

# Trængselsindikator for biltrafik

Af Christian Overgård Hansen, Center for Trafik og Transport, DTU

## 1. Indledning

Væksten i biltrafikken medfører stigende trafikale problemer i specielt de store byer. Finansieret af Trafikministeriet og Transportrådet blev der i perioden 2001-2003 med deltagelse af bl.a. Center for Trafik og Transport (CTT) under ledelse af Cowi gennemført en undersøgelse af trængsel i Københavnsområdet, som viser et betydeligt samfundsmæssigt tab i forbindelse med trængsel på vejene.

Et delmål i projektet var at belyse metoder til løbende registrering af trængsel, så udviklingen i trængsel kan følges fra år til år. Udviklingen kan belyses ved hjælp af en løbende og total kortlægning, som eksempelvis er tilfældet på motorvejsnettet omkring København, det såkaldte TRIM-vejnet. Udviklingen kan imidlertid også skønnes på basis af stikprøvemålinger. Det er ikke så præcist som en total kortlægning men væsentlig mindre ressourcekrævende. Nærværende artikel skitserer en metode til løbende registrering af trængsel baseret på en tilfældig bilflåde udstyret med GPS til rejsetidsmålinger.

I afsnit 2 defineres begreberne trængsel og trængselsindikator. Afsnit 3 beskriver stikprøveteorien med det formål at vurdere forskellige estimatorer til beregning af trængselsindikatoren. Metoden illustreres i afsnit 4 igennem et case study baseret på det overordnede vejnet i Københavns Kommune. Det empiriske grundlag i case studiet omfatter rejsetidsmålinger gennemført i forbindelse med AKTA-projektet, som er et forskningsprojekt under EU's 5te rammeprogram ([www.akta-kbh.dk](http://www.akta-kbh.dk)). Konklusionerne fremgår af afsnit 5.

## 2. Definitioner

Ved trængsel forstås her forsinkelse defineret som den aktuelle rejsetid i forhold til en situation ideelt set uden trafik ("fri rejsetid").

Lad der være givet en strækning  $i$  og et tidsrum  $t$ . Bilist  $j$ 's aktuelle rejsetid er givet ved  $x_{tij}$  og den frie rejsetid ved  $x_{io}$ . Trængslen for bilist  $j$  er  $x_{tij} - x_{io}$ . På grund af f.eks. måleusikkerhed og hastighedsoverskridelser, kan den aktuelle rejsetid risikere at være mindre end den frie rejsetid, så værdien af  $x_{tij} - x_{io}$  er negativ og ikke relevant i beregning af trængsel. Derfor defineres en ny variabel:

$$(1) \quad x'_{tij} = \begin{cases} x_{tij} - x_{io} & \text{hvis } x_{tij} \geq x_{io} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Trængselsindikatoren defineres som den samlede forsinkelse i beregningsåret i forhold til forsinkelsen i et referenceår. Hvis  $X$  angiver forsinkelse i et referenceår og  $Y$  i et beregningsår, så er trængselsindekset over alle strækninger i tidsrummet  $t$  givet ved:

$$(2) \quad R_t = \frac{Y_t}{X_t}$$

### 3. Stikprøvetori

#### 3.1 Simpel tilfældig stikprøve på en given strækning

Formålet er at estimere tængselsindikatoren (2) for et større vejnet ved hjælp af stikprøvevise målinger af rejsetider. I det følgende udledes variansen på forskellige estimators for derigennem at vurdere deres anvendelighed.

Indledningsvis betragtes en simpel situation, hvor der udtages en tilfældig stikprøve af rejsetider på én given strækning. Det antages, at der udtages en tilfældig stikprøve af  $m_{ti}$  bilisters rejsetid på strækningen i tidsrummet  $t$ , og det samlede antal køretøjer er  $M_{ti}$ . Den samlede forsinkelse på strækningen i tidsrummet  $t$  kan dermed estimeres som:

$$(3) \quad \hat{X}_{ti} = \frac{M_{ti}}{m_{ti}} \sum_{j=1}^{m_{ti}} x'_{tij} = M_{ti} \bar{x}'_{ti}$$

Idet andelen af observerede rejsetider større eller lig med den frie hastighed ikke kendes, før stikprøven er udtaget, må det opfattes som en stokastisk variabel. Variansen må derfor estimeres på basis af den samlede stikprøve og ikke blot rejsetider større eller lig end den frie rejsetid:

$$(4) \quad s_{ti}^2 = \frac{1}{m_{ti} - 1} \sum_{j=1}^{m_{ti}} (x'_{tij} - \bar{x}'_{ti})^2$$

Forskellen mellem (4) og en varians baseret alene på rejsetider større eller lig den frie rejsetid afhænger af den relative spredning mellem elementer, som er positive, og andelen af nul-observationer.

