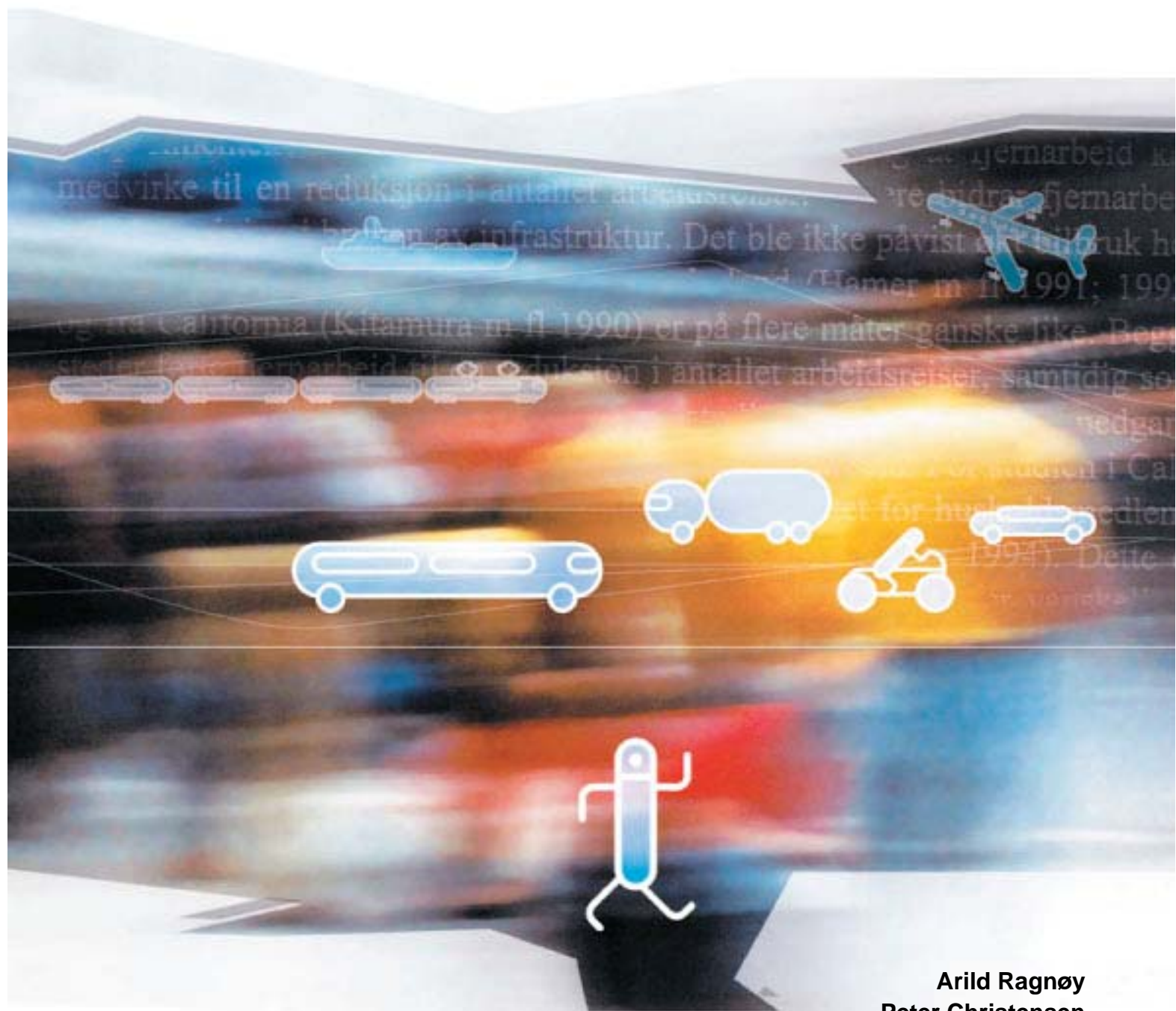


Skadegradstetthet - SGT

Et nytt mål på hvor farlig en vegstrekning er



Arild Ragnøy
Peter Christensen
Rune Elvik
TØI rapport 618/2002



Skadegradstetthet - SGT

Et nytt mål på hvor farlig en vegstrekning er

Arild Ragnøy
Peter Christensen
Rune Elvik

Transportøkonomisk institutt (TØI) har opphavsrett til hele rapporten og dens enkelte deler. Innholdet kan brukes som underlagsmateriale. Når rapporten siteres eller omtales, skal TØI oppgis som kilde med navn og rapportnummer. Rapporten kan ikke endres. Ved eventuell annen bruk må forhåndssamtykke fra TØI innhentes. For øvrig gjelder [åndsverklovens](#) bestemmelser.

Tittel: Skadegradstetthet - SGT. Et nytt mål på hvor farlig en vegstrekning er.

Forfatter(e): Arild Ragnøy; Peter Christensen; Rune Elvik;

TØI rapport 618/2002
Oslo, 2002-12
49 sider
82-480-0312-4

ISSN 0808-1190

Finansieringskilde:

Statens vegvesen, Vegdirektoratet

Prosjekt: 2621 Skadegradstetthet

Prosjektleder: Arild Ragnøy

Kvalitetsansvarlig: Marika Kolbenstvedt

Emneord:

Trafikksikkerhet; analyseverktøy; skadegrad; vegstrekning

Sammendrag:

Som en følge av nullvisjonen skal det i trafikksikkerhetsarbeidet framover legges større vekt på å forebygge dødsfall og alvorlige personskader ved trafikkulykker enn på å redusere antallet ulykker. TØI har derfor utviklet et nytt mål på hva som er en farlig vegstrekning. Det nye målet kalles skadegradstetthet (SGT) og kan defineres som et kostnadsvektet mål på antall skader per kilometer veg per år. For å korrigere skadegradstettheten beregnet på basis av de registrerte skadetallene for tilfeldig variasjon (regresjonseffekter), er det laget en modell for beregning av normale skadetall for vegstrekninger med nærmere definerte veg- og trafikktekniske egenskaper. Ved hjelp av statistisk anerkjente metoder vektet de faktisk registrerte skadetallene sammen med de beregnede normaltallene til forventede skadetall på strekninger med samme veg- og trafikktekniske egenskaper.

Title: Injury severity density. A new approach to identifying hazardous road sections

Author(s): Arild Ragnøy; Peter Christensen; Rune Elvik;

TØI report 618/2002
Oslo: 2002-12
49 pages
82-480-0312-4

ISSN 0808-1190

Financed by:

Norwegian Public Roads Administration

Project: 2621 Injury severity density

Project manager: Arild Ragnøy

Quality manager: Marika Kolbenstvedt

Key words:

Road safety; tool for analysis; injury severity density; road sections

Summary:

Vision Zero has been adopted as the basis for road safety policy in Norway. As a consequence of this, more emphasis is now put on preventing fatal and serious injuries. In order to identify road sections that have a high expected number of fatal and serious injury accidents, the Institute of Transport Economics has developed a new indicator called "injury severity density". Injury severity density is based on weighting the number of injured road users by the societal cost of the injuries. The empirical Bayes method has been applied to estimate injury severity density. Briefly speaking, this means that the recorded value of injury severity density for a given road section is adjusted by means of a normal value of injury severity density, estimated by means of a multivariate accident model. The result is an estimate of the expected value of injury severity density for road sections with given road- and traffic characteristics.

Language of report: Norwegian

*Rapporten kan bestilles fra:
Transportøkonomisk institutt, Biblioteket
Gaustadalleen 21, 0349 Oslo
Telefon 22 57 38 00 - www.toi.no*

*The report can be ordered from:
Institute of Transport Economics, The library
Gaustadalleen 21, NO 0349 Oslo, Norway
Telephone +47 22 57 38 00 - www.toi.no*

Forord

Nullvisjonen har som siktemål å redusere antall drepte eller hardt skadde personer i transportsektoren. Dette skaper behov for verktøy for å utpeke vegstrekninger med mange drepte eller hardt skadde personer. I tillegg til de begreper og indikatorer som allerede eksisterer i trafikksikkerhetsarbeidet er det på oppdrag fra Statens Vegvesen derfor utarbeidet en nytt mål benevnt *skadegradstetthet*. Dette er et kostnadsvektet mål på antall drepte eller personer med skader av ulik alvorlighet pr km veg.

Basert på anerkjent statistisk teori er det dessuten utviklet en metode for å korrigere det registrerte antall drepte eller skadde personer på en vegstrekning for tilfeldige variasjoner. Ved hjelp av kunnskaper om normalt antall drepte og skadde på veger med identiske veg- og trafikktekniske egenskaper veies de registrerte og de normale tallene sammen til et forventet antall drepte og skadde.

Rapporten beskriver det teoretiske grunnlaget for beregning av skadegradstetthet, utformingen av selve beregningsmodellen samt eksempel på praktisk bruk av det nye målet. Rapportens brede innhold medfører at ulike kapitler retter seg mot ulike lesere. Kapitlene 3, 4 og 5 må betraktes som lesing for de mer matematikkinteresserte. De øvrige kapitlene omhandler den praktiske bruken av metoden.

I Vegdirektoratet har en gruppe deltatt meget aktivt i utformingen både av det nye målet skadegradstetthet og av det begrepsapparatet som er nødvendig. Gruppen har bestått av:

Sjefsingeniør Guro Ranæs
Senioringeniør Richard Muskaug
Senioringeniør Anders Godal Holt
Seniorkonsulent Ann Karin Midtgaard

På TØI har forsker Peter Christensen, forskningsleder Rune Elvik og ass. avdelingsleder Arild Ragnøy arbeidet med prosjektet, med sistnevnte som prosjektleder. Avdelingsleder Marika Kolbenstvedt har vært ansvarlig for den interne kvalitetssikringen. Professor Stein Johannessen, Institutt for bygg, anlegg og transport ved NTNU har bistått med kvalitetssikring av kapitlene 3, 4, og 5.

Avdelingssekretær Trude Rømming har vært ansvarlig for tekstbehandlingen.

Vi vil takke samtlige bidragsytere og ikke minst de ansatte på vegkontorene for alle konstruktive tilbakemeldinger underveis i arbeidet med utviklingen av det nye målet.

