högtrafik	Ej testad $m < 3$
	Blandad	Mellan högtrafikperioderna	Sign, NEGATIV $\gamma = -0.74$
		Kvällstid	Sign, NEGATIV $\gamma = -0.51$
		Förmiddagens högtrafik	Sign, NEGATIV $\gamma = -0.38$

		Eftermiddagens högtrafik	Ej sign
	Infartsled/Motorväg	Mellan högtrafikperioderna	Ej sign
		Kvällstid	Ej sign
		Förmiddagens högtrafik	Ej sign
		Eftermiddagens högtrafik	Ej sign

Det som främst bidrar till att korrelationskoefficienten blir signifikant positiv är att respondenterna i gemen korrekt återspeglade att restiden på Infartsled/Motorvägar under sena kvällen var kortast av de situationer som studerades, medan restiden på innerstadsgator under eftermiddagens högtrafik var längst.

När vi istället studerade vad respondenter respektive observerade data hade att säga om hur restiderna varierade mellan olika specifika rutter, gav resultaten inte samma bild av respondenternas förmåga. I de enda fall där det fanns en signifikant korrelation var det frågan om NEGATIV korrelation, det vill säga att respondenterna systematiskt tycktes tro att de snabbaste rutterna inom en ruttyp, istället tillhörde de långsammare! Resenärerna tycks alltså inte kunna förutse restiden på en specifik rutt under specifika omständigheter, utöver den generella förmåga som deras generella erfarenheter ger dem av hur restider varierar med yttre omständigheter.

När det gäller parametrarnas absoluta storlek (alltså hur stor den reella restidsskillnaden är mellan olika rutter och omständigheter) tyder resultaten (se tabellerna i bilaga) på att respondenterna föreställer sig att effekterna är mindre än vad de tycks vara i observerade restidsdata. Det gäller även i de fall då respondenterna tycks ha en korrekt bild av själva variationsmönstret.

Resenärernas uppskattning av restidsvariation

Baserat på de skattade parametrarna (se tabell i bilaga) kan vi konstatera att resenärerna tycks tro att olika yttre omständigheter och specifika egenskaper har större betydelse för restidsvariationen (större absolutvärde på skattade parametrar), än vad de observerade data visar.

Observerade data över faktiska restider visar att restiderna på kvällstid varierar ganska lite (liten standardavvikelse), med liten skillnad mellan olika ruttyper. Under högtrafik varierar restiderna mer på Infartsled/Motorvägar än på blandade och urbana ruttyper. Respondenterna uppger istället att de förväntar sig störst restidsvariation dag-till-dag utanför högtrafikperioderna, oavsett ruttyp. Respondenterna uppgav alltså en helt annan rangordning för hur tidsperioden påverkar restidsvariationen på alla tre ruttyperna[4].

[4] Vi påminner här om att tidsperioderna för observerade respektive subjektivt bedömda restider inte överensstämmer helt - respondenterna uppskattning gäller resor klockan 12:00 respektive 20:00, medan observerade restidsvariationen är hämtad från mätserier som avser

perioden 14: 30 ~ 14: 45 respektive 19: 30 ~ 19: 45. Det kan inte uteslutas att resultatet hade blivit ett annat om tidsperioderna hade varit perfekt matchade.

Tabell 6 Resultat från hypotestest – respondenternas förmåga att förutse variationsmönstret i restidens standradavvikelse

Effekt på förväntad restid av. …av:			$H_o: \gamma = 0$
Generellt samband: tid-på-dagen och ruttyp			Ej sign
Skillnaden mellan specifika rutter av en viss typ, under en viss tid på dagen	Innerstad	Mellan högtrafikperioderna	$m < 3$
		Kvällstid	Ej sign
		Förmiddagens högtrafik	Ej sign
		Eftermiddagens högtrafik	$m < 3$
	Blandad	Mellan högtrafikperioderna	Ej sign
		Kvällstid	Ej sign
		Förmiddagens högtrafik	Ej sign
		Eftermiddagens högtrafik	Ej sign
	Infartsled/Motorväg	Mellan högtrafikperioderna	Ej sign
		Kvällstid	Ej sign
		Förmiddagens högtrafik	Ej sign
		Eftermiddagens högtrafik	Ej sign

Erfarenhetens betydelse för de subjektiva uppskattningarna

I en separat uppsättning hypoteser testades huruvida erfarenhet bidrar till förbättrade förutsägelser av variationsmönster i observerade data. Regressionsmodellernas parametrar skattades separat för enkätsvaren från förare som var erfarna resenärer längs den specifika rutt de ombads uttala sig om (”kört den flera gånger”), respektive förare som hade kört den specifika rutten på sin höjd ”enstaka gånger”. Det statistiska testet undersöker om korrelationen gentemot effekter skattade på observerade data var bättre T-testet utförs genom att undersöka om γ_e, med statistisk signifikans kan sägas vara större än γ_{ie}, Resultaten från testen redovisas i Tabell 7 (restidens standardavvikelse).

Inte i någon av analyserna kunde det påvisas att erfarna förare hade signifikant bättre förmåga att återspegla, vare sig förväntade restider eller restidernas standardavvikelser, än de förare som måste bygga sina uppskattningar på mer generella erfarenheter från trafiksystemet i stort.

Frånvaron av statistisk signifikans bör inte, i sig själv, tolkas som frånvaron av samband. En annan tänkbar förklaring till icke-signifikanta resultat skulle kunna vara ett begränsat datamaterial. I det här fallet finns det dock inte heller några icke-signifikanta indikationer på att prediktionernas kvalitet förbättras av förarnas personliga erfarenhet av den specifika

rutten. De uppskattade, parvis jämförda,korrelationskoefficienterna är högst för den ”oerfarna” gruppen (indikerande bättre förmåga att förutse restidernas variationsmönster) i fler jämförelser, än det antal gånger då den mer ”erfarna” gruppen uppvisar högst korrelationkoefficient.

Tabell 7 Resultat från hypotestest – respondenternas förmåga att förutse variationsmönstret i förväntad restid och restidens standradavvikelse– skillnad mellan resenärer med olika grad av erfarenhet

Effekt på förväntad restid av. …av:			Mean	Std.dev
			$H_o: \gamma_e = \gamma_{ie}$	$H_o: \gamma_e = \gamma_{ie}$
Generellt samband: tid-på-dagen och ruttyp			Ej sign	Ej sign
Skillnaden mellan specifika rutter av en viss typ, under en viss tid på dagen	Innerstad	Mellan högtrafikperioderna	$m_e < 3$	$m_e < 3$
		Kvällstid	$m_e < 3$	$m_e < 3$
		Förmiddagens högtrafik	$m_e < 3$	$m_e < 3$
		Eftermiddagens högtrafik	$m_e < 3$	$m_e < 3$
	Blandad	Mellan högtrafikperioderna	Ej sign	Ej sign
		Kvällstid	Ej sign	Ej sign
		Förmiddagens högtrafik	Ej sign	Ej sign
		Eftermiddagens högtrafik	Ej sign	Ej sign
	Infartsled/Motorväg	Mellan högtrafikperioderna	Ej sign	Ej sign
		Kvällstid	Ej sign	Ej sign
		Förmiddagens högtrafik	Ej sign	Ej sign
		Eftermiddagens högtrafik	Ej sign	Ej sign

4. Resenärers erfarenhet av restidsvariation

Den här delstudien fortsätter analysen av resenärers erfarenhet och deras upplevda restidsosäkerhet med en annan datakälla: restider från Bluetooth- och Wifi-sensorer som kan koppla observationer till specifika fordons-ID. Vi föreslår en metod för att analysera variationer mellan rutter i den frekvens som bilister återkommer till samma rutt vid samma tid på dygnet. Dessutom presenteras en modell av ruttrestider som inkluderar en beständig restidsheterogenitet mellan återvändande resenärer. Modellen appliceras på ett antal rutter av olika karaktär i Stockholmsområdet.