Variansen på estimatoren givet ved (3) er:

$$(5) \quad v(\hat{X}_{ti}) = v(M_{ti} \bar{x}'_{ti}) = \frac{M_{ti}^2 s_{ti}^2}{m_{ti}} (1 - f_{ti})$$

Hvor  $f_{ti} = m_{ti}/M_{ti}$  er stikprøveandelen. Hvis populationen er meget stor eller stikprøven meget lille, kan der ses bort fra stikprøvekorrektionen.

#### 3.2 Estimation af trængsel i et vejnet

I et vejnet omfatter stikprøveudtagningen to trin, idet der skal udtrækkes vejstrækninger (primære elementer) og rejsetider (sekundære elementer).

Det forudsættes, at vejnettet kan inddeles i  $N$  homogene strækninger defineret ved, at de biler, som forlader strækningen, svarer til bilerne, som kører ind på strækningen. Vejnettet antages stratificeret i  $H$  strata, således at  $N = N_1 + \dots + N_H$ . Indenfor hvert stratum udtrækkes stikprøver med  $n_h$  strækninger. Hvis der som her forudsættes benyttet en tilfældig flåde af biler, vil antallet af observerede rejsetider med tilnærmelse afspejle trafikmængden på strækningen. Der er således større sandsynlighed for, at en strækning med meget trafik indgår i stikprøven end en strækning med lidt trafik. Udtrækningen af strækninger kan derfor bedst beskrives som proportional udvælgelse i forhold til strækningens trafikbelastning.

Det antages først, at stikprøverne er meget små i forhold til antallet af strækninger indenfor hvert stratum. Det kan derfor antages, at strækningerne udtrækkes "med tilbagelægning". En central estimator i den situation er i følge Cochran (1977):

$$(6) \quad \hat{X}_{ppz,t} = \sum_{h=1}^H \left[ \frac{M_{o,th}}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \frac{1}{m_{ti}} \sum_{j=1}^{m_{ti}} x'_{tij} \right] = \sum_{h=1}^H \left[ \frac{M_{o,th}}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \bar{x}'_{ti} \right] \quad \text{hvor } M_{o,th} = \sum_{i=1}^{N_h} M_{ti}$$

Variansen på estimatoren (6) kan med tilnærmelse estimeres ved hjælp af følgende udtryk:

$$(7) \quad v(\hat{X}_{ppz,t}) \approx \sum_{h=1}^H \left[ \frac{M_{o,th}^2}{n_h(n_h-1)} \sum_{i=1}^{n_h} (\bar{x}'_{ti} - \bar{x}'_{ppz,th})^2 \right] = \sum_{h=1}^H \frac{M_{o,th}^2}{n_h} s_{th}^2 \quad \text{hvor } \bar{x}'_{ppz,th} = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \bar{x}'_{ti}$$

Hvis udtrækning "med tilbagelægning" ikke kan anvendes, kompliceres beregningerne, idet apriori sandsynlighederne for trækning af en given strækning afhænger af de tidligere valgte strækninger. Rao, Hartley og Cochran (1962) foreslår ved trækning "uden tilbagelægning" følgende estimator:

$$(8) \quad \hat{X}_{RHC,t} = \sum_{h=1}^H \left[ \sum_{i=1}^{n_h} \frac{M_{g,th}}{m_{ti}} \sum_{j=1}^{m_{ti}} x'_{tij} \right] \quad \text{hvor } M_{g,th} = \sum_{i \in g,h} M_{ti}$$

Hvis der udtrækkes  $n_h$  vejstrækninger, inddeles populationen indenfor stratomet i  $n_h$  grupper, og der udtrækkes en vejstrækning fra hver gruppe. Dermed kan de mere simple regler med tilbagelægning udnyttes indenfor grupperne. Det bør tilstræbes, at hver gruppe  $g$  tilnærmelsevis indeholder  $N_h/n_h$  vejstrækninger, idet præcisionen af estimatoren derved er størst.