Oslo, desember 2002
Transportøkonomisk institutt

Knut Østmoe
instituttssjef

Marika Kolbenstvedt
avdelingsleder

Innhold

Sammendrag

Summary

1	Bakgrunn og problemstilling	1
2	Hva er skadegradstetthet?.....	3
3	Tilfeldig og systematisk variasjon i antall ulykker og antall skadde personer.....	5
3.1	Begrepene tilfeldig og systematisk variasjon i ulykkes- og skadetall	5
3.2	Regresjonseffekt i ulykkestall – et klassisk eksempel	6
3.3	Statistisk kontroll for regresjonseffekt i ulykkestall	7
3.4	Ekstra overspredning i antall skadde personer	10
3.5	Test av antakelser om fordeling av antall skadde og drepte personer	12
4	En negativ binomial regresjons-modell for antall skadde eller drepte.....	14
4.1	Modellens statistiske grunnlag og logiske struktur.....	14
4.2	Det teoretiske grunnlaget for å beregne forventet antall skadde som en vektet sum av registrert og normalt antall skadde	16
4.3	Føyningsmål for negativ binomial regresjon	17
5	Beregning av normalt antall skadde og av K-verdier.....	19
5.1	Datagrunnlag	19
5.2	Analysemetode.....	22
5.3	Resultater	24
5.4	Likningenes prediksjoner.....	29
5.5	Følsomhetsanalyse av inngangsvariable	30
6	Forventet skadegradstetthet.....	34
6.1	Forventede skadetall	34
6.2	Beregningsmetode.....	35
6.3	Eksempel på beregning	37
6.4	EDB versjon av beregningen	39
7	Praktisk bruk av metoden – kriterier for å velge ut farlige vegstrekninger ..	40
7.1	Mulige kriterier basert på skadegradstetthet	40
7.2	Problemer knyttet til de ulike kriteriene	41
7.3	Tolkning av kriteriene.....	44
7.4	Eksempel på praktisk bruk av metoden	46
7.5	Betraktninger om bruken av metoden.....	47
8	Referanser.....	49

Sammendrag:

Skadegradstetthet -SGT

Et nytt mål på hvor farlig en vegstrekning er

Denne rapporten presenterer et nytt mål på hvor farlig en vegstrekning er, kalt skadegradstetthet. Skadegradstetthet er et kostnadsvektet mål på hvor mange drepte eller hardt skadde personer som forekommer på en vegstrekning i løpet av en gitt periode. En veg med høy skadegradstetthet er følgelig en veg som kan forventes å ha relativt mange dødsulykker og andre trafikkulykker med meget alvorlige eller alvorlige personskader.

Definisjon av skadegradstetthet

Skadegradstetthet (SGT) er definert slik:

$$SGT = \frac{33,20DR + 22,74MAS + 7,56AS + 1,00LS}{Km * \text{år}}$$

DR = antall drepte

MAS = antall meget alvorlig skadde

AS = antall alvorlig skadde

LS = antall lettere skadde

Disse skadegradene tilsvare dem som brukes i den offisielle statistikken for vegtrafikkulykker med personskade. Km er antall kilometer veg beregningen av skadegradstetthet gjelder. År er antall år som benyttes som datagrunnlag for beregningen.

Vektene (33,2 - 22,74 osv) representerer de samfunnsøkonomiske kostnader ved personskader i trafikken. Ved å multiplisere antall drepte med den relative kostnadsvekten, blir hver drept person tillagt 33,2 ganger så stor vekt som hver lettere skadd person når man beregner skadegradstetthet. På denne måten bidrar antallet drepte langt mer til skadegradstettheten enn deres antall alene tilsier.

Tre mål på skadegradstetthet

Det er i rapporten definert tre mål på skadegradstetthet:

1. Registrert skadegradstetthet (RSGT), som beregnes på grunnlag av det registrerte antallet skadde eller drepte personer på en gitt vegstrekning.

2. Normal skadegradstetthet (NSGT), som beregnes ved hjelp av en multivariat statistisk modell av faktorer som påvirker antallet skadde eller drepte.
3. Forventet skadegradstetthet (FSGT), som beregnes som et vektet gjennomsnitt av registrert og normal skadegradstetthet, og som er et uttrykk for den skadegradstetthet som i det lange løp kan forventes å opptre på en gitt vegstrekning.

Bakgrunnen for å skille mellom disse tre målene på skadegradstetthet er at det registrerte antallet skadde eller drepte personer på en gitt vegstrekning i en gitt periode kan være sterkt påvirket av rent tilfeldige svingninger. Dette gjelder særlig for antallet drepte og antallet meget alvorlig skadde. En beregning av skadegradstetthet som kun bygger direkte på de registrerte tallene for skadde personer vil derfor vise store og uforklarlige svingninger opp og ned fra år til år for samme vegstrekning og ved sammenligning mellom tilnærmet like vegstrekninger på et gitt tidspunkt.

Modellen som er utviklet for å beregne forventet skadegradstetthet bygger på en antakelse om at det finnes to kilder til kunnskap om det langsiktige forventede antallet skadde eller drepte personer på en vegstrekning. Den ene kilden til kunnskap er generell kunnskap om faktorer som påvirker antallet trafikkulykker og antallet skadde i slike ulykker. Den andre kilden til kunnskap er det registrerte antallet ulykker og skadde på en gitt vegstrekning i en gitt periode.

Modell for beregning av normaltall for skadde eller drepte

Den generelle kunnskapen om faktorer som påvirker antallet skadde eller drepte i trafikken er i rapporten beskrevet i form av et sett av multivariate statistiske modeller som forklarer variasjon i antallet skadde eller drepte mellom vegstrekninger. Til utvikling av disse modellene er det brukt data for 8 år for 1-kilometers strekninger på riksveger. Data er unntaksvis benyttet for perioder ned til 4 år og for vegstrekninger ned til 0,5 kilometer. Det er utviklet egne modeller til forklaring av antall drepte, antall meget alvorlig skadde, antall alvorlig skadde og antall lettere skadde. Hver slik modell beregner det normale antallet drepte, meget alvorlig skadde, alvorlig skadde og lettere skadde som en funksjon av følgende kjennetegn ved hver vegstrekning:

1. Årsdøgntrafikken (kontinuerlig variabel)
2. Fartsgrensen (50, 60, 70, 80 eller 90 km/t)
3. Vegtypen for veger med fartsgrense 90 km/t (motorveg klasse A, motorveg klasse B, øvrig 90-veg)
4. Antall kjørefelt (1, 2, 3, osv)
5. Antall kryss per kilometer (0, 1, 2, osv)
6. Vegstatus (om vegen er stamveg eller ikke)

Virkningene av disse faktorene på antallet skadde eller drepte oppsummeres i form av fire ligninger (en for drepte, en for meget alvorlige skadde, en for alvorlig skadde, en for lettere skadde), som kan brukes til å beregne normaltall drepte

og skadde for en vegstrekning med enhver tenkelig kombinasjon av verdier på faktorene.

Sammenveiling av normale og registrerte skadetall

Når det normale antallet skadde (for hver skadegrad) er kjent på en vegstrekning, kan forventet antall skadde og forventet skadegradstetthet beregnes ved å vekte sammen de normale tallene med de registrerte skadetallene (fordelt på skadegrad) for vedkommende vegstrekning. Ved å vekte sammen normale og registrerte skadetall oppnår man to forbedringer i anslaget på skadegradstetthet, sammenlignet med å bygge på registrert eller normal skadegradstetthet:

1. Rent tilfeldige utslag i det registrerte antallet drepte eller skadde fjernes. Man får dermed fjernet utslagene av såkalte regresjonseffekter i antallet drepte eller skadde.
2. Virkninger av lokale faktorer som ikke inngår i beregningen av normalt antall drepte eller skadde fanges opp. Man får på denne måten tatt hensyn til at to vegstrekninger aldri er helt like, selv om de har samme trafikkmengde, samme fartsgrense, samme antall kjørefelt, og så videre.

I rapporten beskrives det teoretiske grunnlaget for beregningene og de modeller som er utviklet i tekniske termer.

Identifikasjon av farlige vegstrekninger

Resultatene av de analyser som presenteres i denne rapporten kan brukes til å identifisere farlige vegstrekninger, det vil si vegstrekninger der forventet skadegradstetthet er høy. Rapporten forklarer i detalj gangen i beregning av forventet skadegradstetthet på en gitt vegstrekning og tolkningen av resultatene. Det gis et eksempel på hvordan man kan finne fram til de strekninger langs en vegrute som har høy skadegradstetthet.

Statens vegvesen har valgt å dele inn riksveger i tre klasser på grunnlag av skadegradstetthet:

1. Nei-veger (eller ”røde vegger”). Dette er vegger der forventet skadegradstetthet er høyere enn 1,2 og der det samtidig er registrert ulykker med drepte eller hardt skadde de siste åtte år. Disse vegene omfatter ca 10% av riksvegene.
2. Ja-veger (eller ”grønne vegger”). Dette er de 50% av riksvegene som har lavest forventet skadegradstetthet og der det de siste åtte år ikke er registrert ulykker med drepte eller hardt skadde.
3. Brukbare-veger (eller ”gule vegger”). Dette er de resterende 40% av riksvegene, det vil si alle vegger som ikke oppfyller kriteriene for nei-veger eller kriteriene for ja-veger.

Rapporten drøfter på et mer generelt grunnlag hvordan man kan identifisere farlige vegstrekninger på grunnlag av skadegradstetthet. Det konkluderes med at forventet skadegradstetthet (FSGT) rent teoretisk er det beste kriterium for hvor

farlig en vegstrekning er. Man kan imidlertid bruke forholdstallet FSGT/NSGT som et tilleggskriterium for å utpeke vegstrekninger der lokale risikoforhold antas å bidra til høy skadegradstetthet. Et stort bidrag fra lokale risikofaktorer vil komme til uttrykk i form av en høy verdi for tallet FGST/NSGT.

Analysene i denne rapporten vil bli videreført i form av en mer inngående trafiksikkerhetsanalyse av stamvegnettet.

