

# **Förseningar, restidsosäkerhet och trängsel i samhällsekonomiska kalkyler**

Underlag till ASEK-arbetet 2002

Jonas Eliasson  
Transek AB  
3 maj 2002

## Innehållsförteckning

1	INTRODUKTION	3
2	FÖRSENINGAR, RESTIDSVARIATION, TRÄNGSEL	4
2.1	Restiderna blir osäkra .....	4
2.2	Trafiksystemet blir känsligare för störningar.....	4
2.3	Att köra i en bilkö kan upplevas som ett obehag i sig.....	4
3	VÄRDERING AV RESTIDSOSÄKERHET	5
3.1	Teoretisk ram .....	5
3.2	Värderingar ur litteraturen .....	6
3.3	Rekommendation .....	8
4	VÄRDERING AV OVÄNTADE FÖRSENINGAR	9
4.1	Värderingar ur litteraturen .....	10
4.2	Rekommendation .....	10
5	BILKÖRNING I KÖ OCH TRÄNGSEL	12
5.1	Värderingar ur litteraturen .....	12
5.2	Rekommendation .....	12
6	ATT BERÄKNA OSÄKERHET, FÖRSENINGAR OCH BILKÖER	13
6.1	Modellberäknad variation i restid.....	13
6.2	Modellberäknade effekter av oväntade förseningar.....	16
6.3	Modellberäknade köer .....	18
7	SAMMANFATTNING	19
7.1	Restidsvariation .....	19
7.2	Oväntade förseningar .....	19
7.3	Körning i bilkö.....	20
8	REFERENSER	21

## 1 Introduktion

Allt eftersom vägträngseln i storstäderna förvärras blir problemen med förseningar, bilköer och osäkerhet i restider allt tydligare. I somliga fall upplevs dessa problem som allvarligare följder av trängseln än de ökade restiderna. Investeringar i infrastruktur (i vid betydelse) motiveras minst lika ofta med att köer och förseningar ska minska som med att själva restiderna ska bli kortare.

Med denna bakgrund blir det ett allt större problem att förseningar, restidsosäkerhet och bilköer vanligtvis inte avspeglas i de samhällsekonomiska kalkylerna. Om en åtgärd eller investering syftar till att avhjälpa just dessa problem, och kanske först i andra hand till att minska restiderna, kan den samhällsekonomiska nyttan underskattas i betydande omfattning.

Ämnet för denna PM är hur förändringar i försening, restidsvariation och trängsel ska kunna tas med i de samhällsekonomiska kalkylerna. Fokus är i första hand på regionala bilresor i storstadsregioner, men mycket av det vi ska avhandla går att generalisera till såväl andra färdmedel som interregionala resor.

I avsnitt 2 redogör vi kort för distinktionerna mellan restidsvariation, förseningar till följd av tillfälliga störningar samt direkt onyttan av vägträngsel. Värderingar för dessa tre fenomen ur litteraturen är ämnet för avsnitt 3. För att fenomenen ska kunna föras in i de samhällsekonomiska kalkylerna måste man även kunna beräkna storleken av restidsvariationen osv. med tillgängliga trafikmodellverktyg. Hur detta kan gå till beskrivs i avsnitt 4. Avsnitt 5 sammanfattar våra rekommendationer.

## 2 Konsekvenser av trängsel

När trängseln i ett vägnät blir hög ökar naturligtvis restiderna. Men dessutom uppträder tre andra fenomen som bör tas med i en samhällsekonomisk bedömning av trängseln.

### 2.1 Restiderna blir osäkra

Två resor som görs längs samma rutt, samma veckodag och vid samma tid på dygnet kan ha helt olika restider, enbart på grund av att trängseln i sig gör att restiden varierar. Det innebär dels en onyttan genom att den som har en tid att passa måste ta till en marginal, dels en onyttan genom de förseningar som trots allt uppkommer om marginalen visade sig vara för liten. Den totala resuppooffringen blir alltså större än den rena restiden (plus reskostnaden, som vi kan försumma i det följande).

### 2.2 Trafiksystemet blir känsligare för störningar

En oväntad störning, som t ex en olycka eller ett plötsligt vägarbete orsakar större förseningar om trängseln på vägnätet är hög. Detta skiljer sig från den ”normala” restidsvariationen genom att trafikanterna inte kan skydda sig genom att ta till marginaler, eftersom förseningarna är just oförutsägbara. En helt oväntad försening kommer därför direkt att ge upphov till reella förseningar, inte bara ”förväntade” förseningar som i fallet ovan.

### 2.3 Att köra i en bilkö kan upplevas som ett obehag i sig

Förutom att bilköer ofta gör restiden osäker och gör att trafiksystemet blir känsligare för tillfälliga störningar kan det vara ett obehag i sig att köra bil i bilkö, eftersom körningen blir ryckig och allt annat än avspänd. Detta obehag har ett samhällsekonomiskt värde som i princip går att mäta.