Variansen på estimatoren (8) kan estimeres ved hjælp af:

$$(9) \quad v(\hat{X}_{RHC,t}) = \sum_{h=1}^H \left[ \frac{\tilde{N}_h}{M_{o,th}} \sum_{i=1}^{n_h} M_{g,th} (M_{o,th} \bar{x}'_{ti} - \hat{X}_{RHC,th})^2 + M_{g,th} \sum_{i=1}^{n_h} M_{ti} \frac{(1-f_{ti}) s_{ti}^2}{m_{ti}} \right] \quad \text{hvor } \tilde{N}_h = \frac{\sum_{g=1}^{n_h} N_g^2 - N_h}{N_h^2 - \sum_{g=1}^{n_h} N_g^2}$$

Spredningen  $s_{ti}$  fremgår af (4). Det første led i (9) er bidraget fra variansen blandt de primære elementer, det vil sige variationen mellem strækninger. Det andet led er bidraget fra de sekundære elementer, det vil sige variationen indenfor de enkelte strækninger. I praksis vil bidraget fra de primære elementer normalt være væsentlig større end bidraget fra de sekundære elementer.

### 3.3 Ratioestimation

Forsinkelsen kan som vist ovenfor estimeres på basis af en simpel stikprøve af målinger. En væsentlig mere effektiv måde er dog at beregne forsinkelse og udviklingen ved hjælp af ratioestimation, hvis det er muligt at kortlægge forsinkelsen i et referenceår.

Udtrækningen af strækninger forventes som ovenfor bedst beskrevet ved proportional udvælgelse i forhold til strækningens trafikbelastning. Det forudsættes i det følgende, at stikprøverne i referenceår og beregningsår indeholder de samme strækninger og der indenfor en given strækning observeres det samme antal rejsetider i de to år.

Som ovenfor betragtes første en situation "med tilbagelægning". Indenfor stratum  $h$  kan trængselsindikatoren estimeres som:

$$(10) \quad \hat{R}_{Rppz,th} = \frac{\hat{Y}_{ppz,th}}{\hat{X}_{ppz,th}} = \frac{\frac{M_{o,th}}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \frac{1}{m_{ti}} \sum_{j=1}^{m_{ti}} y'_{tij}}{\frac{M_{o,th}}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \frac{1}{m_{ti}} \sum_{j=1}^{m_{ti}} x'_{tij}} = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} \bar{y}'_{ti}}{\sum_{i=1}^{n_h} \bar{x}'_{ti}}$$

Den samlede forsinkelse i beregningsåret kan nu bestemmes ved hjælp af (10), hvor  $X_{th}$  er den sande forsinkelse indenfor stratum  $h$  i referenceåret:

$$(11) \quad \hat{Y}_{Rppz,t} = \sum_{h=1}^H \hat{R}_{Rppz,th} X_{th}$$

Og trængselsindikatoren er dermed:

$$(12) \quad \hat{R}_{Rppz,t} = \frac{\sum_{h=1}^H \hat{R}_{Rppz,th} X_{th}}{X_t} \quad \text{hvor } X_t = \sum_{h=1}^H X_{th}$$

Variansen på estimatoren (11) kan udledes af (7) ved at erstatte x med  $d = y - Rx$  (Cochran, 1977). Da gennemsnittet over populationen  $E(D)$  er nul, fås:

$$(13) \quad v(\hat{Y}_{Rppz,t}) \approx \sum_{h=1}^H \frac{M_{o,th}^2}{n_h(n_h-1)} \sum_{i=1}^{n_h} (\bar{y}'_{ti} - \hat{R}_{Rppz,th} \bar{x}'_{ti})^2 = \sum_{h=1}^H \frac{M_{o,h}^2}{n_h} s_{dth}^2$$

Idet  $X_t$  er kendt og dermed ikke stokastisk er variansen på estimatoren (12) givet ved:

$$(14) \quad v(\hat{R}_{Rppz,t}) \approx v\left(\frac{\hat{Y}_{Rppz,t}}{X_t}\right) = \frac{1}{X_t^2} \sum_{h=1}^H \frac{M_{o,h}^2}{n_h} s_{dth}^2$$

I situationen "uden tilbagelægning" anvendes RHC-estimatoren (8), og trængselsindikatoren indenfor stratum h estimeres som:

$$(15) \quad \hat{R}_{RRHC,th} = \frac{\hat{Y}_{RRHC,th}}{\hat{X}_{RRHC,th}} = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} \frac{M_{g,th}}{m_{ti}} \sum_{j=1}^{m_{ti}} y'_{tij}}{\sum_{i=1}^{n_h} \frac{M_{g,th}}{m_{ti}} \sum_{j=1}^{m_{ti}} x'_{tij}} = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} M_{g,th} \bar{y}'_{ti}}{\sum_{i=1}^{n_h} M_{g,th} \bar{x}'_{ti}}$$