4.1 Individuell och total restidsvariation

För vissa typer av resor, till exempel pendling till arbete och skola, brukar resenärer använda samma rutt ungefär samma tid på dagen upprepade gånger under en längre period. Ur en regelbunden resenärs perspektiv är det viktigt att skilja mellan resenärens individuella restidsvariation över dagar och den totala restidsvariationen över alla resenärer och dagar. Den individuella restidsvariationen avgör resenärens osäkerhet kring restiden och tillhörande kostnader. Å andra sidan ger empiriska mätningar av restid normalt den totala restidsvariationen utan att skilja mellan återkommande fordon. Den individuella och den totala restidsvariationen skiljer sig åt om det finns systematiska skillnader i restider mellan olika återkommande resenärer. Dessa skillnader kan bero på att olika resenärer föredrar olika körhastigheter, eller på att frekventa resenärer kanske kan planera sina avgångstider för att minska restidsvariationen. Den totala restidsvariationen över resor, resenärer och dagar kan alltså konceptuellt delas upp som

$$\begin{aligned}\text{Total restidsvariation} \\ &= \text{Restidsvariation mellan resenärer} \\ &+ \text{Restidsvariation inom resenär (osäkerhet)}\end{aligned}$$

Om den relativa storleken på variationen mellan resenärer är betydande, måste det tas hänsyn till i ekonomiska värderingar och modellering av restidsosäkerhet..

4.2 Metodik

Restidsdata med fordons-ID

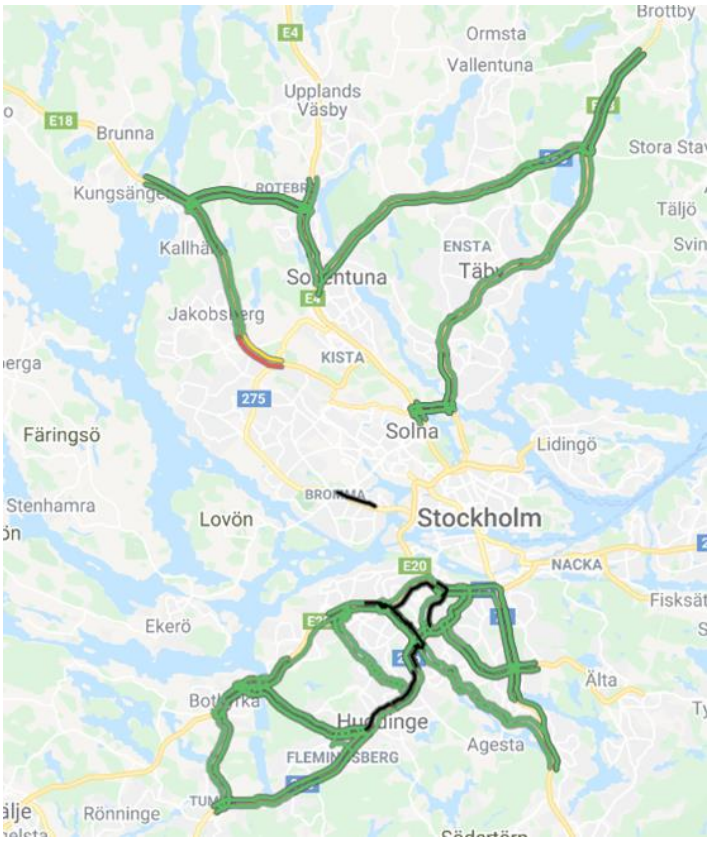
Metodiken bygger på mätningar av restid från enskilda resor. För varje mätning antas tre typer av information vara tillgängliga:

(1) den uppmätta restiden,
(2) datum och tid för mätningen, och
(3) en beständig identifierare (ID) för fordonet.

Denna typ av data kan samlas in genom olika teknologier, t.ex. Bluetooth- och Wifi-sensorer eller kameror med automatisk nummerskyltsigenkänning (ANPR). Det dataset som används i studien har en del begränsningar vad gäller den tredje punkten, beständiga fordons-ID, och konsekvenserna för analysen diskuteras nedan.

Vi använder restidsdata från en uppsättning rutter i Stockholmsregionen, som visas i figur 5. Data kommer från Bliptrack-systemet och har tillhandahållits av Trafik Stockholm. Varje rutt

definieras som ett par Bluetooth-detektorer som fångar MAC-adresserna för Bluetooth-enheter i fordon. Restider mäts genom att matcha MAC-adresserna och tillhörande tidsstämplar mellan detektorparet. Data täcker tremånadersperioden från 1 januari 2019 till 27 mars 2019.



Figur 5 Rutter med Bluetooth-data.

Varje rad med data innehåller information om

- Rutt-ID
- Bluetooth-enhetens ID
- Resans tidsstämpel (tiden då fordonet passerar detektorn uppströms)
- Restid (tidsskillnaden mellan fordonet passerar de två detektorerna)
- Nivå av outlier

MAC-adresserna har konverterats till anonyma ID-nummer innan de har gjorts tillgängliga för analys. I vilken utsträckning ID-numren byts ut över tid är inte känt för oss, vilket är en nackdel med datamängden. Vidare är det möjligt att Bluetooth-enheter internt byter ut sina MAC-adresser vid vissa tidsintervall. Dessa faktorer innebär att samma fordon kan registreras under flera ID under de tre månaderna, vilket gör att det verkliga antalet unika fordon är lägre än antalet ID. Hur som helst är det rimligt att anta att denna överskattning är densamma för alla rutter, och att vi kan studera variationer i återkommande resande och individuell restidsvariation utifrån rutternas egenskaper.

Vi har delat upp data i tre tidsperioder: morgonrusning (måndag-fredag, 8-9), eftermiddagsrusning (måndag-fredag, 16-17) och off-peak (söndag 8-9). För varje rutt och tidsperiod tar vi bort alla observationer som är markerade som outliers såväl som de nedre och övre 2,5 procenten av de återstående restidsobservationerna. Efter den här trimningen kasserar vi alla rutter med för få antal observationer under antingen morgon- eller eftermiddagsrusningen för att kunna genomföra den statistiska analysen. Detta ger en slutlig uppsättning av 26 rutter, listade i tabell 8.