## 3 Värdering av restidsosäkerhet

### 3.1 Teoretisk ram

Ett vanligt och praktiskt sätt att formulera problemet med variation i restid ur individens synvinkel är att formulera det som problemet att välja avresetidpunkt. Anta att individen har en "ideal" ankomsttidpunkt ("preferred arrival time"). Om restiden var känd och inte varierade vore förstås den bästa avresetidpunkten också känd; man startar helt enkelt så att man anländer precis vid den ideala ankomsttidpunkten<sup>1</sup>. Men om restiden varierar slumpmässigt beror valet av avresetidpunkten på konsekvenserna av för sen respektive för tidig ankomst. Anta att dessa konsekvenser beskrivs av följande funktion<sup>2</sup>, där  $t$  är restiden, SDE är hur många minuter man kommer för tidigt, SDL är hur många minuter man kommer för sent och  $D$  är 1 om man kommer för sent och 0 om man är i tid eller för tidig. (Vi har hoppat över reskostnaden, för den spelar ingen roll för resonemanget. Låt oss anta att  $\alpha$  är tidsvärdet i kr/min, så att nyttan  $u$  mäts i kronor.)

$$u = -\alpha t - \beta \text{SDE} - \gamma \text{SDL} - \theta D$$

Med denna ansats motsvarar en för tidig ankomst en onytt på  $\beta$  kr/minut, och en för sen ankomst en onytt på  $\gamma$  kr/minut plus ett extra "straff" på  $\theta$  kr, som man råkar ut för om man är sen överhuvudtaget. Vanligen är  $\beta < \alpha < \gamma$ , dvs. att vara framme är bättre än att vara på resa, och att bli sen är värst.

Anta nu att individen känner till hur restiden är fördelad, dvs. hur den slumpmässiga variationen ser ut. Då kan hon beräkna den avresetidpunkt som maximerar den förväntade nyttan<sup>3</sup>. I en modell för prognos av restidpunkt är det mycket intressant att

<sup>1</sup> Detta är inte alldeles sant. Om kapaciteten är begränsad och alla trafikanter har samma ideala ankomsttidpunkt så kan omöjligt alla anlända exakt vid  $T_0$ . I stället får trafikanterna justera sina avresetidpunkter så att summan av restiden och straffet för för sen/för tidig ankomst minimeras. Lärdomen är att för sena och för tidiga ankomster kan uppkomma även utan osäkerhet i restid. Denna extra komplikation försummar vi dock här. För den som vill läsa mer finns en serie artiklar av Arnott m fl, t ex Arnott (1990).

<sup>2</sup> Ansatsen tillskrivs vanligen Small (1982), men med tanke på hur naturlig den är så kan den mycket väl ha använts tidigare.

<sup>3</sup> Det är förstås inte realistiskt att individen först uppskattar en sannolikhetsfördelning och sedan löser ett komplicerat optimeringsproblem. Antagandet om optimal avresetidpunkt innebär i praktiken att individen testar olika avresetidpunkter tills hon hittar en tidpunkt där hon kommer "lagom" i tid, inte alltför tidigt men inte heller oacceptabelt ofta för sent.

studera hur denna ”bästa restidpunkt” beror på restidens fördelning samt parametrarna i nyttofunktionen. Dessutom beror ofta restidsfördelningen på restidpunkten.

Men det är inte vad vi vill veta i detta sammanhang, där ämnet är samhällsekonomiska effekter. Vårt intresse är i stället hur den *maximala förväntade nyttan* beror av parametrarna och restidsfördelningen, givet att individen maximerar sin nytta, dvs. väljer den bästa möjliga avresetidpunkten. Eller för att formulera det mindre matematiskt:

*Givet att individen gör det bästa av sin situation, vad är priset denne får betala för att restiden är osäker?*

Detta ”pris” består dels av den extra marginal man får ta till för att inte komma för sent alltför ofta, dels de sena ankomster som då och då blir följden. Det är denna storhet vi vill mäta och föra in i den samhällsekonomiska kalkylen<sup>4</sup>.

Lyckligtvis visar det sig att vi inte behöver mäta alla parametrarna som vi infört ovan, utan under vissa antaganden<sup>5</sup> räcker det att mäta en enda parameter, nämligen *priset på variation*. Mer exakt uttryckt kan man visa att den maximala förväntade nyttan  $u^*$  enbart beror på standardavvikelsen hos restiden samt en enda parameter förutom det vanliga tidsvärdet, så att vi kan skriva

$$u^* = -\alpha t - H\sigma$$

där  $\alpha$  är tidsvärdet som förut och  $H$  priset på variation. Ofta talar man om det *relativa värdet på variation*<sup>6</sup>  $H/\alpha$ , som mäter hur många minuter restid en variationsminskning på en minut motsvarar. Måttet är egentligen rätt tveksamt, men det är praktiskt eftersom det är möjligt att jämföra mellan studier.

### 3.2 Värderingar ur litteraturen

Vad har då tidigare undersökningar kommit fram till för värdering av restidsosäkerhet? Det visar sig att det finns betydande skillnader mellan olika studier. I tabellen nedan finns det relativa värdet på variation (kvoten variationsvärde/tidsvärde) för några publicerade studier. Värdena gäller arbetsresor

<sup>4</sup> Eventuellt kan onyttan öka ytterligare på grund av att själva osäkerheten är otrevlig i sig, s k riskaversion. Denna aspekt ryms inte i den lilla modellen ovan. Huruvida denna komponent är betydande är egentligen varken intressant eller möjligt att avgöra, utan den kommer att bakas in i det ”pris på osäkerhet” (analogt med det vanliga tidsvärdet) som vi kan mäta via SP- eller RP-data.

<sup>5</sup> Se Bates et al. (2001) och Noland and Polak (2001). Antagandet är att  $\theta = 0$ . Om restiden är exponentialfördelad gäller att  $H = \beta \ln(1 + \gamma/\beta)$ . Man kan visa att  $H$  är väsentligen konstant och en funktion av enbart  $\gamma$  och  $\beta$  för en bred klass av fördelningar (enligt Bates et al., 2001).

<sup>6</sup> ”Reliability ratio”; Black and Towriss (1993).

med bil om inte annat anges. När det står något i kolumnen ”Citerad i...” så har jag inte fått tag i originalkällan, utan litar på ett citat från en andrahandskälla.