Idet x i (9) erstattes med d som ovenfor er variansen på estimatoren for forsinkelse i beregningsåret tilnærmelsesvis:

$$(16) \quad v(\hat{Y}_{RRHC,t}) \approx \sum_{h=1}^H \left[ \frac{\tilde{N}_h}{M_{o,th}} \sum_{i=1}^{n_h} M_{g,th} M_{o,th} (\bar{y}'_{ti} - \hat{R}_{RRHC,th} \bar{x}'_{ti})^2 + M_{g,th} \sum_{i=1}^{n_h} M_{ti} \frac{(1-f_{ti}) s_{dth}^2}{m_{ti}} \right]$$

hvor variansen i rejsetidsforsinkelsen indenfor strækningerne er givet ved:

$$(17) \quad s_{dth}^2 = \frac{1}{m_{ti} - 1} \sum_{j=1}^{m_{ti}} (y'_{tij} - \hat{R}_{RRHC,th} x'_{tij})^2$$

Variansen på trængselsindikatoren følger umiddelbart af (16):

$$(18) \quad v(\hat{R}_{RRHC,t}) \approx \frac{1}{X_t^2} \sum_{h=1}^H \left[ \frac{\tilde{N}_h}{M_{o,th}} \sum_{i=1}^{n_h} M_{g,th} M_{o,th} (\bar{y}'_{ti} - \hat{R}_{RRHC,th} \bar{x}'_{ti})^2 + M_{g,th} \sum_{i=1}^{n_h} M_{ti} \frac{(1-f_{ti}) s_{dth}^2}{m_{ti}} \right]$$

### 3.4 Usikkerhedsbegrebet

Hvis fordelingen af den estimerede trængselsindikator følger en normalfordeling, kan usikkerheden beskrives ved:

$$(19) \quad R = \hat{R}_{Rppz} \pm z \sqrt{v(\hat{R}_{Rppz})}$$

z angiver værdien af fraktil i en normalfordeling med middelværdien 0 og varians 1. I det følgende anvendes 95% fraktilen, hvor  $z=1,96$ . Givet at forskellige stikprøver med samme størrelser udtages, vil den sande værdi af R i ca. 95% af tilfældene ligge indenfor og 5% udenfor konfidensintervallet.

### 3.5 Beregningseksempel

Ovenstående estimatorer og deres nøjagtighed kan illustreres ved et lille fiktivt eksempel. Det antages, at vejnettet omfatter 8 strækninger med ens trafik i referenceår og beregningsår. Der er gennemført en kortlægning af forsinkelser i referenceåret (X), hvorimod der i beregningsåret (Y) er gennemført rejsetidsmålinger på en stikprøve af tre vejstrækninger (strækninger 1, 2 og 8). Data er sammen med estimerede varianser sammenfattet i tabel 1.

På basis af stikprøverne kan den samlede forsinkelse i beregningsåret Y estimeres ved hjælp af afsnit 3.2. Af hensyn til RHC-estimatoren antages, at vejnettet er inddelt i følgende tre grupper:  $g_1 = \{1, 7\}$ ,  $g_2 = \{2, 4, 6\}$  og  $g_3 = \{3, 5, 8\}$ . Idet der ses bort fra stikprøvekorrektionen i RHC-estimatoren, beregnes følgende spredning på estimatorerne:

$$s(\hat{Y}_{ppz}) = 1.003 \text{ køretøjsminutter}$$

$$s(\hat{Y}_{RHC}) = 825 \text{ køretøjsminutter}$$

Tilsvarende kan forsinkelsen beregnes ved hjælp af ratioestimatorerne i afsnit 3.3, idet forsinkelsen i referenceåret er kortlagt. Spredningen på ratioestimatorerne er:

$$s(\hat{Y}_{Rppz}) = 203 \text{ køretøjsminutter}$$

$$s(\hat{Y}_{RRHC}) = 179 \text{ køretøjsminutter}$$

Eksemplet antyder, at ratioestimation kan give væsentlig større nøjagtighed end estimatorer baseret simple stikprøver. Det vil normalt også gælde i det generelle tilfælde. I beregning af trængsel ud fra rejsetidsmålinger og tællinger må ratioestimation således anbefales, hvis det er muligt med tilfredsstillende nøjagtighed at kortlægge trængsel i et referenceår.