Summary:

Injury severity density

A new approach to identifying hazardous road sections

This report presents a new approach to identifying hazardous road sections in Norway. The new approach relies on a concept called “injury severity density”. Injury severity density denotes the number of injured road users on a section of road, weighted by the societal costs of the injuries. By weighting the number of injured road users by the cost of the injuries, more weight is given to fatal and serious injuries than to slight injuries.

Definition of injury severity density

Injury severity density (ISD) is defined as follows:

$$ISD = \frac{33.20FAT + 22.74CRI + 7.56SER + 1.00SLI}{Km * year}$$

FAT = fatally injured road users (death within 30 days of accident)

CRI = critically injured road users

SER = seriously injured road users

SLI = slightly injured road users

These are the levels of injury severity used in official Norwegian road accident statistics. For the country as a whole, about 2-3% of all injured road users recorded in official statistics are fatally injured, about 1-2% are critically injured, about 8-12% are seriously injured, and about 85-90% are slightly injured. The total number of injured road users amounts to about 12,000 per year. In the above definition, km denotes kilometres of road and year denotes the number of years for which accident statistics are used in estimating injury severity density.

The weights assigned to each level of injury severity (33.2 – 22.74) represent the costs to society of one injury of the stated severity. It is seen that one fatal injury is given 33.2 times the weight of one slight injury. This means that fatalities count more heavily than their numbers alone would imply in estimating injury severity density.

Three estimators of injury severity density

In the report, a distinction is made between three estimators of injury severity density:

1. Recorded injury severity density (RISD), which is estimated on the basis of the recorded number of injured road users for a given road section.
2. Normal injury severity density (NISD), which is estimated by fitting a multivariate statistical model representing the effects of factors that influence the number of injured road users.
3. Expected injury severity density (EISD), which is estimated as a weighted mean of recorded and normal injury severity density, and which is an estimate of the long-term expected value of injury severity density for a given road section.

This approach to estimation is known in the literature as the empirical Bayes approach to the estimation of road safety. The most important reason for relying on the empirical Bayes approach when estimating injury severity density, is the fact that the recorded number of injured road users for a given road section may be strongly influenced by random variation. Estimates based on the recorded number of injuries only would therefore exhibit large and seemingly inexplicable fluctuations from year to year or from one road section to another when comparing similar road sections.

The empirical Bayes approach to road safety estimation is based on the assumption that there are two main sources of information about the long-term expected number of accidents or injured road users for a given road section. One source is general knowledge of factors that influence the number of road accidents or injured road users. The other source of information is the recorded number of accidents or injured road users for a certain road section.

Model to estimate the normal expected number of road users killed or injured

The multivariate models developed in the report are all negative binomial regression models. The models rely on data covering eight years and referring to 1-kilometre road sections. In a few cases, data referring to shorter periods (not less than four years) or to shorter road sections (not shorter than 0.5 kilometres) have been used. Separate models have been fitted to explain variation in the number of fatally injured road users, the number of critically injured road users, the number of seriously injured road users and the number of slightly injured road users. Each model estimates the effects on the number of injured road users of the following explanatory variables:

1. Annual average daily traffic (AADT; a continuous variable)
2. Speed limit (50, 60, 70, 80 or 90 km/h)
3. The type of road, for road that have a speed limit of 90 km/h (motorway class A, motorway class B, other road)
4. Number of lanes (1, 2, 3, etc)
5. Number of junctions per kilometre (0, 1, 2, etc)
6. Whether the road has the status of a national main road or not (yes/no)

The output of the models fitted is a set of equations that can be used to estimate the normal number of fatally injured, critically injured, seriously injured or slightly injured road users for any combination of values for the explanatory variables.

Combining the normal and recorded number of killed or injured road users

When the normal number of injured road users, specified according to injury severity, is known for a road section, it is combined with the recorded number of injured road users to form an estimate of the expected number of injured road users. Combining the normal and the recorded numbers of injured road users is a key element of the empirical Bayes approach. Empirical Bayes estimates of road safety have two advantages compared to traditional estimates based either on the recorded or the normal number of accidents or injured road users:

1. Random variation in the recorded number of injured road users is eliminated. In this way, the effects of regression-to-the-mean are removed from the recorded number of injured road users.
2. The effects on the number of injured road users of local factors not included in the multivariate models are captured. In this way, account is taken of the fact that roads that are similar in terms of traffic volume, speed limit, number of lanes, and so on, may differ in terms of other factors that influence their safety.

The report describes the theoretical basis of the models developed and their estimation in technical terms. These technical details will not be referred to in this summary.

Identification of hazardous road sections

The results of the analyses are intended for use in identifying hazardous road sections in Norway. The report explains in detail how to estimate injury severity density for a given road section, and how to interpret the results.

The Public Roads Administration has made a preliminary classification of national roads in three classes according to injury severity density:

1. Red roads, defined as roads where expected injury severity density exceeds 1.2 and accidents resulting in fatal or serious injury have been recorded during the last eight years. These roads comprise about 10% of national roads.
2. Green roads, defined as the safest 50% of roads according to expected injury severity density, and with the additional condition that no fatal or serious injury accidents should be recorded during the last eight years.
3. Yellow roads, which are the remaining 40% of national roads that do not satisfy the criteria for being red or green.

The report discusses in general terms how best to identify hazardous roads on the basis of injury severity density. It is concluded that expected injury severity density is the best criterion. The ratio EISD/NISD can be used as a supplementary criterion, for the purpose of identifying roads where local risk factors contribute substantially to injury severity density. The larger the contribution of local risk factors, the higher will be the ratio EISD/NISD.

The model developed in this report will be used as a basis for more detailed accident analyses for specific road sections.

1 Bakgrunn og problemstilling

Utpekning, analyse og utbedring av spesielt ulykkesbelastede punkter og strekninger har i lang tid vært et viktig element i vegmyndighetenes trafikksikkerhetsarbeid i Norge. Et ulykkespunkt (black spot) er definert som en strekning med utstrekning høyst 100 meter der det i løpet av en periode på fire år er registrert minst fire politirapporterte personskadeulykker. En ulykkesstrekning er definert som en strekning på 1000 meter hvor det har skjedd minst 10 ulykker på fire år (Statens vegvesen, Håndbok 115, 1983).

I tillegg til å utpeke og utbedre ulykkespunkter og strekninger, har Statens vegvesen jevnlig utarbeidet forholdsvis detaljerte oversikter over normale (typiske) ulykkesfrekvenser (antall personskadeulykker per million kjøretøykilometer) for ulike vegtyper og vegelementer. Settet av normale ulykkesfrekvenser har blant annet vært benyttet til å identifisere vegstrekninger eller vegelementer (kryss, bruer, tunneler) med spesielt høyt risikonivå.

I Nasjonal transportplan 2002-2011 er nullvisjonen lagt til grunn som et langsiktig ideal for transportsikkerheten i Norge (Samferdselsdepartementet, St meld 46, 1999-2000). Nullvisjonen sier at det langsiktige målet er å utvikle et transportsystem der ingen blir drept eller livsvarig skadd som følge av ulykker. Nullvisjonen omfatter alle transportgrener. Som en følge av at nullvisjonen legges til grunn som ideal for transportsikkerheten, legges det i trafikksikkerhetsarbeidet større vekt på å forebygge dødsfall og alvorlige personskader ved trafikkulykker enn på å redusere antallet ulykker.

I lys av det nye grunnlaget for trafikksikkerheten som nullvisjonen representerer, har de tradisjonelle målene på hva som er spesielt farlige steder og vegstrekninger en del svakheter:

- Ved utpekning av ulykkespunkter og ulykkesstrekninger, eller av vegstrekninger med høy ulykkesrisiko, skilles det ikke mellom ulykker med ulik skadegrad. Kun det totale antallet ulykker benyttes som kriterium for utpekning av farlige steder. Alle ulykker teller likt, uansett skadegrad.
- Kriteriene for ulykkespunkter og ulykkesstrekninger eller strekninger med høy risiko bygger utelukkende på det registrerte antallet ulykker. Det tas ikke hensyn til at et høyt registrert ulykkestall eller et høyt risikonivå helt eller delvis kan skyldes rent tilfeldig variasjon i ulykkestall.
- Kriteriene for ulykkespunkter og ulykkesstrekninger eller strekninger med høy risiko bygger heller ikke på kunnskap om faktorer som forklarer variasjon i ulykkestall. Fire ulykker i løpet av fire år er ikke nødvendigvis unormalt mye på steder som har stor trafikk og et komplisert trafikkmiljø. Risikoen beregnes relativt til trafikken på strekningen. Høy risiko indikerer derfor ikke direkte at ulykkestallet er høyt.

På bakgrunn av disse svakhetene ved eksisterende metoder for utpekning av ulykkesbelastede punkter og strekninger med høy ulykkesrisiko ønsket Statens vegvesen å utvikle et nytt mål på hva som er en farlig vegstrekning, med sikte på å kunne identifisere vegstrekninger der det er et høyt antall ulykker med alvorlig skadegrad. Hovedproblemstillingen som behandles i denne rapporten er:

Hvordan kan vegstrekninger med et høyt antall ulykker som medfører alvorlige personskader utpekes?

Som svar på dette spørsmålet er det utviklet et nytt mål på farlige vegstrekninger, kalt skadegradstetthet. Kapittel 2 forklarer hva skadegradstetthet er, mens kapitlene 3-6 beskriver de beregninger som er gjort for å utvikle målet. I kapittel 7 drøftes praktisk bruk av metoden.

Det understrekes at skadegradstetthet er en indikator på ulykkesproblemer som kommer i tillegg til de indikatorer Statens vegvesen allerede benytter, ikke til erstatning for disse. Det vil derfor fortsatt bli utpekt ulykkespunkter og ulykkesstrekninger eller vegstrekninger med høy ulykkesfrekvens, basert på de innarbeidede kriteriene for ulykkespunkter og ulykkesstrekninger eller unormalt høy ulykkesfrekvens.

Det må også presiseres at skadegradstetthet er en indikator på et ulykkesproblem. Indikatoren sier i seg selv ikke hva årsakene til problemet er og heller ikke hvordan det kan løses. Skadegradstetthet er en indikator som egner seg for såkalt "screening" av vegnettet. Med screening menes at man går gjennom hele vegnettet og beregner skadegradstettheten for hver vegstrekning av en gitt lengde. På denne måten kan man finne fram til de vegstrekninger som har høyest skadegradstetthet, og som må analyseres videre for å identifisere problem og løsning.