Tabell 8 Rutter som använts i analysen och deras egenskaper

Rutt	Längd (m)	Region	Typ	Riktning
1. E4/E20 S Västberga - Västertorp	1225	Söder	Motorväg	Ut
2. E4/E20 S Lindvreten - Fittja	2178	Söder	Motorväg	Ut
3. E4/E20 S Fittja - Botkyrka	1572	Söder	Motorväg	Ut
4. 226 S Lännavägen - Glömstavägen	2046	Söder	Huvudled	Ut
5. E4/E20 N Västertorp - Västberga	1237	Söder	Motorväg	In
6. E4/E20 N Fittja - Lindvreten	2175	Söder	Motorväg	In
7. E4/E20 N Botkyrka - Fittja	1562	Söder	Motorväg	In
8. 226 N Glömstavägen - Lännavägen	2044	Söder	Huvudled	In
9. 226 S Glömstavägen - Hälsovägen	2083	Söder	Huvudled	Ut
10. 226 N Hälsovägen - Glömstavägen	2083	Söder	Huvudled	In
11. 73 S Sofielundsplan - Gubbängen	2083	Söder	Huvudled	Ut
12. 73 N Gubbängen - Sofielundsplan	2083	Söder	Huvudled	In
13. 73 S Gubbängen - Farsta	2083	Söder	Huvudled	Ut
14. 73 N Farsta - Gubbängen	2083	Söder	Huvudled	In
15. 73 N Skogås - Farsta	2083	Söder	Huvudled	In
16. E18 O Kallhäll - Jakobsberg	3200	Norr	Motorväg	In
17. E18 O Jakobsberg - Barkarby	1100	Norr	Motorväg	In
18. E18 O Barkarby - Hjulsta	2500	Norr	Motorväg	In
19. E18 V Hjulsta - Barkarby	2500	Norr	Motorväg	Ut
20. E18 V Barkarby - Jakobsberg	1100	Norr	Motorväg	Ut
21. E18 V Jakobsberg - Kallhäll	3200	Norr	Motorväg	Ut
22. E18 O Mörby - Lahäll	2022	Norr	Motorväg	Ut
23. E18 O Lahäll - Viggbyholm	4620	Norr	Motorväg	Ut
24. E18 V Viggbyholm - Lahäll	4629	Norr	Motorväg	In
25. E18 V Lahäll - Mörby	2000	Norr	Motorväg	In
26. E18 V Mörby - Ålkistan	3000	Norr	Motorväg	In

Resenärers erfarenhet

Som mått på bilisternas erfarenhet av en rutt använder vi det genomsnittliga antalet resor per fordons-ID under mätperioden. På grund av omhashningen av fordons-ID förväntar vi oss att det verkliga antalet resor per fordon är högre. Vi är dock framför allt intresserade av variationen hos antal resor per ID mellan olika rutter och tidsperioder, särskilt morgon- och eftermiddagsrusningarna. För att utvärdera hur ruttens egenskaper och tidsperioden påverkar antalet resor per ID skattar vi en linjär regressionsmodell,

$$\mathrm{TripsPerID}_{pr} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Direction}_r + \beta_2 \mathrm{Region}_r + \beta_3 \mathrm{Roadtype}_r + \beta_4 \mathrm{Period}_p + \beta_5 \mathrm{Direction}_r \cdot \mathrm{Period}_p + \epsilon_{pr}$$
$$p \in \{am, pm\},\ r \in \{1,2,\dots,R\} \qquad (8)$$

där $p \in \{\mathrm{am}, \mathrm{pm}\}$ anger tidsperioden, $r \in \{1, \ldots, R\}$ anger rutten, och $R = 26$ är antalet rutter. Modellen innehåller ruttens region (norr eller söder om centrum), type (motorväg eller huvudled) och riktning (in mot eller ut från centrum), samt interaktioner mellan riktning och tidsperiod, som förklaringsvariabler. På detta sätt är det möjligt att skilja mellan morgonens och eftermiddagens pendlingsresor in mot och ut från stadskärnan.

Individuell restidsvariation

Låt T_{ijk} beteckna restiden på en viss rutt för dag i under tidsintervallet j för fordonet k. Vi delar upp både morgon- och eftermiddagens rusningsperioder i tidsintervall på cirka 15 minuter. I stället för att modellera restiden direkt modellerar vi medelhastigheten $v_{ijk} = L/T_{ijk}$, där L är längden på rutten. Det främsta skälet till denna transformation är att fördelningen av medelhastigheten tenderar att vara mer symmetrisk och mer lik en normalfördelning för de rutter som studeras i fallstudien (jämför figur 7).

Hastigheten v_{ijk} modelleras som summan av en deterministisk medelhastighet μ_{ij} och en slumpmässig term u_{ijk} med medelvärde 0. Den deterministiska termen modelleras som en linjär funktion av en uppsättning prediktorer,

$$\mu_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Interval}_j + \beta_2 \mathrm{Weekday}_i + \beta_3 \mathrm{Month}_i, \tag{9}$$

där $\mathrm{Interval}_j$, $\mathrm{Weekday}_i$ och Month_i är kategoriska variabler för tidsintervallet, veckodagen respektive månaden för observationen, representerade som uppsättningar av dummyvariabler med tillhörande parametervektorer β_1, β_2 och β_3.

Slumptermen u_{ijk} delas upp i en komponent mellan dagar ε_i, en komponent inom dagen mellan tidsintervall ε_{ij}, en komponent mellan resenärer ε_k (beständig över dagar och tidsintervall), och en residual komponent ε_{ijk}. Den slutliga modellspecifikationen är

$$v_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Interval}_j + \beta_2 \mathrm{Weekday}_i + \beta_3 \mathrm{Month}_i + \epsilon_i + \epsilon_{ij} + \epsilon_k + \epsilon_{ijk} \tag{10}$$

Slumptermerna antas vara oberoende och normalfördelade. Komponenten mellan dagar har varians σ_d^2, komponenten mellan tidsintervall har varians σ_i^2, komponenten mellan resenärer har varians σ_v^2, och residualkomponenten har varians σ^2.

Den stokastiska restidskomponenten kan nu delas upp i en del inom resenären, dvs. $\varepsilon'_{ijk} = \varepsilon_i + \varepsilon_{ij} + \varepsilon_{ijk}$, och en del mellan resenärer, dvs. ε_k. Komponenten inom resenären återspeglar individens restidsosäkerhet. Över dagar, tidsintervall och fordon är storleken på variansen inom resenären $\sigma_\mathrm{d}^2 + \sigma_\mathrm{i}^2 + \sigma^2$, medan den totala restidsvariansen är $\sigma_\mathrm{d}^2 + \sigma_\mathrm{i}^2 + \sigma_\mathrm{v}^2 + \sigma^2$. Vi definierar den relativa inividuella restidsvariansen som kvoten mellan variansen inom resenären och den totala variansen,

$$\mathrm{RelIndTTV} = \frac{\sigma_\mathrm{d}^2 + \sigma_\mathrm{i}^2 + \sigma^2}{\sigma_\mathrm{d}^2 + \sigma_\mathrm{i}^2 + \sigma_\mathrm{v}^2 + \sigma^2} \tag{11}$$

Den här kvoten, som ligger mellan 0 och 1, fångar i vilken utsträckning then totala hastighetsvariationen över alla fordon representerar resenärens restidsosäkerhet.