Strk.	Hverdagsdøgntrafik		Forsink. (min)	Obs.	Gns. rejsetid i sek.		Varians	
	$M_i$	$M_g$			X	$m_i$	$\bar{x}'_i$	$\bar{y}'_i$
1	6.000	9000	121	139	1,2	0,7	1	14
2	7.000	9500	886	251	7,6	8,2	13	40
3	5.000	9000	644		7,7			
4	1.000	9500	282		16,9			
5	1.500	9000	650		26,0			
6	1.500	9500	72		2,9			
7	3.000	9000	112		2,2			
8	2.500	9000	100	30	2,4	3,5	2	3

Tabel 1 Eksempel på rejsetidsmålinger

## 4. Case study: Københavns Kommune

### 4.1 Formål og datagrundlag

I det følgende opstilles en trængselsindikator for det overordnede vejnet i Københavns kommune (TrafMil) med det formål at illustrere metoden samt indikere stikprøvestørrelse og usikkerhed. Det er valgt at koncentrere beregningerne til morgenmyldretiden (kl. 8-9).

Rejsetidsmålinger er det primære datagrundlag ved beregning af trængsel, og i de senere år er det ved hjælp af GPS blevet muligt at indsamle store datamængder relativt billigt. En trængselsindikator baseret på en bilflåde udstyret med GPS undersøges derfor nærmere, idet AKTA-projektet udgør det empiriske datagrundlag. I AKTA er der indsamlet rejsetider over 11 måneder fra september 2001 til august 2002. Til brug for nærværende beregninger opdeles observationerne i to stikprøver for 2001 henholdsvis 2002, hvor 2001 benyttes som referenceåret. Da indikatoren skal belyse trængsel på hverdage udenfor ferieperioder, ses bort fra observationer i december måned 2001 og juni-august 2002.

Jf. afsnit 2 skal den fri rejsetid kendes for at kunne beregne forsinkelse. I byområder er det på grund af kryds vanskeligt at fastlægge den frie rejsetid. Eksempelvis påvirker grønne bølger og skiftende indstilling af lysregulerede kryds rejsetiden. I nærværende undersøgelse er det valgt at benytte rejsetidsmålinger fra AKTA, idet gennemsnitlig rejsetid i aften- og nattetimerne med tilnærmelse antages at repræsentere den frie rejsetid (kl. 19-07 på hverdage).

TrafMil indeholder for hver strækning oplysninger om årsdøgntrafik (ÅDT). Da case studiet alene skal illustrere principperne, er ÅDT skønsmæssigt omregnet til trafik kl. 8-9 på en gennemsnitlig hverdag. Endvidere antages det som en tilnærmelse, at trafikmængderne er uændrede fra 2001 til 2002.

#### 4.2 Stratifikation af vejnet

Da KRAK udgør kortgrundlaget for AKTA, er det valgt at benytte det som grundlag for trængselsindikatoren. Ved hjælp af en nøgle er strækningsopdelingen i TrafMil omdannet til det mere detaljerede vejnet i KRAK, og vejnettet på ca. 260 km omfatter dermed i alt 5.183 retningsopdelte strækninger (tabel 2).

Stratum	Vejklasse	Bydel <sup>1</sup>	Vej	Antal strækninger	Forsinkelse kl. 8-9 (timer)
110	Regionalvej	Ikke Amager	Motorvej	124	632
111	Regionalvej		O2 vest	210	321
112	Regionalvej		H.C. Boul.	72	283
113	Regionalvej	1,3,5	-	152	492
114	Regionalvej	4,6-12	-	327	361
120	Regionalvej	2, 13-15	-	59	428
210	Fordelingsgade	1,3,5	-	541	707
211	Fordelingsgade	4,6-12	-	833	493
220	Fordelingsgade	2,13,14	-	562	297
221	Fordelingsgade	15	-	151	143
310	Bydelsgade	1,3,5	-	510	158
311	Bydelsgade	4,6-12	-	1.122	235
320	Bydelsgade	2,13,14	-	460	37
321	Bydelsgade	15	-	60	4
I alt				5.183	4.590