2 Hva er skadegradstetthet?

Skadegradstetthet kan defineres som et kostnadsvektet mål på antall skader per kilometer veg per år. Beregning av skadegradstetthet bygger på antallet skadde eller drepte personer, ikke på antall ulykker. Man får på denne måten tatt hensyn til at det i gjennomsnitt er mer enn en drept person per dødsulykke og mer enn en skadd person per personskadeulykke. Skadegradstetthet (SGT) er definert slik:

$$SGT = \frac{33,20DR + 22,74MAS + 7,56AS + 1,00LS}{Km * \text{år}}$$

DR = antall drepte

MAS = antall meget alvorlig skadde

AS = antall alvorlig skadde

LS = antall lettere skadde

Disse skadegradene tilsvarer dem som brukes i den offisielle statistikken for vegtrafikkulykker med personskade. Km er antall kilometer veg beregningen av skadegradstetthet gjelder. År er antall år som benyttes som datagrunnlag for beregningen.

Vektene (33,2 - 22,74 osv) bygger på beregninger av de samfunnsøkonomiske kostnader ved personskader i trafikken (Elvik 1993). Ifølge disse beregningene er kostnaden ved at en person blir drept i trafikken 33,2 ganger så stor som kostnaden ved at en person blir lettere skadd. Det vil si at nytten for samfunnet av å hindre at et menneske omkommer i trafikken er 33,2 ganger så stor som nytten av å hindre at et menneske blir lettere skadd.

Ved å multiplisere antall drepte med den relative kostnadsvekten, blir hver drept person tillagt 33,2 ganger så stor vekt som hver lettere skadd person når man beregner skadegradstetthet. På denne måten bidrar antallet drepte langt mer til skadegradstettheten enn deres antall alene tilsier. Tilsvarende tillegges meget alvorlig skadde 22,74 og alvorlig skadde vekten 7,56. Skadegradstetthet uttrykker derfor hvor mange drepte og hardt skadde det er per kilometer veg per år. Betegnelsen "hardt skadde" refererer til gruppene meget alvorlig og alvorlig skadde.

Det er ønskelig å kjenne skadegradstettheten for ethvert sted på vegnettet. Statistisk sett inntreffer det imidlertid relativt få alvorlige ulykker per kilometer veg per år. For riksveger blir litt mer enn 200 mennesker drept i trafikkulykker hvert år, på et vegnett som har en utstrekning på mer enn 26 000 kilometer. Det gjennomsnittlige antall drepte per kilometer veg per år er statistisk sett svært lavt (mindre enn 0,01). Muligheten for å utpeke steder på vegnettet som har et unormalt høyt antall drepte er derfor små, fordi praktisk talt hele vegnettet i et

normalt år vil ha 0 drepte, og noen ytterst få steder ha en eller flere drepte. Det kan i stor grad være tilfeldig hvor dødsulykkene ett bestemt år inntreffer.

For å håndtere den tilfeldige variasjonen i de registrerte tallene finnes statistiske metoder for sammenveining av registrerte skadetall og normale skadetall til forventede skadetall (for nærmere definisjon se kapittel 3.3) For å beregne de normale skadetallene og utpeke strekninger som har høy skadegradstetthet, er det i denne analysen derfor benyttet data for åtte år (1993-2000). Unntaksvis kan disse dataene gjelde en kortere periode, men aldri mindre enn fire år. Analysene er gjort for vegstrekninger (delparseller) på 1 kilometer. Noen delparseller er kortere enn 1 kilometer, men ikke kortere enn 500 meter.

Problemer knyttet til tilfeldig variasjon i antall ulykker og antall skadde personer drøftes i kapittel 3. I kapittel 4 forklares hvordan disse problemene er løst.

3 Tilfeldig og systematisk variasjon i antall ulykker og antall skadde personer

3.1 Begrepene tilfeldig og systematisk variasjon i ulykkes- og skadetall

Dersom vi teller opp antall ulykker som registreres i for eksempel et vegkryss gjennom en periode på 10 år, vil vi normalt finne at tallene svinger fra år til år. Vi kan for eksempel ha følgende tallrekke:

1 – 0 – 0 – 2 – 0 – 1 – 0 – 0 – 0 – 1

Vi har her seks år med 0 ulykker, tre år med 1 ulykke og ett år med 2 ulykker. Gjennomsnittlig årlig ulykkestall for perioden er $(1 + 2 + 1 + 1)/10 = 0,5$ ulykker per år. Etter fire år hadde det inntruffet 3 ulykker i krysset. Kanskje hadde dette påkalt vår oppmerksomhet, og vi ville ha betraktet krysset som noe farligere enn et vanlig kryss, selv om det formelt sett ikke er et spesielt ulykkesbelastet sted (4 ulykker på 4 år). I de neste fire årene inntraff det derimot bare 1 ulykke i krysset.

Slike svingninger fra år til år, eller fra en fire års periode til neste fire års periode, er ikke unormale. I et kryss der det gjennomsnittlige antall ulykker per år i det lange løp er 0,5, kan man som følge av rent tilfeldig variasjon forvente at det i ca 6 av 10 år ikke inntreffer ulykker, i ca 3 av 10 år inntreffer 1 ulykke og i ca 1 av 10 år inntreffer 2 ulykker.

Rent tilfeldig variasjon i antall ulykker betegner variasjon i det registrerte antall ulykker omkring et gitt forventet ulykkestall. Med forventet ulykkestall menes det gjennomsnittlige antall ulykker (per tidsenhet) i det lange løp, ved en gitt trafikkmengde (eksponering) og en gitt risiko (antall ulykker per eksponeringsenhet). Systematisk variasjon i ulykkestall betegner variasjon i det forventede ulykkestallet mellom et sett av enheter vi studerer. Dette kan for eksempel være variasjon mellom ulike vegkryss, ulike vegstrekninger, ulike førere, ulike bilmodeller, andre enheter som blir studert.

Den variasjon i antall ulykker vi observerer mellom ulike enheter, eller for en gitt enhet over lengre tid, er nesten alltid et resultat av en kombinasjon av tilfeldig og systematisk variasjon. Dersom vi studerer de samme enhetene i to perioder, vil utslagene av den rent tilfeldige variasjonen i den første perioden bli eliminert i den andre perioden, mens utslagene av systematisk variasjon vil bestå. Tendensen til at tilfeldig høye ulykkestall etterfølges av lavere tall og til at tilfeldig lave ulykkestall etterfølges av høyere tall kalles regresjon mot gjennomsnittet, eller regresjonseffekt. I neste avsnitt skal vi gi noen eksempler på regresjonseffekt i

ulykkestall og vise at denne effekten følger lovmessigheter som gjør det mulig å beregne den på en pålitelig måte.

3.2 Regresjonseffekt i ulykkestall – et klassisk eksempel

En av de første som påviste regresjonseffekt i ulykkestall var Thomas Forbes (1939). Han påviste at bilførere som var innblandet i unormalt mange ulykker i en periode ikke var innblandet i like mange ulykker i neste periode. Tabell 3.1 gjengir Forbes' data om bilførere i Connecticut i USA i periodene 1931-33 og 1934-36.

Tabell 3.1: Bilførere i Connecticut fordelt etter antall ulykker 1931-33 og 1934-36. Kilde: Forbes 1939, s 471.

Antall førere	Ulykker per fører		Endring (%)
	1931-33	1934-36	
26.259	0	0,101	+ ∞
2.874	1	0,199	- 80
357	2	0,300	- 85
31	3	0,484	- 84
10	4	0,700	- 82
29.531	0,126	0,114	- 10

Ulykkesdata forelå for to tre års perioder for til sammen 29.531 bilførere. Gjennomsnittlig ulykkestall per fører den første tre års perioden var 0,126. De aller fleste førere, nesten 89%, hadde i denne perioden 0 ulykker. De fleste av de førere som var utsatt for ulykker i perioden 1931-33 var bare utsatt for 1 ulykke. Førere som var utsatt for 2 eller flere ulykker representerte bare 1,3% av alle førere. Disse få førerne stod imidlertid for 22,8% av ulykkene.

På grunnlag av ulykkesdata for perioden 1931-33 er det nærliggende å tro at dersom man hadde inndratt førerkortet til førere som hadde vært utsatt for 2 eller flere ulykker, så kunne man ha redusert antall ulykker med 22,8%. Det er galt. I perioden 1934-36 gikk, som tabell 3.1 viser, antallet ulykker betydelig ned blant førere som var utsatt for 2 eller flere ulykker i perioden 1931-33. I perioden 1934-36 skjedde 96,2% av ulykkene med førere som bare hadde 0 eller 1 ulykke i perioden 1931-33. Ved å inndra førerkortet til dem som hadde 2 eller flere ulykker i perioden 1931-33, ville man følgelig ha redusert antall ulykker med 3,8%, ikke 22,8%.

I virkeligheten gikk antall ulykker per fører i perioden 1934-36 ned med over 80% for alle førere som i det hele tatt var utsatt for ulykker i perioden 1931-33. Førere som ikke var utsatt for ulykker i perioden 1931-33 var derimot utsatt for i gjennomsnitt 0,101 ulykker per fører i perioden 1934-36. Disse endringene – nedgang i antall ulykker blant dem som hadde 1 eller flere ulykker i perioden 1931-33, og økning i antall ulykker blant dem som hadde 0 ulykker i perioden 1931-33 – viser regresjon mot gjennomsnittet, eller regresjonseffekt.

Tabell 3.1 viser at regresjonseffekten i ulykkestall kan være svært stor, mer enn 80% reduksjon av ulykkestall. Tabell 3.1 viser imidlertid også at det gjennomsnittlige ulykkestall per fører i perioden 1934-36 varierte, avhengig av hvor mange ulykker førerne hadde i perioden 1931-33. Førere med 0 ulykker i perioden 1931-33 hadde i gjennomsnitt 0,101 ulykker i perioden 1934-36, mens førere med 4 ulykker i perioden 1931-33 i gjennomsnitt hadde 0,700 ulykker i perioden 1934-36. Det var med andre ord slik at førere som var utsatt for relativt mange ulykker den første perioden også var mer ulykkesutsatte den andre perioden enn førere som var utsatt for relativt få ulykker den første perioden. Forskjellene i antall ulykker per fører den andre perioden mellom førere med ulikt antall ulykker den første perioden er et uttrykk for *systematisk variasjon* i antall ulykker per fører. Tabell 3.1 viser at det var en betydelig systematisk variasjon i ulykkestall mellom førere. Det forventede antall ulykker per fører per tre års periode varierte med en faktor på 7 (fra 0,101 til 0,700).