Hastighetsmodellen i ekvation (10) estimeras separat för varje kombination av rutt och tidsperiod. Omnumrering av fordons-ID innebär att den relativa individuella restidsvariationen överskattas. Påverkan av ruttegenskaper och tidsperiod på den relativa individuella restidsvariationen kan dock utvärderas kvalitativt. Därför skattar vi en linjär regressionsmodell,

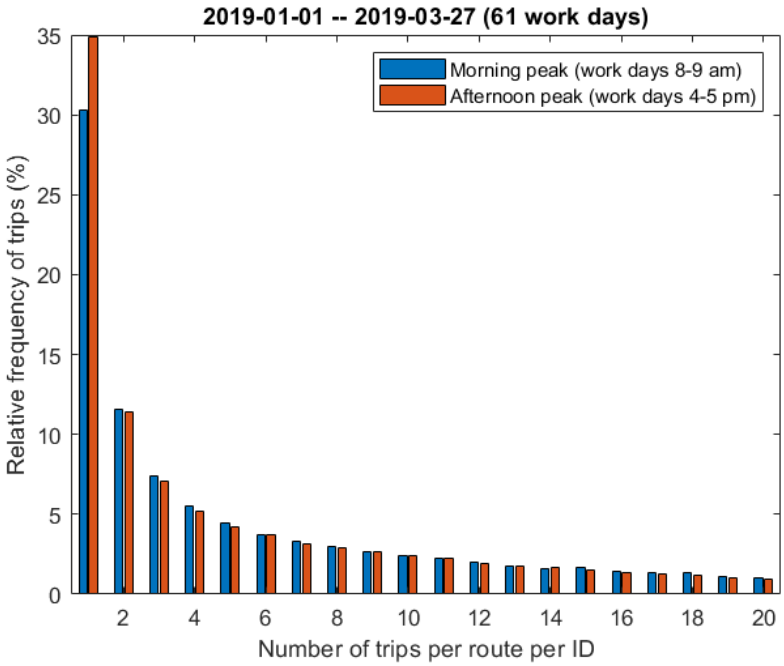
$$\begin{aligned}\mathrm{RelIndTTV}_{pr} &= \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Direction}_r + \beta_2 \mathrm{Region}_r + \beta_3 \mathrm{Roadtype}_r + \beta_4 \mathrm{Period}_p \\ &+ \beta_5 \mathrm{Direction}_r \cdot \mathrm{Period}_p + \beta_6 \mathrm{Congestion}_{pr} + \epsilon_{pr} \\ &p \in \{am, pm\},\ r \in \{1,2,\dots,R\}\end{aligned} \tag{11}$$

Förutom tidigare introducerade variabler definieras $\mathrm{Congestion}_{pr}$ som förhållandet mellan genomsnittlig ruttid i perioden *p* och den genomsnittliga ruttiden under lågtrafik, som visas i tabell 9.

4.3 Resultat

Resenärers erfarenhet

Figur 6 visar fördelningen av antalet resor under analysperioden per Bluetooth-ID och per rutt över alla 26 rutter. Blå och röda staplar indikerar morgonens respektive eftermiddagens rusningstimmar. Cirka en tredjedel av alla observerade resor genereras av fordon vars ID uppträder endast visas en gång på samma rutt under analysperioden. Således genereras cirka två tredjedelar av resorna av fordon som observeras minst två gånger på samma rutt. Det genomsnittliga antalet resor per ID är 2,20 under morgontimmen och 2,04 under eftermiddagstimmen. En högre andel återvändande resenärer under morgonen överensstämmer med det allmänna fenomenet att rese- och aktivitetsmönster tenderar att vara mer repetitiva på morgonen än på eftermiddagen.



Figur 6 Fördelning av antal resor per rutt per Bluetooth-ID under morgonens och eftermiddagens maxtimmar

Tabell 9 visar antalet resor per ID för varje rutt och morgon- och eftermiddagstimmen var för sig.

Tabell 9 Statistik för de analyserade rutterna

Rutt	Antal resor		Resor per ID		Trängsel		Rel. indiv. var.	
	fm	em	fm	em	fm	em	Fm	em
1. E4/E20 S Västberga - Västertorp	44579	63978	2.1716	2.1540	0.9967	1.1787	0.5278	0.7756
2. E4/E20 S Lindvreten - Fittja	42299	57918	2.2544	2.1644	0.9960	1.1966	0.5034	0.7552
3. E4/E20 S Fittja - Botkyrka	41243	54237	2.3280	2.1963	1.0016	1.1581	0.4977	0.7364
4. 226 S Lännavägen - Glömstavägen	9770	10836	1.7544	2.0119	1.0388	0.9350	0.7957	0.7793
5. E4/E20 N Västertorp - Västberga	52472	49165	2.3226	1.8895	1.4140	1.0343	0.9457	0.6870
6. E4/E20 N Fittja - Lindvreten	44379	48753	2.3183	1.9488	1.0277	1.0421	0.8095	0.6255
7. E4/E20 N Botkyrka - Fittja	38963	46615	2.3237	1.9531	1.0290	1.0507	0.7930	0.7041
8. 226 N Glömstavägen - Lännavägen	10268	14490	1.9125	1.8402	1.1340	1.0794	0.8842	0.7599
9. 226 S Glömstavägen - Hälsovägen	14026	16803	1.9277	2.1876	1.0563	1.0232	0.5459	0.6301
10. 226 N Hälsovägen - Glömstavägen	11238	18403	1.9064	1.9741	1.0526	1.1047	0.5563	0.5967
11. 73 S Sofielundsplan - Gubbängen	21071	45604	1.8922	2.3527	1.0057	1.3685	0.4642	0.7558
12. 73 N Gubbängen - Sofielundsplan	33772	22517	2.3778	1.8342	1.3432	1.0933	0.7844	0.7069
13. 73 S Gubbängen - Farsta	18489	34081	1.9217	2.3730	0.9991	1.2466	0.4701	0.7708
14. 73 N Farsta - Gubbängen	36400	25547	2.5203	1.9546	1.2294	0.8782	0.9549	0.5943
15. 73 N Skogås - Farsta	25078	22406	2.4272	1.9918	1.0914	0.9168	0.9084	0.5537
16. E18 O Kallhäll - Jakobsberg	24351	19734	2.1728	1.7624	1.4722	0.8819	0.9574	0.5791
17. E18 O Jakobsberg - Barkarby	24290	16387	2.0750	1.6202	1.8238	0.8432	0.9819	0.5629
18. E18 O Barkarby - Hjulsta	25751	10261	2.1994	1.4114	1.7843	0.8726	0.9524	0.5177
19. E18 V Hjulsta - Barkarby	14421	25575	1.7156	1.9279	0.9960	1.5205	0.4457	0.7681
20. E18 V Barkarby - Jakobsberg	14682	32589	1.6366	2.0378	1.0075	1.0985	0.5451	0.6553
21. E18 V Jakobsberg - Kallhäll	3327	26139	1.2456	2.0987	0.9944	1.1276	0.3563	0.7476
22. E18 O Mörby - Lahäll	23974	54689	2.4246	2.7474	1.0132	1.8027	0.5227	0.8774
23. E18 O Lahäll - Viggbyholm	18324	36477	2.7555	2.6573	1.0203	1.1486	0.4457	0.5151
24. E18 V Viggbyholm - Lahäll	24107	18450	2.7931	2.0925	1.8488	0.8210	0.8731	0.5491
25. E18 V Lahäll - Mörby	50803	25936	3.1998	2.2245	1.2644	0.9541	0.9178	0.5804
26. E18 V Mörby - Ålkistan	24044	7445	2.5336	1.5443	1.4228	0.8504	0.9507	0.5399