Tabel 2 Foreløbig stratifikation af vejnet i Københavns kommune

<sup>1</sup> 1: Indre by, 2: Christianshavn, 3: Indre Østerbro, 4: Ydre Østerbro, 5: Indre Nørrebro, 6: Ydre Nørrebro, 7: Vesterbro, 8: Kgs. Enghave, 9: Valby, 10: Vanløse, 11: Husum-Brønshøj, 12: Bispebjerg, 13: Sundbyøster, 14: Sundbyvester og 15: Vestamager

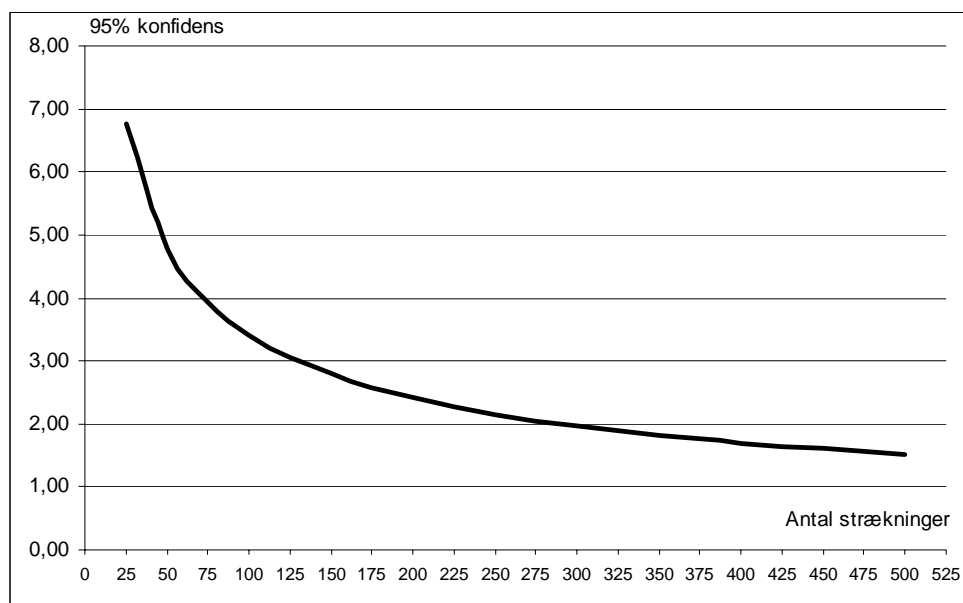
For at reducere usikkerheden på trængselsindikatoren er det hensigtsmæssigt at stratificere vejnettet i homogene strækninger med hensyn til størrelse og udvikling i forsinkelse. For at illustrere princippet er der udarbejdet en foreløbig stratifikation, som fremgår af tabel 2. Stratifikationen tager udgangspunkt i TrafMil's vejklasser: regionalvej, fordelingsgade og bydelsgade. Sekundært opdeles efter område, idet forsinkelser og trafikbelastning typisk er størst i centrum. Københavns kommune er administrativt opdelt i 15 bydele, som er benyttet i den geografiske opdeling. Endelig er der udskilt tre større veje i separate strata.

Tabel 2 viser også forsinkelsen i tidsrummet kl. 8-9 på en gennemsnitlig hverdag i referenceåret 2001 skønmæssigt beregnet på basis af bl.a. AKTA.

#### 4.3 Valg af stikprøvestørrelse

Stikprøvestørrelsens betydning belyses approksimativt baseret på en antagelse om proportional udvælgelse af strækninger "med tilbagelægning", idet beregningsarbejdet reduceres væsentlig. I beregningerne antages, at stikprøven allokeres optimalt til de enkelte strata.

Figur 1 antyder sammenhæng mellem usikkerhed og stikprøvestørrelse baseret på stratifikationen i tabel 2. Den estimerede værdi af R er multipliceret med 100. Hvis der eksempelvis beregnes en stigning i trængsel på 2%, så er indekset 102,0. En usikkerhed på f.eks. 2,00 betyder så, at den sande værdi af indekset med 95% sandsynlighed ligger indenfor intervallet 100,0 og 104,0.



Figur 1 En illustrativ sammenhæng mellem usikkerhed og stikprøvestørrelse

#### 4.3 Beregning af trængselsindeks og usikkerhed

Ovenfor blev usikkerheden beregnet approksimativt baseret på en forudsætning om "tilbagelægning". Det er dog som tidligere nævnt mere korrekt at benytte RHC-estimatoren til beregning af trængselsindikatoren. Som illustration er der valgt en stikprøve på 200 strækninger svarende til 4% af vejnettets 5.183 strækninger, som er allokeret optimalt over strata.