Datasettet i tabell 3.1 er brukt her fordi det er klassisk og meget velegnet til å vise regresjonseffekter i ulykkestall. Det er imidlertid ikke enestående. I vedlegg til rapporten ”Ulykkesrisiko på riksveger 1986-89” (Elvik 1991) er det gitt flere eksempler på regresjonseffekt i ulykkestall basert på norske og svenske data. I neste avsnitt er det ved hjelp av disse dataene vist hvordan man statistisk kan kontrollere for regresjonseffekt i ulykkestall og på den måten anslå det langsiktige forventede ulykkestallet.

3.3 Statistisk kontroll for regresjonseffekt i ulykkestall

Det er mulig å fjerne regresjonseffekter i ulykkestall statistisk ved hjelp av den såkalte empiriske Bayes metoden (Hauer 1992, 1997). Metoden bygger på statistisk ulykkest teori.

La R stå for registrert ulykkestall. Det er alltid et helt tall (0, 1, 2, osv). La $E(\lambda)$ stå for forventet ulykkestall. Det er det gjennomsnittlige ulykkestall i det lange løp. I tabell 3.1 var $E(\lambda)$ 0,126 i perioden 1931-33 og 0,114 i perioden 1934-36. Forventet ulykkestall kan være et hvilket som helst tall større enn null.

Variasjonen i registrert ulykkestall omkring et gitt forventet ulykkestall består, som tidligere nevnt, av en kombinasjon av tilfeldig og systematisk variasjon. Det kan vises teoretisk, og ved hjelp av en rekke eksempler på faktiske ulykkesdata, at det er rimelig å forutsette at rent tilfeldig variasjon i ulykkestall kan beskrives som en Poissonfordeling. Poissonfordelingen har den egenskap at variansen er lik forventningen (gjennomsnittet). Det betyr at bidraget til den totale variasjonen i ulykkestall fra rent tilfeldig variasjon kan settes lik det gjennomsnittlige ulykkestallet i den gruppen vi studerer (førere, vegstrekninger, kryss). Dersom vi finner at variansen i ulykkestall er større enn gjennomsnittlig ulykkestall, har vi systematisk variasjon i ulykkestall. Dette kalles også for overspredning. Den totale variasjonen i ulykkestall kan vi kalle $Var(R)$. Den er summen av tilfeldig og systematisk variasjon i ulykkestall:

$$Var(R) = E(\lambda) + Var(\lambda)$$

Her er $E(\lambda)$ gjennomsnittlig (forventet) ulykkestall, og derfor et uttrykk for den tilfeldige variasjonen i ulykkestall. $Var(\lambda)$ er den systematiske variasjonen i ulykkestall.

Dersom all variasjon i ulykkestall er rent tilfeldig, vil enhver variasjon i registrert ulykkestall i en periode bli eliminert i en tilsvarende senere periode, det vil si at alle enheter vil få det gjennomsnittlige ulykkestallet $E(\lambda)$, uansett hvilket registrert ulykkestall de hadde den første perioden. Dersom det er systematisk variasjon i ulykkestall, kan det vises at det forventede ulykkestall, gitt at det er registrert R ulykker, kan beregnes ved (Hauer 1986, 1992):

$$E(\lambda|R) = V * E(\lambda) + (1 - V) * R \quad (1)$$

Her er $E(\lambda|R)$ forventet ulykkestall, gitt at det er registrert R ulykker og at det gjennomsnittlige ulykkestallet i en gruppe av enheter er λ . V er en vekt som avgjør hvor stor vekt som legges på det gjennomsnittlige ulykkestallet og det registrerte ulykkestall ved beregning av det forventede ulykkestallet. Beste anslag på verdien av V er:

$$V = \frac{E(\lambda)}{Var(R)}$$

V antar verdier mellom 0 og 1. Dersom all variasjon i ulykkestall er tilfeldig, er V lik 1. Det registrerte ulykkestallet gir da ingen informasjon om trafikkikkerheten utover den informasjon det gjennomsnittlige ulykkestallet gir.

Vi vil heretter skille mellom tre tall som gir eller kan gi informasjon om trafikkikkerheten:

- R = det registrerte antall ulykker eller antall skadde personer (med en gitt skadegrad)
- N = det normale antall ulykker eller antall skadde personer, det vil si det gjennomsnittlige antall ulykker eller skadde personer vi finner i en gruppe vegstrekninger som har gitt kjennetegn med hensyn til faktorer som skaper systematisk variasjon i antall ulykker eller skadde personer
- F = det forventede antall ulykker eller antall skadde personer, det vil si det antall ulykker eller skadde personer vi i det lange løp forventer skal skje på en gitt strekning, gitt vår kunnskap om det normale ulykkestallet, N , og det registrerte ulykkestallet, R .

I tabell 3.1 var N lik 0,126 i perioden 1931-33. $Var(R)$ kan beregnes til 0,145. Dermed blir V lik $0,126/0,145 = 0,871$. Ved å sette inn denne verdien i ligning (1), kan vi for eksempel beregne det forventede antall ulykker i perioden 1934-36 for førere som i perioden 1931-33 hadde 0 ulykker til:

$$0,871 * 0,126 + 0,129 * 0 = 0,110.$$

Dersom man sammenligner predikert og faktisk ulykkestall i perioden 1934-36 for førere med ulikt ulykkestall i perioden 1931-33 fremkommer følgende mønster:

Ulykker 1931-33	Predikert antall ulykker 1934-36	Faktisk antall ulykker 1934-36
0	0,11	0,10
1	0,24	0,20
2	0,37	0,30
3	0,50	0,48
4	0,63	0,70

Kilde: TØI rapport 618/2002

Siden leddet $V * E(\lambda)$ er konstant for en gitt verdi av $E(\lambda)$, gir ligning 1 opphav til en lineær prediksjonsfunksjon av formen:

$$Y = a + bX$$

Der a er lik $V * E(\lambda)$ og b er lik $(1 - V)$. Vi ser at denne funksjonen gir en god prediksjon av forventet ulykkestall per fører. Spørsmålet er om en slik lineær prediksjonsfunksjon generelt gir holdbare prediksjoner av forventet ulykkestall, gitt normalt og registrert ulykkestall.

Svaret på dette er ja, forutsatt at de normale ulykkestallene er Gammafordelte og registrert ulykkestall er negativt binomialfordelt. Den negative binomialfordelingen er en generalisert Poissonfordeling (Haight 1967), som har den vanlige Poissonfordelingen som et spesialtilfelle.

Vi skal nå vise hvordan funksjonen for prediksjon av forventet ulykkestall fungerer i utvalgte datasett. Følgende datasett er benyttet som illustrasjon:

- Bilførere i North Carolina (Hauer og Persaud 1983)
- Vegstrekninger i Ontario (Hauer og Persaud 1983)
- Vegstrekninger på riksveg i Aust-Agder (Elvik 1988)
- Kryss på riksveg i Oslo (Elvik 1990)

Hvert av disse datasettene kan beskrives ved hjelp av to kjennetegn: forventning (normalt ulykkestall = λ) og varians ($\text{var}(R)$). Disse dataene er oppgitt nedenfor:

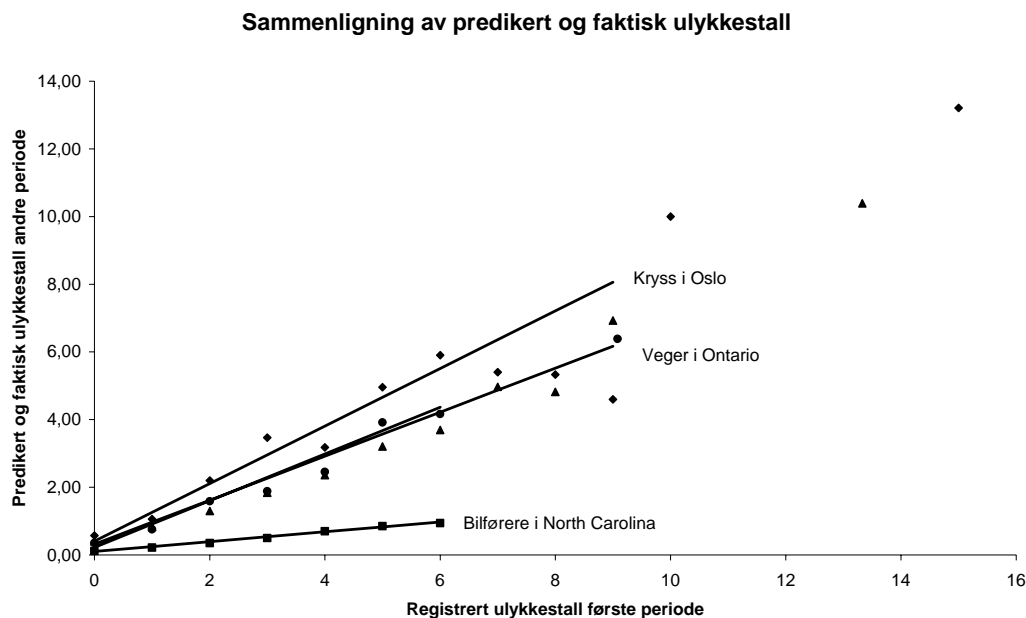
Datasett	Normalt ulykkestall	Varians i ulykkestall
Bilførere i North Carolina	0,122	0,143
Vegstrekninger i Ontario	0,707	2,020
Vegstrekninger i Aust-Agder	0,723	2,331
Kryss i Oslo	2,730	18,200

Kilde: TØI rapport 618/2002

En sammenligning av prediksjoner og faktiske ulykkestall er gitt i figur 3.1.