Referens	Variations- värde/tidsvärde	Citerad i...
Abdel-Aty et al. (1995)	0.35	Small et al., 1995
Black and Towriss (1993a)	0.55	Cohen and Southworth, 1999
Black and Towriss (1993b) <sup>7</sup>	0.79	Bates et al. (2001)
Noland et al. (1998)	1.27	Noland et al. (2001)
Lam and Small (2001)	1.3	
Small et al. (2001)	1.3	
Bates et al. (2001)	1.1 – 2.2	Hävdar (utan ref.) att detta är ”typiska värden ur litteraturen”
Transek (2002)	0.96	endast pilotstudie
Rietveld	2.4	kollektivtrafik med glesa avgångar
Black and Towriss (1993a)	0.70	samtliga färdmedel och ärenden

Skillnaderna mellan värdena kan förklaras av skillnader mellan länder, befolkningsgrupper, hur man mätt variationen samt hur man presenterat den för intervjupersonerna.

Abdel-Aty et al. (1995) genomför en stated preference-undersökning (SP) och presenterar variationen som ” $x$  gånger per vecka blir du  $y$  minuter försenad”. I nyttofunktionen används sedan den standardavvikelse som impliceras av detta uttryck.

Black and Towriss (1993a,b) är också en SP-undersökning. Variationen presenterades som fem lika sannolika restidsutfall runt ett medelvärde, t ex ”4 min för tidig, 2 min för tidig, medel, 2 min för sen, 4 min för sen”. Den implicerade standardavvikelsen samt konsekvenser för för sen/för tidig ankomst användes i nyttofunktionen. Samma metod användes av Noland et al. (1998).

Lam and Small (2001) och Small et al. (2001) använder RP-data från en HOT-väg<sup>8</sup>. I den senare studien kombineras RP-datat med SP-data, och mixed logit-modeller estimeras. Dessa studier använder skillnaden mellan restiden median och 90-percentil i stället för standardavvikelsen som mått på variation. Värdet för det relativa värdet på variation i tabellen är egentligen en underskattning, eftersom alternativet till den avgiftsbelagda vägen var en hårt belastad väg, och tidsvärdet för körning i bilkö oftast är högre än det normala tidsvärdet.

<sup>7</sup> Här finns en viss förvirring i källorna. Black and Towriss’ uppsats har inte gått att få tag i, eftersom den bara publicerades som arbetsrapport av UK Department of Transport. Tydligt finns den i två versioner, varav den senare versionen kallas ”Final Report” av Bates et al. (2001).

<sup>8</sup> En HOT-väg (High Occupancy/Toll) är en väg med en snabb, avgiftsbelagd fil med vanliga filer parallellt.

Under hösten genomför Transek en SP-undersökning på Stockholmsbilister där bl a värderingen av restidsvariation ska mätas. Värdet i tabellen är från en pilotundersökning i april 2002, och är naturligtvis mycket preliminärt. Variationen presenterades som ett restidsintervall (t ex 25-35 minuter). Intervallet tolkades i analysen som ett 95% konfidensintervall, vilket implicerar en standardavvikelse som sedan användes i analysen.

I en annan del av samma pilotundersökning undersöktes också onyttan av en försening som inträffade i genomsnitt varannan vecka och vars längd varierade mellan 5 och 50 minuter. Värdet för denna försening var ca. 0.3-0.4 gånger det vanliga tidsvärdet. Det är svårt att översätta detta till ett relativt värde på variation på det sätt vi gjort ovan.

### **3.3 Rekommendation**

Det finns definitivt tillräckligt många studier för att man ska kunna hävda att minskning av restidsvariation har en betydande samhällsekonomisk nytta. Frågan är bara vilken värdering man ska använda. Varje förslag blir osäkert, men något värde är helt säkert bättre än inget.

Vår ganska konservativa rekommendation är att värdera restidsvariation, mätt som standardavvikelsen för restiden, till 0.9 gånger restidsvärdet. En bättre uppskattning kommer förhoppningsvis i höst, när Transeks studie är genomförd.



## 4 Värdering av oväntade förseningar

Vid oväntade förseningar som inte kunde förutses av dem som drabbas uppkommer samhällsekonomiska förluster för den som försenas, samt ofta för även ”tredje part”, t ex om ett sammanträde försenas på grund av att en nyckelperson fastnat i trafiken. Det är mycket svårt att mäta det samhällsekonomiska värdet av dessa förluster. De metoder man vanligen använder för att mäta värderingar av restidsvariation (oftast olika typer av hypotetiska val) bygger på antagandet att förseningar inträffar med någon känd frekvens som trafikanterna tar hänsyn till när de bestämmer sig för hur de ska resa. På så sätt kan man indirekt mäta värdet av en försening genom de extra uppoffringar som trafikanterna är villiga att göra för att undvika en försening.

Problemet är att frågeställningen inte fungerar när det är fråga om helt oväntade förseningar. Valet som trafikanter ställs inför (antingen i verkligheten eller i ett hypotetiskt spel) är att antingen ta ett billigare/snabbare alternativ, men löpa en viss risk att försenas, eller att ta ett dyrare/långsammare alternativ men löpa mindre eller ingen risk att komma för sent. Poängen är att detta val, för att frågan ska vara välställd, måste göras *före* resan. Det är ju meningslöst att fråga ”Nu blev du försenad en timme. Hade du varit beredd att få X minuter längre restid för att slippa denna försening?”. Självklart svarar man ”ja” om X är högst 60, och nej annars.