Skattningsresultaten visas i tabell 10. Interceptet representerar antalet resor per ID i referensalternativet: en huvudled i norra regionen i riktning mot stadens centrum under morgonrusningen. Det finns ingen statistiskt signifikant skillnad mellan norra och södra regionerna, inte heller mellan huvudleder och motorvägar. Det görs signifikant färre resor per ID under morgonrusningen ut från mot centrum. Vidare görs det signifikant färre resor per ID mot staden under eftermiddagen än under morgonen. Ett F-test visar att antalet resor per ID ut från staden under eftermiddagen inte signifikant skiljer sig från antalet resor per ID in mot staden på morgonen (F-statistika 0,9979, p-värde 0,323).

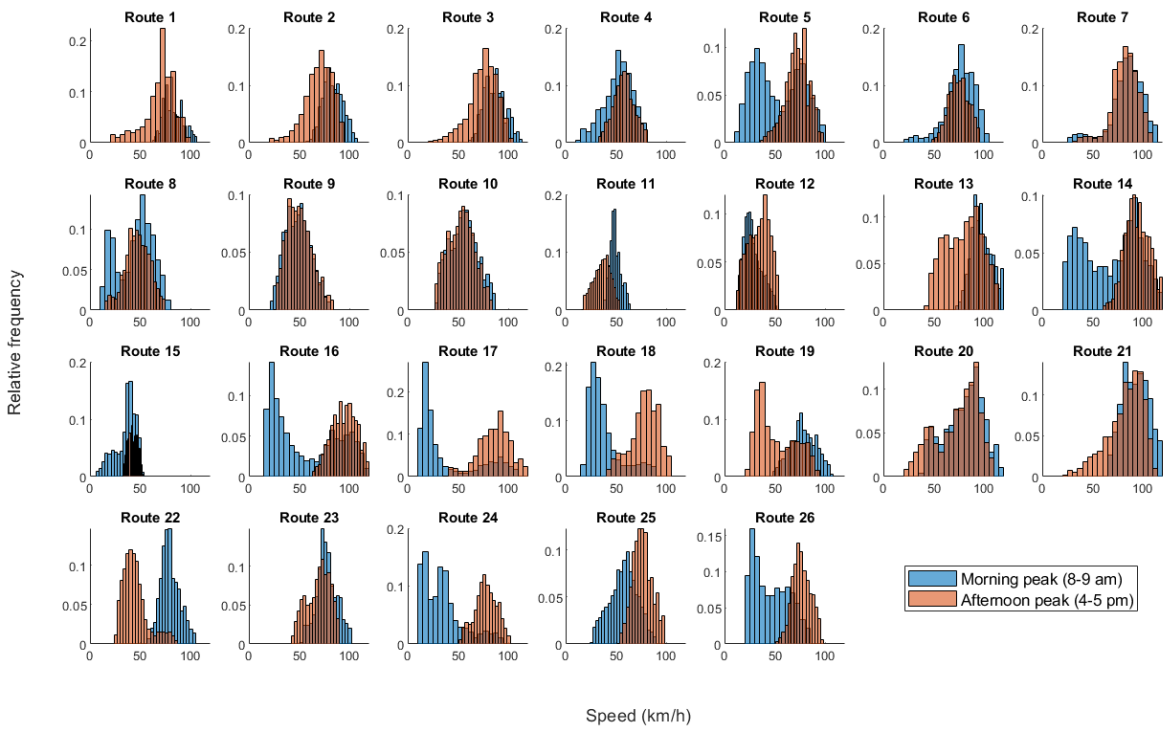
Tabell 10 Skattningsresultat för modellen för antal resor per ID

Parameter	Skattning	Standardfel	p-värde
Intercept	2.2748	0.15147	2.3566e-19
Riktning ut	-0.36363	0.12367	0.0051146
Region söder	0.037634	0.11283	0.74024
Vägtyp motorväg	0.10383	0.1172	0.74024
Period eftermiddag	-0.50289	0.11876	0.00010852
Riktning ut och period eftermiddag	0.74298	0.17481	0.0001032
Antal observationer	52		
R^2	0.327		
F-statistika mot konstant modell	4.46		0.00213

Sammantaget visar resultaten att en del av trafikflödet på rutterna består av återkommande resenärer, även om omnumreringen av fordons-ID snedvrider det uppskattade antalet resor per resenär nedåt. Antalet resor per ID är högre mot staden under morgontoppen och ut från staden under eftermiddagstoppen jämfört med andra situationer.

Individuell restidsvariation

Figur 7 visar de observerade fördelningarna av genomsnittlig hastighet (sträcka genom restid) för alla 26 rutter och morgon- och eftermiddagsrusningen var för sig. Många rutter uppvisar distinkt olika fördelningar på morgonen och eftermiddagen, vilket tyder på att trafikflödet till stor del består av pendlingsresor.



Figur 7 Restidsfördelningar under morgonens och eftermiddagens maxtimmar för de analyserade rutterna

Hastighetsmodellen i ekvation (10) skattas separat för varje kombination av rutt och tidsperiod. Antalet observationer (resor) för varje rutt och tidsperiod visas i tabell 9. Tabell 9 visar också den relativa individuella restidsvariationen som beräknas från de uppskattade varianskomponenterna enligt ekvation (11). Värdena varierar mellan 0.35 och 0.98, med ett medelvärde på 0.71 under morgontimmen och 0.67 under eftermiddagstimmen.

För att utvärdera effekten av ruttegenskaper och tidsperiod skattar vi den linjära regressionsmodellen i ekvation (12) utifrån förklaringsvariablerna i tabell 8 och 9. Skattningsresultaten visas i tabell 11.

Det finns ingen statistiskt signifikant skillnad mellan huvudleder och motorvägar, och endast en svagt signifikant (p = 0,058) skillnad mellan norra och södra regionerna. Den relativa individuella restidsvariationen på morgonen är betydligt lägre i riktning ut från än in mot stadens centrum. Vidare är den relativa individuella restidsvariationen i riktning in mot staden signifikant lägre på eftermiddagen än på morgonen. Slutligen avslöjar ett F-test att den relativa individuella restidsvariationen ut från staden på eftermiddagen inte skiljer sig signifikant jämfört med in mot staden på morgonen (F-statistika 1.8362, p-värde 0,1822).