I de fire datasettene som er benyttet som eksempel predikerer den empiriske Bayes metoden forventet antall ulykker meget godt i de fleste tilfeller. Korrelasjonen mellom predikerte og faktiske verdier er i alle fire datasett over 0,94. Gjennomsnittlig prosentvis prediksjonsfeil er ikke i noe datasett over 8%.

Den empiriske Bayes metoden kan følgelig anses for å gi en tilfredsstillende statistisk kontroll for regresjonseffekt i ulykkestall som medfører at forventet ulykkestall kan beregnes med god nok nøyaktighet.



Kilde: TØI rapport 618/2002

Figur 3.1: Test av hvor godt empirisk Bayes metode predikerer ulykkestall

3.4 Ekstra overspredning i antall skadde personer

I de analysene som er gjort i denne rapporten, er antallet skadde personer benyttet som enhet. I gjennomsnitt er det mer enn 1 skadd person per personskadeulykke og mer enn 1 drept person per dødsulykke. Dette bidrar til å skape en ekstra overspredning i forhold til den systematiske variasjonen i antall ulykker. To spørsmål har i denne sammenheng interesse:

1. Hvor stor er spredningen i antallet skadde eller drepte per ulykke?
2. Kan fordelingen av antall skadde eller drepte per ulykke beskrives ut fra en kjent sannsynlighetsfordeling?

Data til å belyse disse spørsmålene foreligger for antall drepte. I perioden fra 1.1.1985 til 30.10.2001 ble det registrert 4.838 dødsulykker med til sammen 5.446 drepte personer. Dødsulykkene fordelte seg slik etter antall drepte personer per dødsulykke:

Antall drepte pr dødsulykke	Antall dødsulykker
1	4382
2	365
3	56
4	24
5	7
6	2
7	1
16	1

Kilde: TØI rapport 618/2002

I de aller fleste dødsulykker blir bare 1 person drept. Det høyeste antallet som er registrert i denne perioden er 16 drepte i en ulykke. Dette fremstår imidlertid som et unormalt utfall. I gjennomsnitt ble 1,1256 personer drept i hver dødsulykke. Variansen til antall drepte per dødsulykke er 0,2380.

Statistisk ulykkesteori forteller oss at variansen i et ulykkefall aldri kan være mindre enn gjennomsnittet. Antallet drepte per ulykke er imidlertid ikke uavhengige begivenheter i samme forstand som Poissonfordelte ulykkefall. Normalt vil avhengighet mellom begivenheter øke variansen i en fordeling, ikke redusere den. Resultatet må imidlertid ses i lys av at variabelen er trunkert, det vil si at kun verdier fra 1 og oppover kan forekomme.

Spørsmålet er hvor mye ekstra variasjon utover den rent tilfeldige som kan tilskrives at det per definisjon er minst 1 skadd eller drept person per ulykke. For å besvare dette spørsmålet, er det hensiktsmessig å representere den trunkerte variabelen "antall drepte per dødsulykke" som en variabel med forventning $1,1256 - 1,0000 = 0,1256$. Variansen blir den samme som før, det vil si 0,2380. Vi ser at variansen er større enn forventningen, det vil si at antallet drepte per dødsulykke, utover den ene det per definisjon alltid minst må være, er større enn rent tilfeldig variasjon. Tabell 3.2 viser hvordan fordelingen av antallet drepte utover 1 person i dødsulykker fordelte seg i perioden 1985-2001, sammenlignet med to teoretiske fordelinger. Tabellen viser at det er større variasjon i antall drepte per dødsulykke enn den rent tilfeldige variasjonen (Poissonfordelingen).

En negativ binomialfordeling beskriver variasjonen i antall drepte langt bedre enn Poissonfordelingen. Dette tyder på at det kan være rimelig å forutsette at antallet drepte per kilometer veg er negativt binomialfordelt.

Tabell 3.2: Fordeling av antall drepte utover 1 per dødsulykke i vegtrafikk 1985-2001.

Ekstra antall drepte utover 1	Faktisk fordeling	Poissonfordeling	Negativ binomialfordeling
0	4 382	4 267	4 464
1	365	536	266
2	56	34	71
3	24	1	24
4	7	0	9
5	2	0	3
6	1	0	1
15	1	0	0

Kilde: TØI rapport 618/2002

3.5 Test av antakelser om fordeling av antall skadde og drepte personer

Vi har utført multivariate analyser av faktorer som kan antas å forklare variasjon i antallet skadde eller drepte personer per kilometer veg. Disse analysene bygger på en negativ binomial regresjonsmodell som presenteres i kapittel 4. Her skal vi kun kort vise hvordan man kan teste hvor holdbart det er å forutsette at antallet skadde eller drept er negativt binomialfordelt. Tabell 3.3 viser et eksempel på en slik test.

Tabell 3.3: Test av antakelser om fordeling av antall drepte per kilometer veg

Antall drepte per kilometer veg	Faktisk fordeling	Poissonfordeling	Negativ binomialfordeling
0	19 957	19 728	19 974
1	895	1274	854
2	135	41	163
3	43	1	39
4	9	0	10
5	3	0	3
6	1	0	1
7	0	0	0
8	1	0	0
Sum	21044	21044	21044

Kilde: TØI rapport 618/2002

Tabell 3.3 omfatter data for 21 044 strekninger på 1 kilometer der det foreligger data for hele perioden 1993-2000. Et stort flertall av disse strekningene, 19 957, hadde i denne perioden ingen drepte. 895 strekninger hadde 1 drept, 135 strekninger hadde 2 drepte, osv. Neste kolonne viser den forventede fordeling av de 21 044 strekningene etter antall drepte dersom variasjonen i antall drepte hadde vært rent tilfeldig (Poissonfordelingen). Vi ser at denne fordelingen stemmer relativt dårlig med den faktiske fordelingen. En negativ binomialfordeling av antall drepte stemmer derimot svært godt overens med den faktiske fordelingen.

På grunnlag av dette vil vi konkludere med at det er rimelig og i godt samsvar med de faktiske forhold å bygge en multivariat ulykkesanalyse på en forutsetning om at antallet skadde og drepte personer er negativt binomialfordelt. Denne forutsetningen er holdbar både med hensyn til den initiale fordelingen (det vil si den fordelingen vi observerer i rådata før analysen er utført) og restleddsfordelingen i den multivariate analysen.

4 En negativ binomial regresjonsmodell for antall skadde eller drepte

4.1 Modellens statistiske grunnlag og logiske struktur

I kapittel 3 ble det forklart at den empiriske variansen i ulykkestall (den variasjon vi observerer i et datasett) kan dekomponeres i tilfeldig variasjon og systematisk variasjon. Formålet med en multivariat ulykkesmodell er å beskrive den systematiske variasjonen og finne kilder til den.

Det finnes to varianter av multivariate ulykkesmodeller som er tilpasset det faktum at antall ulykker er en heltallsvariabel som bare kan anta positive verdier. Det er Poisson regresjon og negativ binomial regresjon. Hensikten med negativ binomial regresjon er i likhet med Poisson regresjon å ta hensyn til at den avhengige variabelen bare kan anta positive verdier, samtidig som den ikke forutsetter at de uavhengige variable forklarer all systematisk variasjon. Det antas at variansen for enheter med samme verdier for de uavhengige variablene er større enn hva som kan forklares ved en ren Poisson modell.

Variasjonen i ulykkestall kan tenkes forklart ved tre komponenter. En komponent som forklares ved de uavhengige variablene, en resterende systematisk komponent som skyldes forhold (variable) man ikke har kunnskap om og en rent tilfeldig komponent, som kan beskrives med en Poissonfordeling. Ved negativ binomial regresjon blir de to siste komponentene beskrevet med en negativ binomialfordeling.

En negativ binomialfordeling fremkommer ved at man har en familie av Poissonfordelinger hvor parameteren (forventningen = λ) i Poissonfordelingene er Gammafordelt. Gammafordelingen beskrives ved følgende funksjon:

$$f(\lambda) = \frac{a^b}{\Gamma(b)} e^{-a\lambda} \lambda^{b-1}$$

Forventning og varians kan uttrykkes ved de to parametrene a og b som er definert slik:

$$a = \bar{x} / (s^2 - \bar{x})$$

$$b = \bar{x}^2 / (s^2 - \bar{x})$$

der \bar{x} er gjennomsnittet og s^2 er variansen i en ulykkesfordeling. Forventning og varians i Gamma-fordelingen blir dermed:

$$E(\lambda) = \frac{b}{a} \text{ og } Var(\lambda) = \frac{b}{a^2}.$$

Betegner man variabelen i den avledete negative binomiale fordeling med y så har man:

$$E(y) = E(\lambda) \text{ og } Var(y) = E(\lambda) + Var(\lambda)$$

Ved negativ binomial regresjon antas at:

$$\log \lambda_i = \beta^T x + \log \varepsilon_i,$$

$$\text{dvs at } \lambda_i = e^{\beta^T x} \varepsilon_i.$$

ε_i er antatt gammafordelt med $E(\varepsilon_i) = 1$ og $Var(\varepsilon_i) = \alpha$. Denne modellen betegnes som NB2 (se forklaring senere). Gammafordelingen som her er antatt er en én-parameter familie av fordelinger som er en undergruppe av alle mulige gamma-fordelinger. Den fremkommer når man setter $a = b = \frac{1}{\alpha}$ i den generelle gammafordeling.

Betegnes $e^{\beta^T x}$ med μ blir $E(\lambda_i) = \mu$ og $Var(\lambda_i) = \alpha\mu^2$ og variansen til ulykkesobservasjon y_i er gitt ved:

$$Var(y_i) = \mu + \alpha\mu^2 = \mu(1 + \alpha\mu)$$

Dersom $\alpha = 0$ blir $Var(y_i) = \mu$ og y_i er poissonfordelt. α uttrykker derfor overspredningen i den negative binomialfordelingen i forhold til en Poissonfordeling og kalles gjerne overspredningsparameteren.