Det enda möjliga vore att *i efterhand* fråga ”Hade du varit beredd att betala X kronor för att slippa denna försening?”. Men det har i många andra sammanhang<sup>9</sup> visat sig att en sådan fråga är svår att besvara. De flesta har svårt att sätta sig in i situationen att kunna betala för att slippa en försening när den redan inträffat. Dessutom kan man hävda att själva existensen av en möjlighet att slippa förseningen förändrar situationen. Anta att man blivit försenad på väg till ett sammanträde. Om förseningen verkligen var omöjlig att förutse, och det inte finns något sätt att komma ifrån den, så finns antagligen en viss förståelse för den uppkomna situationen hos de andra som väntar på sammanträdet. Men om möjligheten att ”köpa sig fri” införs (om än hypotetiskt), så skapar det en förväntning hos de övriga på sammanträdet att den försenade ska göra just detta. Huruvida den försenade då väljer att betala beror då inte bara på hans egen betalningsvilja för att komma i tid, utan även på vad han tror om de andras reaktion om han *inte* köper sig fri.

Med denna bakgrund är det inte förvånande att det inte gjorts särskilt många studier som direkt studerar värdet av totalt oväntade förseningar. I stället har intresset riktats

<sup>9</sup> Den vanligaste tillämpningsområdet för dessa s k CV-frågor torde vara värdering av intrångseffekter.

mot hur stora uppoffringar individer är beredda att göra för att undvika förseningar som uppträder med en viss, känd risk (större än noll), vilket alltså inte är riktigt samma sak som att mäta värdet av en faktiskt inträffad försening.

## 4.1 Värderingar ur litteraturen

Wardman (2001) är en mycket omfattande metaanalys av olika typer av tidsvärden. Bl a jämför han resultaten av 5 undersökningar av förseningstid, med sammanlagt 18 förseningstidsvärden. Ett viktat medelvärde där hänsyn tas till undersökningarnas storlek, ursprung, socioekonomiska karakteristika osv. ger ett förseningstidsvärde som är 7.4 gånger högre än restidsvärdet, med en avsevärd standardavvikelse på 3.86.

Bates et al. (2001) nämner förhållandet 1:3 som ett ”typiskt” förhållande restid-förseningstid, vilket ligger inom bandet Wardman anger.

Banverkets nuvarande värdering av förseningstid för tågtrafikanter är knappt dubbelt så hög som restidvärderingen.

Avslutningsvis ska vi nämna att den studie som Transek genomför i höst innehåller ett par frågor som försöker mäta just betalningsviljan för att undvika genuint oväntade förseningar. Med de förbehåll som nämnts ovan kan ändå resultatet av denna undersökning vara av värde. En pilotundersökning i april 2002 ställde frågan om hur mycket man var villig att betala för att slippa en försening<sup>10</sup> på 40 minuter den morgon undersökningen genomfördes. Av de svarande var 32% beredda att betala, Deras genomsnittliga betalningsvilja var 104 kr, vilket motsvarar ett tidsvärde på 156 kr. Räknar man även med dem som inte alls ville betala får man en genomsnittlig betalningsvilja på 36 kr, vilket motsvarar ett tidsvärde på 54 kr.

Som vi redan nämnt ovan undersöktes också onyttan av en försening som inträffade i genomsnitt varannan vecka och vars längd varierade mellan 5 och 50 minuter. Värdet för denna försening var ca. 0.3-0.4 gånger det vanliga tidsvärdet. Om det omtolkas till ett värde på oväntad försening motsvarar det ett värde på 3-4 gånger det vanliga tidsvärdet.

## 4.2 Rekommendation

Förseningstid bör definitivt tas med i kalkylerna även för andra resor än tågresor, som är det enda sammanhang där förseningsvärden räknas med för närvarande.

---

<sup>10</sup> Situationen gällde en lastbil som vält tvärs över vägen. Bärgningsfirman kunde lotsa ett mindre antal bilar förbi stoppet mot en viss ersättning, och frågan gällde vad man var beredd att betala för denna tjänst.

Den nuvarande värderingen av förseningstid till knappt dubbla tidsvärdet för åktid verkar vara i lägsta laget. Tillgänglig litteratur pekar snarare på ett förhållande förseningstidsvärde/restidsvärde runt 3.

## 5 Bilkörning i kö och trängsel

Det finns ett obehag av att köra i bilköer som härrör från den ryckiga körningen och den ständiga anspänningen. Resor i bilköer ger dessutom upphov till osäkerhet i restid och förseningar, så det är svårt att skilja den *direkta* onyttan av körning i bilköer från dessa indirekta effekter.

### 5.1 Värderingar ur litteraturen

Värderingar av den direkta onyttan av körning i bilköer är sällsynta. I sin omfattande metaanalys anger Wardman (2001) tidsvärdet för resor i bilköer till 1.48 gånger det vanliga tidsvärdet, med en standardavvikelse på 0.32. I detta värde ingår dock även andra följder som t ex restidsosäkerhet. Vi kan dock uppskatta delen som härrör från den direkta kö-nyttan, om vi gör några antaganden på fri hand.

Anta att restidens standardavvikelse är 20% av restiden, ett ganska rimligt värde vid köförhållanden. Anta vidare att det relativa värdet på restidsvariation är 1.2. Då innebär det att komponenten i Wardmans värde (1.48) som härrör från osäkerhet i restid blir 1.24. I så fall skulle den direkta onyttan av kökörning vara  $0.24 * \text{restiden} * \text{tidsvärdet-utan-kö}$ .