Tabell 11 Skattningsresultat för modellen för relativ individuell restidsvariation

Parameter	Skattning	Standardfel	p-värde
Intercept	0.45758	0.098372	2.9063e-05
Riktning ut	-0.27094	0.039169	1.352e-08
Region söder	0.059404	0.030595	0.058457
Vägtyp motorväg	0.006606	0.030901	0.83169
Period eftermiddag	-0.15433	0.040111	0.00037338
Riktning ut och period eftermiddag	0.31206	0.060556	5.5131e-06
Trängsel	0.28138	0.063649	6.1465e-05
Antal observationer	52		
R^2	0.784		
F-statistika mot konstant modell	27.3		1.87e-13

Trängselnivån på rutten har en signifikant positiv inverkan på den relativa individuella restidsvariansen. Detta innebär att varje förare har mindre inflytande på den valda hastigheten i överbelastade trafikförhållanden, vilket ligger i linje med intuitionen. En alternativ modellformulering som använder det genomsnittliga antalet resor per ID som förklaringsvariabel finner ingen signifikant effekt av denna variabel.

5. Slutsatser och diskussion

I en del av projektet har vi analyserat sambanden mellan enskilda resenärers uppskattning av både restidens systematiska variation (mellan typer av rutter, enskilda rutter av samma typ, och tid-på-dagen) och mer slumpmässiga variation (dag-till-dag), med motsvarande egenskaper hos observerade restider. En grundläggande svaghet med den genomförda delstudien ligger i att respondenterna i sina uppgivna restider inte tycks ha avgränsat sig på det sätt som var avsikten (bara rena körtider mellan de uppgivna ändnoderna).

Trots detta anser vi att det utvecklade analytiska ramverket gör det möjligt att dra vissa övergripande slutsatser med bäring på studiens inledande frågeställningar:

Bilister har, genom sina erfarenheter, skaffat sig förmåga att på övergripande nivå förutse hur restiden kommer att påverkas av i vilken typ av miljö, och under vilken tid på dagen, resan sker. Denna generella förmåga drar de nytta av när de i vår studie ombeds uppskatta restiden för en specifik rutt under specifika omständigheter Däremot har de dålig förmåga att uppskatta hur restiden för en specifik rutt, under specifika omständigheter, skiljer sig från restiden på andra, liknande rutter.

Vi anser att det ovanstående sammantaget stöder hypotesen att resenärerna i gemen i huvudsak baserar sin planering och schemaläggning inför en specifik resa på mer generella restidsprediktioner, som är underbyggda av deras samlade erfarenhet, (snarare än specifika erfarenheter eller annan information om restiden på den specifika rutten)

Angående restidsvariation kan vi konstatera att det är svårt att via erfarenhet få en god bild av vad som påverkar restidsvariationen och i vilken utsträckning. Mönstret är komplext. Denna svårighet avspeglas i att respondenternas prediktioner av (variationsmönstret när det gäller) restidsvariation är sämre än deras prediktioner av (variationsmönstret när det gäller) förväntad restid. Detta sammantaget bör kunna tas som stöd för hypotesen att restidens faktiska variation för en viss specifik rutt, under en viss specifik tid på dagen) ger en långt ifrån komplett bild av den restidsosäkerhet som resenärer måste ta höjd för i sin planering och schemaläggning.

Slutligen: Man skulle kunna tro att förare som har stor erfarenhet av att färdas längs en specifik rutt skulle ha bättre förmåga att göra restidsuppskattningar för denna specifika rutt, och till exempel förutse hur den varierar mellan olika tider på dagen, och dag-till-dag. Våra resultat visar dock inte alls på några sådana samband. Erfarna förare har minst lika svårt att förutse hur restiden varierar, såväl när det gäller ”systematisk” som ”slumpmässig” variation, som förare som saknar sådan specifik erfarenhet.

Projektet har också undersökt i vilken utsträckning fordonen som korsar en rutt är återkommande resenärer, beroende på attribut som vägtyp, riktning relativt stadens centrum och tid på dagen. Med hjälp av data från Bluetooth- och Wifi-sensorer under en tremånadersperiod har vi funnit att det genomsnittliga antalet resor per fordons-ID är högre mot staden på morgontoppen och ut från staden på eftermiddagen, vilket är förenligt med vetskapen att pendlingsresor tenderar att ha den högsta regelbundenheten över dagar.

Vi har även föreslagit en modell för hastighetsfördelningar hos rutter, som separerar variationen i en komponent med variation mellan resenärer, och en komponent med variation inom varje resenär. Komponenten inom resenären delas vidare upp i variation mellan dagar, variation mellan tidsintervall, samt återstående variation inom dag, tidsintervall och resenär. Resultaten av modellberäkningar visar att den relativa individuella (inom resenären) variationen är betydligt högre i pendlingsriktningen (mot staden på morgonen och ut från staden på eftermiddagen) och på rutter med hög trängselnivå. Då pendlingsriktningen också kan tänkas vara en indikator för trängsel tycks trängsel vara den viktigaste faktorn som förklarar den relativa restidsosäkerheten. Detta överensstämmer med intuitionen att mer trängsel leder till lägre flexibilitet i val av hastighet.

På grund av en viss omnumrering över tiden av fordons-ID i datan som använts är den exakta frekvensen med vilken resenärer använder en rutt samt storleken på variabiliteten mellan resenärer och inom varje resenär svåra att skatta. Den beräknade frekvensen är låg, vilket i och för sig är i linje med analyser av data från trängselavgiftsportaler. Eftersom omhashningen rimligen är oberoende av geografi och tid på dagen så har vi kunnat göra relativa studier mellan rutter och tidsperioder. Resultaten indikerar att det måste göras en åtskillnad mellan variabiliteten inom resenären, vilket motsvarar restidsosäkerheten, och den totala variabiliteten som vanligtvis används i bedömningarna av restiders tillförlitlighet. Den relativa storleken på de två termerna varierar systematiskt med ruttegenskaper och tidsperioder. Utan denna åtskillnad kan kostnaderna för restidsvariabilitet överskattas.

Ytterligare forskning behövs för att utvärdera allmängiltigheten hos resultaten i olika miljöer. Resultatens robusthet bör också verifieras genom att tillämpa analysen på data som inte har problem med omnumrerade fordons-ID.

Referenser

Bates, J., Polak, J., Jones, P., och Cook, A. The valuation of reliability for personal travel. Transportation Research Part E, 37(2-3):191-229, 2001.

Bhat, C. R. och Misra, R. Discretionary activity time allocation of individuals between in-home and out-of-home and between weekdays and weekends. Transportation, 26:193-209, 1999.

Bhat, C. R. och Sardesi, R. The impact of stop-making and travel time reliability on commute mode choice. Transportation Research Part B, 40(9):709-730, 2006.