Denne modellen fører til at variansen for store μ blir proporsjonal med kvadratet av μ . Observasjoner med stor forventet verdi får derfor stor varians. Cameron og Trivedi (1998) betrakter NB2 modellen ovenfor som et spesialtilfelle av en klasse modeller hvor variansen kan skrives:

$$Var(y_i) = \mu + \alpha\mu^p$$

I NB2 modellen er $p = 2$, derav betegnelsen. Settes $p = 1$ fås NB1 modellen hvor variansen er lineær i μ . I dette tilfellet må det forutsettes at $Var(\varepsilon) = \frac{\alpha}{\mu}$.

I dette prosjektet er programpakken LIMDEP benyttet. LIMDEP gir bare mulighet til å estimere NB2 modellen. Denne modellen har derfor blitt benyttet ved estimering av ligninger til å beregne normalt antall skadde eller drepte per kilometer veg for en periode på 8 år. Det er utviklet en modell for hver skadegrad, det vil si en modell for drepte, en modell for meget alvorlig skadde, en modell for alvorlig skadde og en modell for lettere skadde.

4.2 Det teoretiske grunnlaget for å beregne forventet antall skadde som en vektet sum av registrert og normalt antall skadde

Det teoretiske grunnlaget for å beregne forventet antall skadde (F) av en gitt skadegrad som en vektet sum av registrert (R) og normalt (N) antall skadde er beskrevet i Hauer (1997). En gitt vegstrekning har et normalt antall skadde, dvs et gjennomsnittlig antall skadde som vil inntreffe i det lange løp. Normalt antall skadde på en gitt vegstrekning vil avhenge av egenskaper ved vegstrekningen, for eksempel trafikkmengde, fartsgrense, antall kjørefelt, vegens linjeføring, osv. Egenskapene ved vegstrekningen gir informasjon som kan brukes til å anslå normalt antall skadde f eks ved å gjøre en regresjonsanalyse hvor antall skadde på et utvalg vegstrekninger forklares på grunnlag av et sett uavhengige variable.

Settet av uavhengige variable vil imidlertid aldri kunne bli uttømmende. Selv om to vegstrekninger er identiske for alle uavhengige variable som inngår i analysen vil det alltid være forskjeller mellom strekningene for andre forhold. Regresjonsanalysen gir derfor ikke det forventede antall skadde for en bestemt strekning, men kun for strekninger som er identiske for de egenskaper som inngår i analysen. Det anslag på antall skadde som fremkommer fra en multivariat ulykkesmodell kalles normalt skadetall.

Forventet antall skadde på en bestemt strekning vil kunne avvike fra det normale antall skadde. En annen kilde til informasjon om forventet antall skadde på en bestemt vegstrekning er antall skadde som tidligere er registrert på strekningen. Dette kan kombineres med normalt antall skadde for å anslå forventet antall skadde på en bestemt strekning. Kombinasjonen av disse to kildene til informasjon om forventet antall skadde utgjør kjernen i den empiriske Bayes metoden for å estimere trafikksikkerhet.

Modellen som ligger til grunn for kombinere normalt skadetall og registrert skadetall er følgende.

For vegstrekninger som har samme kjente bakgrunnsvariable eller karakteristika er det en fordeling av normalt skadetall λ med forventning $E(\lambda)$ og varians $Var(\lambda)$. $E(\lambda)$ er det normale skadetallet for slike strekninger. For en bestemt vegstrekning er det registrert et skadetall R og det beste estimatet for forventningen λ for denne strekningen er $E(\lambda / R) = VE(\lambda) + (1 - V)R$ (Hauer,

1997) hvor V er gitt ved
$$V = \frac{I}{I + \frac{Var(\lambda)}{E(\lambda)}}$$

Problemet er å estimere $Var(\lambda)$.

Det kan vises at antallet skadde R på en vegstrekning har varians $Var(R) = E(\lambda) + Var(\lambda)$. Som estimat for $Var(R)$ brukes kvadratet av restleddet i regresjonsligningen, dvs $(R - E(\lambda))^2$. $Var(\lambda)$ estimeres så ved $Var(\lambda) = Var(X) - E(\lambda)$.

Hauer (1997) viser til undersøkelser hvor sammenhengen mellom $Var(\lambda)$ og $E(\lambda)$ er studert. Han finner at sammenhengen ofte kan skrives som en

annengradsfunksjon, $Var(\lambda) = \frac{E(\lambda)^2}{K}$. Denne sammenhengen er lagt til grunn for beregningen av forventet ulykkestall på vegstrekninger. Verdien for K for personskadeulykker på riksveg er i Elvik (1991) anslått å være 2.2.

I den multivariate modellen som er utviklet i dette prosjektet (se avsnitt 4.1) er en en-parameter Gamma-fordeling antatt å beskrive fordelingen av normalt antall skadde. For en-parameter Gamma-fordelingen blir variansen til antall skadde på en bestemt strekning:

$$Var(R) = E(\lambda) \left(1 + \frac{1}{K} E(\lambda) \right).$$

Siden man har $Var(R) = E(\lambda) + Var(\lambda)$ betyr dette at antagelsen $Var(\lambda) = \frac{E(\lambda)^2}{K}$

er oppfylt. Denne ligningen er imidlertid ikke nødvendigvis oppfylt for alle negative binomialfordelinger, men skyldes at en spesiell undergruppe av fordelinger benyttes. Programmet LIMDEP som er benyttet til å estimere regresjonsligninger med negativt binomialfordelt feilledd er begrenset til denne undergruppen av binomialfordelinger. Dette i sammenheng med at Hauer (1997)

mener at sammenhengen $Var(\lambda) = \frac{E(\lambda)^2}{K}$ er funnet empirisk til ofte å være

oppfylt gjør at vi har valgt å bygge analysen på denne forutsetningen.

4.3 Føyningsmål for negativ binomial regresjon

Hvordan kan vi bedømme hvor godt de multivariate modeller som er føyd til data forklarer variasjonen i disse? Tradisjonelle føyningsmål som forklart varians er ikke meningsfulle for multivariate ulykkesmodeller. Fridstrøm et al (1995) drøfter en rekke føyningsmål, blant dem ett som bygger på overspredningsparameteren i en negativ binomial regresjonsmodell. Overspredningsparameteren er α i følgende ligning:

$$Var(y_i) = \mu + \alpha\mu^2 = \mu(1 + \alpha\mu)$$

Dersom man løser denne med hensyn på α får man:

$$\alpha = \frac{\frac{Var(y)}{\mu} - 1}{\mu}$$

Dette gir en mulighet for definere et føyningsmål som bygger på en sammenligning av overspredningen i det opprinnelige datasettet og overspredningen i restleddene til den føyde modellen. Tabell 4.1 gir informasjon om hvor mye av den systematiske variasjonen i antall skadde modellene forklarer.

Tabell 4.1 viser at den rent tilfeldige variasjonen dominerer for drepte og meget alvorlig skadde. For alvorlig skadde er 50% av variasjonen tilfeldig, resten systematisk. For lettere skadde er mer enn 90% av variasjonen systematisk. De føyde modellene forklarer i samtlige tilfeller mer enn halvparten av den systematiske variasjonen i antallet skadde personer.

Tabell 4.1: Forklaringsbidrag fra multivariate negative binomiale regresjonsmodeller for antallet skadde

Skadegrad	Gjennomsnitt	Varians	Rent tilfeldig variasjon	Systematisk variasjon forklart av modell	Gjenstående uforklart systematisk variasjon
Drepte	0,0646	0,0976	0,0646 (66,2%)	0,0230 (23,6%)	0,0100 (10,2%)
Meget alvorlig skadde	0,0319	0,0395	0,0319 (80,8%)	0,0052 (13,2%)	0,0024 (6,0%)
Alvorlig skadde	0,1917	0,3815	0,1917 (50,2%)	0,1387 (36,4%)	0,0511 (13,4%)
Lettere skadde	1,5745	20,6274	1,5745 (7,6%)	16,5740 (80,4%)	2,4789 (12,0%)

Kilde: TØI rapport 618/2002

Som det framgår av tabell 4.1 er den rent tilfeldige variasjonen lik gjennomsnittet. Dette har sin forklaring i antakelsen om at den tilfeldige variasjonen i ulykkestallene er Poissonfordelt og at denne fordelingen har egenskapen at variansen er lik forventningen (gjennomsnittet).

5 Beregning av normalt antall skadde og av K-verdier

Formålet med denne analysen er å bestemme normale skadetall (N) for en vegstrekning, samt nye verdier av konstanten K som inngår som parameter i beregningen av de forventende skadetallene (F). Med normale skadetall menes f. eks. normalt antall drepte på en vegstrekning. "Normalt" må i denne sammenheng forstås som det antallet en finner dersom en studerer en gruppe ensartede strekninger over lengre tid.

Dette antallet vil være avhengig av flere veg- og trafikktekniske karakteristika ved strekningene.

Målet med denne analysen er altså å komme fram til et sett av likninger, nærmere bestemt 4 eller en for hver skadegrad som gjør det mulig å beregne det normale skadetallet for en strekning hvor visse veg- og trafikktekniske størrelser har samme verdi. Det skal utarbeides separate likninger for hver skadegrad (drept, meget alvorlig skadd, alvorlig skadd og lett skadd).

I tillegg skal verdien av konstanten K bestemmes, separat for hver skadegrad.

For å gjennomføre analysen er det etablert et datamateriale basert på Vegdata-bankens ulike registre samt tilhørende ulykker og skadedata fra 1993- 2000, totalt 8 år.

5.1 Datagrunnlag

I utgangspunktet hadde det vært ønskelig å benytte så mange veg- og trafikktekniske størrelser som mulig for å beskrive den aktuelle vegstrekningen mest mulig presist. Hvilke størrelser det har vært mulig å benytte er en avveining mellom datamaterialets kvalitet, hvilke data som faktisk finnes og ikke minst at den enkelte delparsell som analysen gjøres på må være enhetlig. Dette i betydningen at de variablene som beskriver delstrekningen må ha **samme verdi** for hver delstrekning (f. eks. ha samme ÅDT). Etter flere forsøk, både med ulike trafikktekniske karakteristika og med parseller av ulik lengde ble det valgt å basere analysene på delstrekninger med største lengde 1 km og med følgende veg- og trafikkteknisk beskrivelse:

- Fartsgrense ($\leq 50, 60, 70, 80, \text{ og } 90$ km/t)
- Årsdøgntrafikk
- Vegtype (Motorveg A, B, resten)
- Antall kjørefelt
- Antall kryss
- Vegstatus (Stamveg/ikke stamveg)

I tillegg innholder datamaterialet opplysninger om ulykker og skader (etter skadegrad) for hver delstrekning.