På basis af det foreliggende datagrundlag estimeres ved hjælp af RHC-estimatoren et trængselsindeks på 99,6 fra 2001 til 2002. Det svarer til et fald i trængslen på 0,4%. Da AKTA-data ikke dækker de fulde år, og trafiktallene skønnes uændret, er der alene tale om et regneeksempel.

Der beregnes en usikkerheden på RHC-estimatoren på  $\pm 2,3$ , hvilket ikke er væsentlig forskellig fra den approksimative beregning i afsnit 4.2. Det vil sige, at det sande trængselsindeks med 95% sandsynlighed ligger indenfor intervallet fra 97,3 til 101,9.

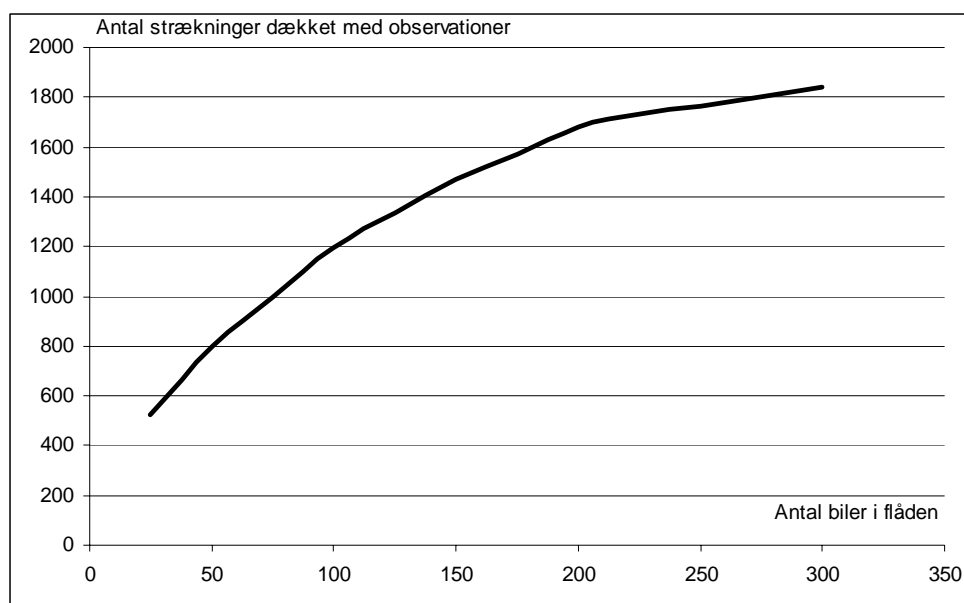
I praksis må usikkerheden forventes større end beregnet. For det første er det i praksis ikke muligt at allokere stikprøven optimalt til strata. For det andet vil der være variation i trafikmængderne, hvilket her er forudsat uændret mellem de to år.

#### 4.4 Flådestørrelse

Hvis en tilfældig flåde af biler udstyres med GPS, så kendes kørselsmønstret ikke på forhånd. Størrelsen af flåden for at imødekomme kravet om en given stikprøvestørrelse kan derfor ikke eksakt belyses. Der vil dog alt-andet-lige være større sandsynlighed for, at veje med store trafikbelastninger dækkes bedre end veje med små trafikbelastninger.

I AKTA har der været 340 biler udstyret med GPS, som på et eller andet tidspunkt i 2002 har kørt på vejnettet i Københavns kommune. For at belyse sandsynlige flådestørrelser er der bandt disse 340 biler udtrukket tilfældige stikprøver af biler. Dernæst er antallet af strækninger med observerede rejsetider bestemt. Da der må forventes apparaturfejl, strækninger med få og usikre observationer mv., er antallet af dækkede strækninger reduceret skønsmæssigt med 50%.

Figur 2 viser for tidsrummet kl. 8-9 sammenhæng mellem antal tilfældig udvalgte biler i AKTA og antal strækninger dækket med observationer. Kurven har det forventede forløb, hvor forøgelsen i antallet af strækninger aftager med antallet af biler. Det skyldes, at de store veje hurtigt dækkes med observationer. Det kræver væsentlig flere biler for at få de mindre veje dækket ved hjælp af en tilfældig stikprøve.



Figur 2 En illustrativ sammenhæng mellem flådestørrelse og strækninger dækket med observationer for tidsrummet kl. 8-9 på en normal hverdag



Datagrundlaget i AKTA omfatter her det første halve år af 2002. Hvis bilerne havde kørt i et helt år var flere strækninger blevet dækket. Erfaringerne fra AKTA antyder dog, at kørselsmønstret er relativt stabilt over tid. Så den største konsekvens af længere dataindsamlingsperiode vil være flere observerede rejsetider pr. strækning.