Avslutningsvis ska vi nämna att Transeks undersökning i höst även studerar onyttan av kökörning. En pilotstudie i maj gav ett värde för kökörning som motsvarade 1.96 gånger det vanliga tidsvärdet. Även om frågan var framställd som att köer *inte* gav variation i restid är det inte säkert att värdet saknar en sådan komponent.

### 5.2 Rekommendation

Osäkerheterna kring den direkta onyttan av körning i bilkö är formidabla. Så länge inte dessa minskar – och med lite tur kan de göra det i höst – verkar det fåfängt att föreslå ett användbart värde.

## 6 Att beräkna osäkerhet, förseningar och bilköer

Vi har nu diskuterat vilka värderingar som bör användas för att konvertera restidsosäkerhet, förseningar och körning i bilkö till kronor. Men för att kunna ta med dessa saker i de samhällsekonomiska kalkylerna behöver vi kunna beräkna storleken på dessa fenomen. Framför allt behöver vi kunna beräkna hur mycket de förändras av en viss investering eller åtgärd.

Hur dessa beräkningar kan göras är ämnet för detta avsnitt. Vi ska redogöra för idéer för hur man kan beräkna restidsosäkerhet, oväntade förseningar samt andel av restiden som tillbringas i bilkö med hjälp av en vanlig trafikmodell, dvs. vanligen EMME/2. Egentligen är det inte så mycket färdiga idéer som ett antal forskningsprogram, för det är många detaljer som återstår att studera. Förhoppningsvis kan idéerna dels vara bättre än inget, dels utgöra en grund för fortsatta studier.

### 6.1 Modellberäknad variation i restid

Genuin restidsvariation, alltså sådan variation som uppträder från dag till dag utan att något särskilt händer, har två källor. För det första varierar *trafikvolymerna* från dag till dag på ett väsentligen slumpmässigt sätt, vilket gör att en resa längs samma rutt vid samma tid och veckodag tar olika lång tid. För det andra är restiden på en länk med hög belastning faktiskt *slumpmässig i sig*, vilket är ett intressant faktum som har fått mer uppmärksamhet i takt med att mikrosimulering av trafik blivit vanligare. Vi ska nu redogöra för hur man i princip kan beräkna var och en av dessa variationskomponenter utgående från vanliga EMME/2-data.

Först variationen som beror på variationer i trafikvolym. Anta att den slumpmässiga variationen på en viss länk vid en viss tidpunkt (klockslag, veckodag och årstid) i trafikvolym är 10%. Hur mycket restiden varierar på länken beror på hur mycket trafik som går på den. Är länken hårt belastad kommer 10% mer eller mindre göra stor skillnad i restid. Är länken praktiskt taget tom gör 10% hit eller dit ingen skillnad alls. Idén är nu att använda linjärapproximation runt medeltrafikvolymen.

Anta att VD-funktionen (restiden som funktion av trafikvolymen) för länken är  $t = t(f)$ , att medeltrafikvolymen som beräknats i en vanlig Emma-körning är  $f$  och att vi antar att trafikvolymen egentligen är en slumpvariabel  $F = f(1+x)$ , där  $x$  är en slumpvariabel med standardavvikelse  $\sigma_x$  och väntevärde 0. En rimlig siffra för  $\sigma_x$  vore

kanske 0.1, vilket skulle betyda att trafikvolymen ligger i intervallet  $f \pm 10\%$  ungefär 70% av tiden<sup>11</sup>. Då kan restidens standardavvikelse uppskattas till<sup>12</sup>

$$\sigma_t = t'(f)f\sigma_x$$

Det trevliga med idén är att det inte krävs någon information utöver vad som redan finns i EMME/2-systemet, så när som på en uppskattning av trafikvolymens standardavvikelse  $\sigma_x$ . Volymerna  $f$  beräknas ju redan, och VD-derivatorna  $t'(f)$  är bara att derivera fram. Det innebär att idén kan implementeras direkt i SamKalk. Lämpligen låter man  $\sigma_x$  vara en parameter som användaren kan specificera. Vill man vara ambitiös kan man naturligtvis låta  $\sigma_x$  variera mellan länkar och tidpunkter. Den andra trevliga egenskapen är att beräkningarna går snabbt, eftersom man bara behöver en funktionsevaluering ( $t'(f)$ ) och en multiplikation.

Låt oss nu övergå till restidsvariationen som härrör från själva trafiken. Det är välkänt att när trafiken på en väg börja närma sig vägens  $s$  *kritiska kapacitet* så börjar små slumpmässiga störningar i trafikflödet att fortplanta sig som ”chockvågor” genom trafikströmmen. Precis runt omkring den kritiska kapaciteten är känsligheten som störst. Därav följer att restidens varians är störst precis där. En intressant simulering (Nagel och Rasmussen 1995) illustrerar fenomenet.

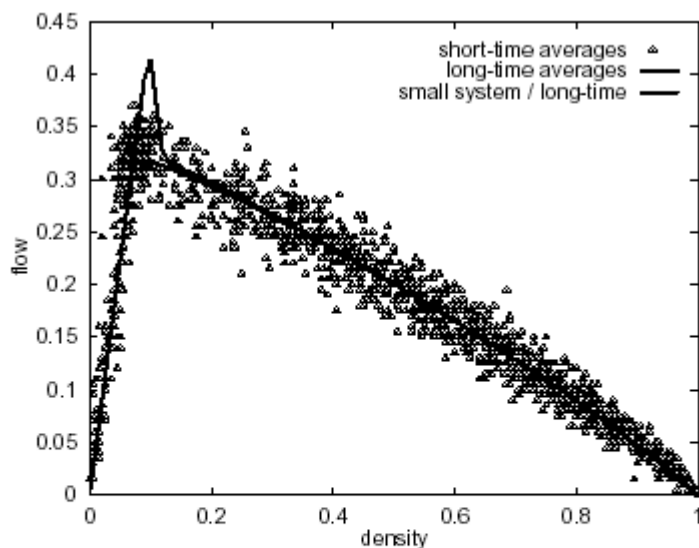


Figure 2. Fundamental diagram of the model (throughput versus density). Triangles: Averages over short times (200 iterations) in a sufficiently large system ( $L = 10,000$ ). Solid line: Long time averages ( $10^6$  iterations) in a large system ( $L = 10,000$ ). Dashed line: Long time averages ( $10^6$  iterations) for a small system  $L = 100$ .