Carrion, C. och Levinson, D. Value of travel time reliability: A review of current evidence. Transportation Research Part A, 46:720-741, 2012.

Colonna, P., Intini, P., Berloco, N. och Ranieri, V. The influence of memory on driving behavior: How route familiarity is related to speed choice. An on-road study. Safety Science, 82:456-468, 2016.

de Jong, G. C. och Bliemer, M. C. J. On including travel time reliability of road traffic in appraisal. Transportation Research Part A, 73:80-95, 2012.

de Palma, A. och Picard, N. Route choice decision under travel time uncertainty. Transportation Research Part A, 39(4):295-324, 2005.

Devarasetty, P. C., Burris, M. och Douglass-Shaw, W. The value of travel time and reliability-evidence from a stated preference survey and actual usage. Transportation Research A, 46(8):1227-1240, 2012.

Engelson, L. och Fosgerau, M. Scheduling preferences and the value of travel time information. Transportation Research Part B. 2020;134:256-265. doi:10.1016/j.trb.2020.02.010

Fosgerau, M. och Engelson, L. The value of travel time variance. Transportation Research Part B, 45(1):1-8, 2011.

Fosgerau, M. och Fukuda, D. Valuing travel time variability: characteristics of the travel time distribution on an urban road. Transportation Research Part C, 24:83{101, 2012.

Fosgerau, M. och Karlström, A. The value of reliability. Transportation Research Part B, 44(1):38-49, 2010.

Goulet-Langlois, G., Koutsopoulos, H. N. Zhao, Z. och Zhao, J. Measuring regularity of individual travel patterns. IEEE Transactions on Intelligent Transportation Systems, 19(5):1583-1592, 2018.

Guo, F. Rakha, H. och Park, S. Multistate model for travel time reliability. Transportation Research Record, 2188(1):46-54, 2010.

Hollander, Y. och Liu, R. Estimation of the distribution of travel times by repeated simulation. Transportation Research Part C, 16:212-231, 2008.

Jenelius, E. och Koutsopoulos, H. N. Travel time estimation for urban road networks using low frequency probe vehicle data. Transportation Research Part B, 53:64-81, 2013.

Kim, J. och Mahmassani, H. S. A finite mixture model of vehicle-to-vehicle and day-to-day variability of trac network travel times. Transportation Research Part C, 46:83-97, 2014.

Kim, J. och Mahmassani, H. S. Compound Gamma representation for modeling travel time variability in a traffic network. Transportation Research Part B, 80:40-63, 2015.

Kwon, J., Hranac, R. Petty, K. och Compin, N. Decomposition of travel time reliability into various sources. Transportation Research Record, 2229:28-33, 2011.

Li, Z. Tirachini, A. och Hensher, D. A. Embedding risk attitudes in a scheduling model: Application to the study of commuting departure time. Transportation Science, 46(2):170-188, 2012.

Ma, Z. Koutsopoulos, H. N. Ferreira, L. och Mesbah, M. Estimation of trip travel time distribution using a generalized Markov chain approach. Transportation Research Part C, 74:1-21, 2017.

Noland, R. B. och Polak, J. W. Travel time variability: A review of theoretical and empirical issues. Transport Reviews, 22(1):39-54, 2002.

Noland, R. B. och Small, K. A. Travel-time uncertainty, departure time choice, and the cost of morning commutes. Transportation Research Record, 1493:150-158, 1995.

Peer, S. Koopmans, C. och Verhoef, E. Prediction of travel time variability for cost-benefit analysis. Transportation Research Part A, 46:79-90, 2012.

Rahmani, M. Jenelius, E. och Koutsopoulos, H. N. Non-parametric estimation of route travel time distributions from low-frequency floating car data. Transportation Research Part C, 58B:343-362, 2015.

Ramezani, M. och Geroliminis, N. On the estimation of arterial route travel time distribution with markov chains. Transportation Research Part B, 46:1576-1590, 2012.

Richardson, A. J. and Taylor, M. A. P. Travel time variability on commuter journeys. High-Speed Ground Transportation, 6:77-99, 1978.

Stogios, Y. C. Brijmohan, A. Mahmassani, H. Kim, J. Chen, Y. och Vovsha, P. (red.) Incorporating Reliability Performance Measures into Operations and Planning Modeling Tools. The National Academies Press, Washington, DC, 2014.

Susilawati, Taylor, M. A. P. och Sekhar, S. V. C. Distributions of travel time variability on urban roads. Journal of Advanced Transportation, 47(8):720-736, 2013.

Susilo, Y. O. och Axhausen, K. W.. Repetitions in individual daily activity-travel-location patterns: a study using the Herndahl-Hirschman index. Transportation, 41:995-1011, 2014.

Taylor, M. A. P. Travel through time: the story of research on travel time reliability. Transportmetrica B: Transport Dynamics, 1(3):174-194, 2013.

Tilahun, N. Y. och Levinson, D. M. A moment of time: Reliability in route choice using stated preference. Journal of Intelligent Transportation Systems, 14(3):179-197, 2010.

Tu, H. Monitoring Travel Time Reliability on Freeways. PhD thesis, Delft University of Technology, 2009.

Yang, S. och Wu, Y.-J. Mixture models for tting freeway travel time distributions and measuring travel time reliability. Transportation Research Record, 2594(1):95-106, 2016.

Yildirimoglu, M., Limniati, Y., och Geroliminis, N. Investigating empirical implications of hysteresis in day-to-day travel time variability. Transportation Research Part C: Emerging Technologies, 55:340-350, 2015.

Bilaga (till kapitel 3)

Tabell Bilaga 1: Parameterskattningar observerade restider

	Mean			Std.dev		
	Estimate	Std.	t-value	Estimate	Std.	t-value
$\alpha^{o}_{everning\|motorway}$	57.79	3.00	19.24	1.06	0.91	1.17
$\beta^{o}_{midday\|motorway}$	-1.43	4.25	-0.34	2.31	1.28	1.81
$\beta^{o}_{AM\|motorway}$	-8.92	4.25	-2.10	6.67	1.28	5.20
$\beta^{o}_{PM\|motorway}$	-10.86	4.25	-2.56	6.88	1.28	5.37
$\beta^{o}_{midday\|mix}$	-19.43	4.25	-4.58	2.52	1.28	1.96
$\beta^{o}_{evening\|mix}$	-16.21	4.25	-3.82	0.23	1.28	0.18
$\beta^{o}_{AM\|mix}$	-24.36	4.25	-5.74	3.83	1.28	2.99
$\beta^{s}_{PM\|mix}$	-26.41	4.25	-6.22	3.42	1.28	2.67
$\beta^{o}_{midday\|urban}$	-34.01	6.01	-5.66	0.35	1.81	0.19
$\beta^{o}_{evening\|urban}$	-32.68	6.01	-5.44	0.23	1.81	0.13
$\beta^{o}_{AM\|urban}$	-35.17	6.01	-5.86	0.99	1.81	0.55
$\beta^{o}_{PM\|urban}$	-37.08	6.01	-6.17	1.06	1.81	0.58
Degree of freedom	100			100		
Adjusted R-squared:	0.525			0.331		