Figur 2 antyder, at få biler udstyret med GPS er tilstrækkelig til at dække 200 strækninger. Tabel 3 viser hvorledes strækninger med observerede rejsetider fra 25 biler skønsomt er fordelt over strata. Til sammenligning er anført den optimale allokering af en stikprøve med 200 strækninger. Tabellen antyder, at en flåde med 25 biler udstyret med GPS, som på forhånd vides at benytte vejene i Københavns kommune, er tilstrækkelig til at opfylde kravet. Det er alene for stratum 120, at den optimale allokering ikke forventes helt opfyldt.

Stratum	Vejklasse	Bydel	Vej	Optimal allokering	Observerede strækninger
110	Regionalvej	Ikke Amager	Motorvej	16	36
111	Regionalvej		O2 vest	10	31
112	Regionalvej		H.C. Boul.	7	27
113	Regionalvej	1,3,5	-	12	35
114	Regionalvej	4,6-12	-	14	56
120	Regionalvej	2, 13-15	-	9	8
210	Fordelingsgade	1,3,5	-	57	75
211	Fordelingsgade	4,6-12	-	39	79
220	Fordelingsgade	2,13,14	-	8	21
221	Fordelingsgade	15	-	3	16
310	Bydelsgade	1,3,5	-	8	60
311	Bydelsgade	4,6-12	-	15	57
320	Bydelsgade	2,13,14	-	1	17
321	Bydelsgade	15	-	1	3
I alt				200	521

Tabel 3 Skønsmæssig fordeling af strækninger med observerede rejsetider ved anvendelse af en tilfældig flåde bestående af 25 biler

## 5. Konklusioner

Artiklen viser for det første, at der kan spares væsentlige ressourcer ved et omhyggeligt valg af estimator. Således kan der ved hjælp af ratioestimation opnås en betydelig større nøjagtighed end ved simpel stikprøveudtagning. Det forudsætter dog, at trængselsomfanget er kortlagt i et referenceår. Da trængselsomfanget i referenceåret indgår i en slags vægtning mellem strata, er det i praksis tilstrækkeligt at have et tilnærmet kendskab til trængslen f.eks. opgjort på basis af metoder beskrevet i Trafikministeriets trængselsprojekt (Trafikministeriet, 2004).

I nærværende undersøgelse er det valgt at opstille en trængselsindikator baseret på en tilfældig bilflåde udstyret med GPS, idet teknikken tilbyder en forholdsvis billig indsamling af rejsetidsdata. Rejsetider

kan også indsamles på mere traditionelle måder f.eks. ved hjælp af målebiler, som kører forudbestemte ruter. Det forenkler beregningerne, men til gengæld må det forventes at fordyre projektet betydeligt.

Der er ved hjælp af data fra AKTA regnet på et case study baseret på det overordnede vejnet i Københavns kommune. Case studiet antyder:

- At en tilfældig bilflåde udstyret med GPS kan anvendes til opsamling af rejsetider over et større vejnet.
- At der selv med en lille bilflåde kan opnås et relativt præcist billede af udviklingen i trængsel i en større kommune.

Udover rejsetider er det nødvendigt at kende trafikmængden og udviklingen i trafikmængden på de enkelte strækninger for at kunne beregne trængselsindikatoren. Det vil være forbundet med meget store udgifter at tælle trafikken permanent på f.eks. 100 vejstrækninger i Københavns kommune. Oplysninger om trafikmængderne må derfor i praksis baseres på mindre nøjagtige metoder eksempelvis periodiske tællinger, som cirkulerer mellem vejstrækninger, eller skøn ud fra tællinger på strækninger i nærheden.

Endelig skal det understreges, at en praktisk implementering af en metode baseret på en bilflåde udstyret med GPS kræver mere omfattende analyser suppleret med en testperiode, hvor det forventede kørselsmønster kortlægges.

## 6. Referencer

Cochran, W.G (1977). *Sampling Techniques*. John Wiley & Sons.

Rao, Hartley, og Cochran (1962). *A simple procedure of unequal probability sampling without replacement*. Journal Royal Statistics Society B24, page 482-491.

Trafikministeriet (2004). *Projekt Trængsel*. Hovedrapport (foreløbig)