<sup>11</sup> Alltså jämfört med samma tidpunkt och samma veckodag och utan särskilda externa störningar.

<sup>12</sup> Bevis: restiden blir en slumpvariabel  $T = t[f(1+x)]$ . Taylorutveckling runt  $f$  ger  $T = t(f) + t'(f)fx$ .  $E(T) = t(f)$  förstås, och  $V(T) = V[t'(f)fx] = [t'(f)f]^2\sigma^2$ . Rotutdragnig ger standardavvikelsen.

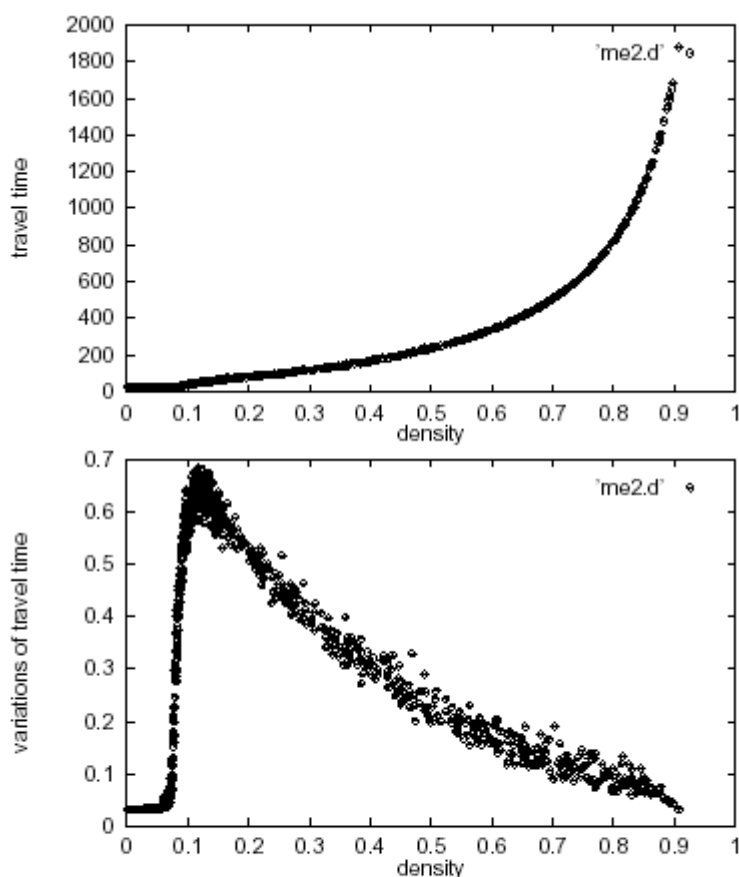


Figure 4. Travel time and variations of travel time as a function of density. System size  $L = 10^5$ , length of traveled subsection  $l = 10^2$ , measured time  $T = 10^5$  time-steps.

I systemet ovan motsvarar den kritiska kapaciteten en ”densitet” på omkring 0.1. En densitet på 1 motsvarar en proppfull väg där ingen bil kan röra sig. ”Figure 2” visar sambandet densitet-flöde (”throughput”), och ”Figure 4” överst visar sambandet densitet-restid. Den intressantaste bilden för våra syften är den ”Figure 4” nederst, som visar restidens varians, mätt som andel av restiden. Det framgår tydligt att det sker en *variansexplosion* strax före den kritiska kapaciteten. Sedan går variansen långsamt ner till 0 – vid stillastående trafik är ju restiden helt deterministisk.

Hur ska då detta implementeras med tillgängliga data? Ett enkelt förslag är att uppskatta denna komponent av restidsvariationen med följande funktion, som helt enkelt är en styckvis linjär anpassning av kurvan ovan. Låt  $f$  vara trafikvolymen på länken,  $C$  dess kritiska kapacitet och  $C_{max}$  den volym där trafiken står (praktiskt taget) still.  $t(f)$  är liksom tidigare restiden som funktion av trafikvolymen.

$$\sigma_t = \begin{cases} 0 & \text{om } f/C < 0.9 \\ 6[f/C - 0.9]t(f) & \text{om } 0.9 < f/C < 1 \end{cases}$$

$$0.6 \left( 1 + \frac{f - C}{C - C_{\max}} \right) t(f) \quad \text{om } 1 < f/C$$

Denna funktion skulle helt uppenbart må väl av vidare studier, men det principiella utseendet torde inte vara så helt fel ute. Värdena på  $C$  och  $C_{\max}$  kan hämtas ur befintliga länkdata. Viktigast att skaffa sig bättre uppfattning om är den maximala restidsvariansen, som här är satt till 0.6 med ledning av Nagel och Rasmussens resultat.