Tabell Bilaga 2: Parameterskattningar subjektiva restider

	Mean			Std.dev		
	Estimate	Std.	t-value	Estimate	Std.	t-value
$\alpha^{s}_{everning\|motorway}$	24.00	0.49	48.69	10.55	0.32	32.99
$\beta^{s}_{midday\|motorway}$	-2.79	0.64	-4.38	-0.59	0.41	-1.43
$\beta^{s}_{AM\|motorway}$	-8.66	0.69	-12.61	-1.87	0.45	-4.19
$\beta^{s}_{PM\|motorway}$	-7.71	0.64	-11.97	-1.55	0.42	-3.72
$\beta^{s}_{midday\|mix}$	-6.05	0.67	-9.04	-1.86	0.43	-4.28
$\beta^{s}_{evening\|mix}$	-5.28	0.68	-7.76	-2.24	0.44	-5.08
$\beta^{s}_{AM\|mix}$	-10.96	0.67	-16.47	-3.28	0.43	-7.60
$\beta^{s}_{PM\|mix}$	-9.72	0.69	-14.10	-2.74	0.45	-6.13
$\beta^{s}_{midday\|urban}$	-11.20	0.65	-17.12	-3.73	0.42	-8.79
$\beta^{s}_{evening\|urban}$	-8.09	0.55	-14.62	-3.25	0.36	-9.04
$\beta^{s}_{AM\|urban}$	-13.04	0.55	-23.51	-4.28	0.36	-11.91
$\beta^{s}_{PM\|urban}$	-13.71	0.65	-21.01	-4.53	0.42	-10.72
Degree of freedom	6618			6618		
Adjusted R-squared:	0.144			0.046		

Tabell Bilaga 3: Parameterskattningar subjektiva restider, enbart förare med ruttspecifik erfarenhet

	Mean			Std.dev		
	Estimate	Std.	t-value	Estimate	Std.	t-value
$\alpha^s_{everning\|motorway}$	32.56	1.58	20.57	14.88	1.03	14.49
$\beta^s_{midday\|motorway}$	-7.43	2.17	-3.43	-2.96	1.41	-2.10
$\beta^s_{AM\|motorway}$	-16.42	2.10	-7.82	-3.42	1.36	-2.51
$\beta^s_{PM\|motorway}$	-10.46	1.92	-5.46	-1.70	1.24	-1.37
$\beta^s_{midday\|mix}$	-11.03	2.49	-4.44	-1.79	1.61	-1.11
$\beta^s_{evening\|mix}$	-10.92	2.19	-4.98	-4.99	1.42	-3.51
$\beta^s_{AM\|mix}$	-16.26	2.14	-7.59	-5.88	1.39	-4.24
$\beta^s_{PM\|mix}$	-16.73	2.09	-8.00	-5.37	1.36	-3.96
$\beta^s_{midday\|urban}$	-18.79	1.94	-9.69	-6.72	1.26	-5.34
$\beta^s_{evening\|urban}$	-15.10	1.80	-8.41	-5.94	1.16	-5.11
$\beta^s_{AM\|urban}$	-20.33	1.97	-10.32	-7.30	1.28	-5.71
$\beta^s_{PM\|urban}$						
Degree of freedom	748			748		
Adjusted R-squared:	0.178			0.081		

Tabell bilaga 4: Parameterskattningar subjektiva restider, enbart förare utan ruttspecifik erfarenhet

	Mean			Std.dev		
	Estimate	Std.	t-value	Estimate	Std.	t-value
$\alpha^s_{everning\|motorway}$	22.72	0.51	44.44	9.89	0.33	29.94
$\beta^s_{midday\|motorway}$	-1.93	0.66	-2.95	-0.15	0.42	-0.36
$\beta^s_{AM\|motorway}$	-7.53	0.72	-10.47	-1.75	0.46	-3.77
$\beta^s_{PM\|motorway}$	-7.87	0.68	-11.58	-1.95	0.44	-4.43
$\beta^s_{midday\|mix}$	-5.05	0.68	-7.38	-1.56	0.44	-3.53
$\beta^s_{evening\|mix}$	-4.43	0.71	-6.28	-1.82	0.46	-4.00
$\beta^s_{AM\|mix}$	-10.15	0.69	-14.72	-2.88	0.45	-6.47
$\beta^s_{PM\|mix}$	-8.74	0.72	-12.10	-2.43	0.47	-5.20
$\beta^s_{midday\|urban}$	-10.16	0.69	-14.70	-3.41	0.45	-7.64
$\beta^s_{evening\|urban}$	-7.02	0.57	-12.24	-2.82	0.37	-7.59
$\beta^s_{AM\|urban}$	-11.84	0.57	-20.74	-3.72	0.37	-10.08
$\beta^s_{PM\|urban}$	-12.42	0.66	-18.90	-3.88	0.42	-9.13
Degree of freedom	5859			5859		
Adjusted R-squared:	0.139			0.040		

Tabell bilaga 5: Förväntade restider: Spearman's rangkorrelationskoefficient och teststatistikor

	mean	γ	$\zeta(\gamma = 0)$	γ_e	γ_{ie}	$T(\gamma_e = \gamma_{ie})$
	general	0.87	3.85	0.83	0.84	-0.08
urban	Off-peak midday					
	Off-peak evening	0.20	0.20			
	AM peak	0.40	0.41			
	PM peak					
mix	Off-peak midday	-0.74	-2.78	-0.35	-0.64	0.80
	Off-peak evening	-0.51	-1.64	-0.37	-0.46	0.22
	AM peak	-0.38	-1.18	-0.43	-0.50	0.21
	PM peak	-0.10	-0.31	0.03	0.03	0.01
motorway	Off-peak midday	0.02	0.06	0.07	-0.06	0.27
	Off-peak evening	-0.07	-0.20	-0.07	-0.13	0.13
	AM peak	-0.03	-0.10	0.29	-0.01	0.65
	PM peak	0.23	0.68	0.39	0.12	0.60

Tabell bilaga 6: Restidens standardavvikelse
: Spearman's rangkorrelationskoefficient och teststatistikor

	Std.dev	γ	$\zeta(\gamma = 0)$	γ_e	γ_{ie}	$T(\gamma_e = \gamma_{ie})$
	general	0.10	0.31	0.17	0.01	0.34
urban	Off-peak midday					
	Off-peak evening	-0.60	-0.67			
	AM peak	-0.80	-1.07			
	PM peak					
mix	Off-peak midday	0.19	0.56	-0.24	0.36	-1.23
	Off-peak evening	-0.01	-0.04	0.08	-0.04	0.26
	AM peak	-0.26	-0.77	-0.33	-0.13	-0.44
	PM peak	-0.20	-0.58	-0.31	-0.21	-0.24
motorway	Off-peak midday	-0.43	-1.35	0.13	-0.47	1.31
	Off-peak evening	0.32	0.97	0.33	0.33	0.01
	AM peak	0.44	1.38	0.37	0.43	-0.13
	PM peak	-0.01	-0.04	-0.18	0.15	-0.70