Sammanfattningsvis kan restidsvariansen  $\sigma_t$  som funktion av trafikvolymen  $f$  uppskattas till

$$\begin{aligned} \sigma_t = & \quad t'(f)f\sigma_x & \quad \text{om } f/C < 0.9 \\ & t'(f)f\sigma_x + 6[f/C - 0.9]t(f) & \quad \text{om } 0.9 < f/C < 1 \\ & t'(f)f\sigma_x + 0.6 \left( 1 + \frac{f - C}{C - C_{\max}} \right) t(f) & \quad \text{om } 1 < f/C \end{aligned}$$

där  $t(f)$  är VD-funktionen,  $\sigma_x$  är den relativa variationen i trafikvolym,  $C$  den kritiska kapaciteten och  $C_{\max}$  den maximala kapaciteten.

Observera att denna variation gäller per individ och per länk. För att få den totala variationen för hela systemet ( $S$ ) måste vi summera över länkar och individer (dvs. multiplicera med trafikvolymen på varje länk).

Det samhällsekonomiska värdet av restidsvariation har diskuterats ovan, och kan uppskattas till omkring 0.9 gånger restidsvärdet, alltså ca. 40 kr/h om restidsvärdet är 45 kr/h.

## 6.2 Modellberäknade effekter av oväntade förseningar

Vi övergår nu till att betrakta de oväntade förseningar som är följden av externa störningar, dvs. olyckor, bilar med bensinstopp osv. Idén är att beräkna dels frekvensen av sådana störningar per länk, dels hur stora förseningarna blir om en störning inträffar beroende på belastningen på länken. Notera att om inte konsekvenserna av störningen beror på länkelastningen så är det inte intressant för våra syften, eftersom störningseffekterna då inte kommer förändras av åtgärden/investeringen vi vill studera.

Det följande bygger på Cohen och Southworth (1999). Deras studie bygger på amerikanska data, så den skulle behöva anpassas till svenska förhållanden särskilt vad beträffar störningsfrekvenserna. Icke desto mindre bör deras arbete kunna ge en ett



förslag till en metod samt en uppfattning om vilka storleksordningar man bör förvänta sig.

Inför

- $f$  trafikvolym mätt som fordon/timme som kommer in på länken
- $C$  kapacitet (före olyckan), mätt som antal fordon/timme som kan passera länken
- $r$  kapacitetsreduktion: andel kapacitet som finns under olyckan. Om  $r = 0$  är vägen helt blockerad.
- $g$  avvecklingstakt: andel kapacitet vid köavvecklingen efter olyckan, alltså fordon/timme som försvinner ut från länken när vägen är klar igen. Om  $g = 1$  återgår vägen omedelbart till full kapacitet efter att vägen blivit klar.
- $T_i$  olyckans varaktighet (timmar)

Den totala förseningen som en olycka orsakar blir då

$$D = 0.5CT_i^2(f/C-r)(g-r)(g-f/C)$$

$f$  och  $C$  är redan kända genom VD-funktionerna i EMME/2. Om man ansätter typiska värden för olycksfrekvenser, varaktighet, kapacitetsreduktion och avvecklingstakt kan man beräkna förväntad total förväntad försening per länk.

Cohen och Southworth använder sedan amerikanska data för att beräkna förväntat antal förseningstimmar per fordonsmile (FF/fmile) för ”freeways” av olika storlekar.

Två filer i varje riktning:	$FF/fmile = 0.0154(f/C)^{18.7} + 0.00446(f/C)^{3.93}$
Tre filer i varje riktning:	$FF/fmile = 0.0127(f/C)^{21.2} + 0.00199(f/C)^{4.07}$
Fyra filer i varje riktning:	$FF/fmile = 0.00715(f/C)^{32.2} + 0.00653(f/C)^{5.27}$

Motsvarande funktioner för svenska förhållanden skulle alltså kunna implementeras direkt i SamKalk och beräknas per länk. Det förväntade antalet förseningstimmar ska alltså sedan multipliceras med länkens trafikarbete och förseningstidsvärdet för att ge ett värde i kronor.

Att på detta sätt beräkna det förväntade antalet förseningstimmar *per länk* är en approximation som bortser från *nätverkseffekter* på två sätt. För det första kommer stora olyckor att drabba även angränsande länkar genom att köerna växer in på andra länkar och även drabbar dem. För det andra kommer trafik som hör om olyckan på radio (eller motsvarande) att undvika den blockerade länken, vilket minskar köerna men å andra sidan i viss utsträckning drabbar trafikanter på andra länkar. Approximationen är dock bekväm och inte alltför verklighetsfrämmande.

En alternativ metod vore att simulera trafiksystemet med en simuleringsmodell som t ex Aimsun eller Contram. Genom att slumpvis låta olyckor inträffa på vägarna (i

datorn naturligtvis), och sedan låta information om olyckan i lagom takt sprida sig till de virtuella resenärerna i modellen kan man få betydligt mer exakta uppfattningar om konsekvenserna av olyckor. Denna metod är dock så komplicerad att den snarare lämpar sig för specialstudier där det primära syftet är att studera vägsystemets sårbarhet. Att förespråka att metoden regelmässigt skulle tillämpas vid samhällsekonomiska kalkyler är knappast realistiskt.

### 6.3 Modellberäknade köer

Beräkning av trafikarbete i bilköer förekommer redan. Transek genomför t ex för närvarande en studie åt Naturvårdsverket där utsläppsförändringar beräknas med hänsyn till hur andelen kökörning förändras av en förändring i länkelastningen.

Principen för att beräkna de samhällsekonomiska effekterna av förändringar i kökörning är enkel. Anta att vi har en värdering för körning i bilkö – säg 15 kr/h. Definiera ”kö” som trafik långsammare än 20 km/h, och säg att trafik med åtminstone 70% av skyltad hastighet är ”inte kö”. Applicera sedan kövärderingen så att den totala restiden i ”kö” värderas med 15 kr/h. För trafik mellan ”kö” och ”inte kö” justeras värderingen ner proportionellt.

Som vi nämnde ovan har vi ännu inte någon pålitlig värdering av kökörning, så i väntan på en sådan är beräkningarna en akademisk fråga.

## 7 Sammanfattning

### 7.1 Restidsvariation

Beräkna bidraget från länk  $m$  till den totala restidsvariationen i systemet genom

$$Var_m = f_m \sigma_{tm}$$

där

$$\sigma_{tm} = \begin{cases} t^2(f_m) f_m \sigma_x & \text{om } f/C < 0.9 \\ t^2(f_m) f_m \sigma_x + 6[f/C - 0.9] t(f_m) & \text{om } 0.9 < f/C < 1 \\ t^2(f_m) f_m \sigma_x + 0.6 \left( 1 + \frac{f_m - C}{C - C_{max}} \right) t(f_m) & \text{om } 1 < f/C \end{cases}$$

$f_m$  är flödet på länk  $m$ , och  $t(f_m)$  är restiden vid detta flöde.  $C$  och  $C_{max}$  är olika för olika länktyper, och tas ur trafikmodellens länkdata.  $\sigma_x$  är standardavvikelsen för den relativa variationen i trafikvolym (vid given länk och tidpunkt), och kan som en första uppskattning sättas till t ex 0.1. Vidare undersökningar behövs avseende denna parameter.

Variationen föreslås värderas till 0.9 gånger tidsvärdet, dvs. f n 31.50 kr/h för regionala privatesor. Ett mer underbyggt förslag kommer i början av hösten.

### 7.2 Övåntade förseningar

Beräkna bidraget från länk  $m$  till den totala mængden övåntade i systemet genom

$$Förs_m = f_m FF/fkm_m$$

där

$$FF/fkm = [0.0154(f/C)^{18.7} + 0.00446(f/C)^{3.93}]/1.609$$

Den senare funktionen gäller för en amerikansk "freeway" med två filer i varje riktning, och bör anpassas efter svenska förhållanden. Funktionen behöver anpassas till svenska förhållanden, i synnerhet vad gäller frekvensen av olyckor och andra störningar.

Oväntade förseningar föreslås värderas med 3 gånger restidsvärdet, dvs. f n 105 kr/h för regionala privatresor. För närvarande inkluderas endast förseningar för tågresor i kalkylerna. Det bör ändras till att omfatta alla resor.

### **7.3 Körning i bilkö**

Andel av den totala restiden som sker i kö kan tas ut från t ex EMME/2, om man definierar "kö" som t ex trafik långsammare än 15 km/h och "ingen kö" som trafik snabbare än 70% av skyltad hastighet. För "kötrafik" värderas restiden till t ex 1.25 gånger vanligt restidsvärde. För trafik i intervallet mellan "kö" och "ingen kö" dras värderingen ned proportionellt.

Vi rekommenderar dock inte att något kö-körningsvärde införs i kalkylerna innan det finns säkrare värden att använda. Ett mer underbyggt förslag kommer i början av hösten.

## 8 Referenser

- Abdel-Aty, M. R. Kitamura and P.P Jovanis(1995) Investigating effects of travel time variability on route choice using repeated-measurement stated preference data. *Transportation Research Record* 1493:39-45.
- Arnott, R., A. de Palma, R. Lindsey (1990) Departure time and route choice for the morning commute. *Transportation Research* **24A**, 209-228.
- Bates, J., J. Polak, P. Jones, A. Cook (2001) The valuation of reliability for personal travel. *Transportation Research* **37E**, 191-229.
- Black, I.G. and J.G. Towriss (1993a) *Demand effects of travel time reliability*. Centre for Logistics and Transportation, Cranfield Institute of Technology.
- Black, I.G. and J.G. Towriss (1993b) *Demand effects of travel time reliability*. Final report prepared for London Assessment Division, UK Department of Transport.
- Cohen, H. and F. Southworth (1999) On the measurement and valuation of travel time variability due to incidents on freeways. *Journal of Transportation and Statistics*, Dec. 123-131.
- Lam, T. and K. Small (2001) The value of time and reliability: measurement from a value pricing experiment. *Transportation Research* **37E**, 231-251.
- Nagel, K. and S. Rasmussen (1995) Traffic at the edge of chaos. In *Artificial Life IV: Proceedings of the Fourth International Workshop on the Synthesis and Simulation of Living Systems*.
- Noland, R., K. Small, P. Koskenoja and X. Chu (1998) Simulating travel reliability. *Regional Science and Urban Economics* **28**, 535-564.
- Noland, R. and J. Polak (2001) *Travel time variability: a review of theoretical and empirical issues*. Paper submitted to the 80th annual meeting of TRB.
- Rietveld, P., F.R. Bruinsma and D.J. van Vuuren (2001) Coping with unreliability in public transport chains: A case study for Netherlands. *Transportation Research* **37E**, 539-559.
- Small, K. (1982) The scheduling of consumer activities: work trips. *American Economic Review* **72**, 172-181.
- Small, K., C. Winston and J. Yan (2001) Uncovering the distribution of motorists' preferences. Unpublished working paper (personal correspondence), dated Dec. 26, 2001.
- Wardman, M. (2001) A review of British evidence on time and service quality valuations. *Transportation Research* **37E**, 107-128.