I utgangspunktet er hele riks- og Europavegnettet lagt til grunn for analysene. Dette er så delt opp i ensartede parseller med hensyn til variablene nevnt over. Med en ensartet parsell menes at ÅDT, fartsgrensen, vegtypen, antall felt og vegtatus er konstant. Antall kryss kan telles opp. Samtidig kreves at det finnes ulykker og skadedata for minimum 4 år (maksimum 8 år).

For at en delparsell skal kunne benyttes i analysene må alle opplysninger som er nevnt finnes for den enkelte parsell. I praksis betyr dette at deler av det opprinnelige datamaterialet faller bort.

Tabell 5.1 viser en oversikt over det totale riks- og Europavegnettet. Dette utgjør 26 782 km hvorav 7 465 utgjøres av stamvegnettet, og 19 317 km øvrige riksveger. Vårt materiale utgjør totalt 24 686 km eller om lag 92 % av dette vegnettet. I alt består materialet av 25 739 parseller hvor 21 784 har lengde 1 km og 3 955 har lengde mellom 0,5 km og 1 km.

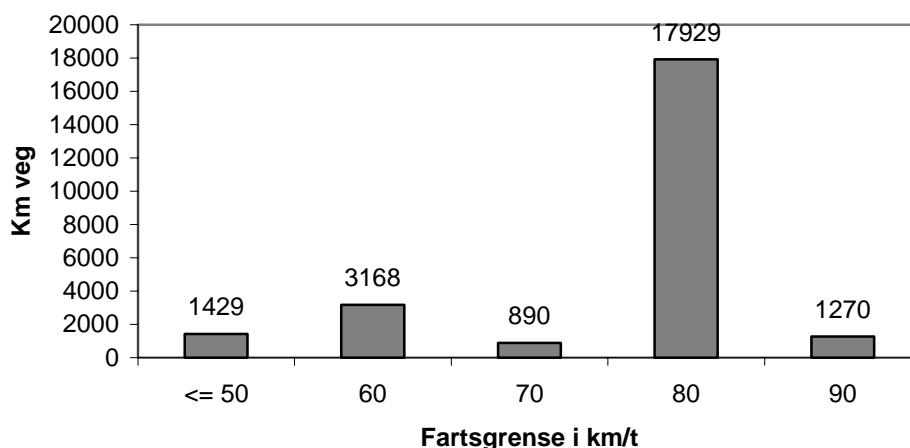
Tabell 5.1: Alle riks- og Europaveger og vårt datamateriale etter vegstatus. Km og %

	Totalt vegnett km	Vårt vegnett km	Vårt vegnett %
Stamveg	7 465	6 639	88,9
Øvrige riksveger	19 317	18 047	93,4
SUM	26 782	24 686	92,2

Kilde: TØI rapport 618/2002

5.1.1 Fartsgrenser og vegtype

Figur 5.1 viser en oppdeling av datamaterialet etter veglengde med ulike fartsgrenser.



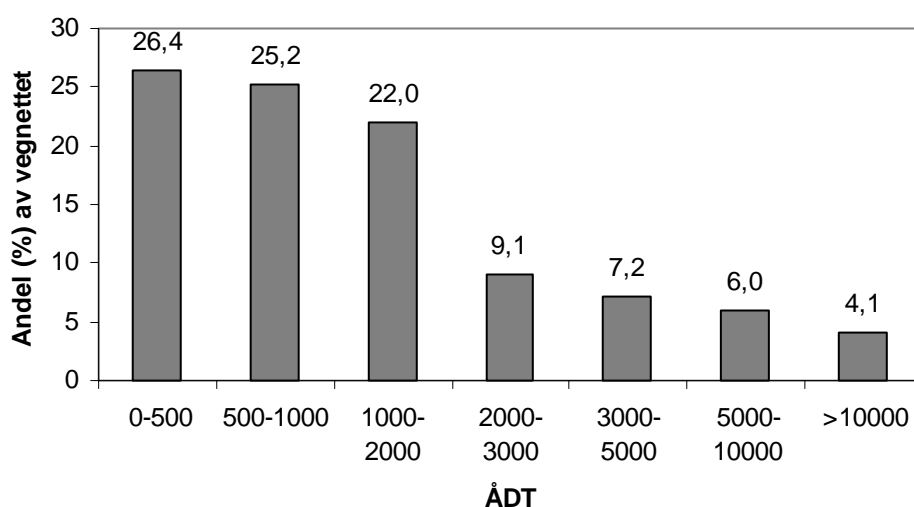
Kilde: TØI rapport 618/2002

Figur 5.1 Oppdeling av datamateriale etter fartsgrense. Km R- og E veg med ulike fartsgrenser.

Som det framgår utgjør størstedelen (over 70 %) veger med fartsgrense 80 km/t. De andre fartsgrensene utgjøres veglengder på mellom 900 km og 3 100 km hver. Av de totalt 1 270 km med veg med fartsgrense 90 km/t utgjør 32 km motorveg klasse A, 251 km motorveg klasse B.

5.1.2 Årsdøgntafikk og antall felt

Årsdøgntrafikken på de totalt 25 739 delparsellene datamaterialet består av varierer fra opp mot 90 000 kjt/døgn til 150 kjt/døgn. Den gjennomsnittlige døgntrafikken for alle parsellene er 2 347 kjt /døgn. Figur 5.2 viser en inndeling av vegnettet i ulike ÅDT klasser oppgitt i % av den totale veglengden i hver klasse.



Kilde: TØI rapport 618/2002

Figur 5.2 Andeler (%) av den totale veglengden i ulike ÅDT-klasser

Figur 5.2 viser at over halvparten av vegnettet har ÅDT mindre enn 1000. Over 97 % av den totale veglengden utgjøres av veger med 2 kjørefelt.

5.1.3 Ulykker og skader

De aller fleste delparsellene (96%) har et komplett ulykkes/ skadedata materiale bestående av registreringer for alle 8 årene fra 1993-2000. Kun et fåtall (919 parseller), har kortere registreringsperiode enn 8 år. Ingen har kortere enn 4 års registrering.

Tabell 5.2 viser en oversikt over det datamaterialet for ulykker og skader.

Tabell 5.2: Oversikt over antall ulykker og antall skader etter skadegrad.

Ulykker med	Antall ulykker	Antall personer			
		Drept	Meget alvorlig skadd	Alvorlig skadd	Lett skadd
Drept	1437	1633	112	308	901
Meget alvorlig skadd	672		720	178	472
Alvorlig skadd	3934			4490	2322
Lett skadd	27648				38506
Totalt	33691	1633	832	4976	42201
		49642			

Kilde: TØI rapport 618/2002

Totalt omfatter datamaterialet opplysninger om 33 691 ulykker. 1 437 av disse er klassifisert som dødsulykker, hvilket betyr at ulykken har minst en drept. Som det framgår er 1 633 mennesker drept i disse ulykkene. I tillegg til det er 112 meget alvorlig skadd, 308 alvorlig skadd og 901 lettere skadd.

Den øvrige delen av tabellen leses på tilsvarende måte.

Totalt viser tabellen at datamateriale omfatter 49 642 skadde/drepte personer. I forhold til alle skadde eller drepte er:

- 3,3 % drept
- 1,7 % meget alvorlig skadd
- 10,0 % alvorlig skadd
- 85,0 % lettere skadd

5.2 Analysemetode

For å estimere de normale skadetallene ble regresjonsanalyse benyttet. Det er estimert en likning for hver av skadegradene (drept, meget alvorlig skadd, alvorlig skadd og lett skadd).

Siden det registrerte antall drepte og skadde må være ikke-negative og dessuten hele tall, er vanlig lineær regresjonsanalyse ikke egnet. Alternativene er å bruke poisson regresjon eller negativ binomial regresjon. Poisson regresjon forutsetter at restleddene er Poisson fordelt. Dette er normalt ikke realistisk. De uavhengige variable vil vanligvis ikke forklare all systematisk variasjon og dette gjør at variansen til restleddet er større enn Poissonfordelingen tilsier. Regresjon med et negativt binomialt restledd er derfor benyttet.

Et annet argument for å bruke negativ binomialfordeling som restledd er at selv om ulykker er poissonfordelt vil ikke antall skadde og drepte være det. Variansen blir større fordi det er mulig at det blir flere skadet eller drept i samme ulykke.

I analysen blir skader med forskjellig skadegrad (alvorlighet) som nevnt bli behandlet separat. Siden dette reduserer sannsynligheten for at det skal være flere skader som inngår i samme ulykke blir den negative binomialfordelingen en bedre

tilnærming enn hvis totalt antall drepte og skadde hadde blitt behandlet samlet. Til gjengjeld blir usikkerheten større fordi tallene blir mindre.

I regresjonsanalysen ble programvaren LIMDEP benyttet. Siden LIMDEP benytter undergruppen av den negative binomialfordelingen med bare en parameter blir $1/K$ bestemt direkte i regresjonsanalysen.

Variable som ble benyttet er vist i tabell 5.3.

Tabell 5.3. Variable benyttet i regresjonsanalysen til å bestemme normale skadetall og parameteren K .

Variabelnavn	Forklaring
ADTLOG	Logaritmen til Årsdøgntrafikken
DUMVEG2	Dummy for veger med fartsgrense 60 km/t
DUMVEG3	Dummy for veger med fartsgrense 70 km/t
DUMVEG4	Dummy for veger med fartsgrense 80 km/t
DUMVEG5	Dummy for veger med fartsgrense 90 km/t
DUMVEG6	Dummy for veger med fartsgrense 90 km/t, motorveg klasse B
DUMVEG7	Dummy for veger med fartsgrense 90 km/t, motorveg klasse A
FELTLOG	Logaritmen til antall kjørefelt på strekingen+1
KRYSSLOG	Logaritmen til antall kryss på strekingen /pr km +1
STDUM	Dummy for vegstatus (stamveg/ikke stamveg)

Kilde: TØI rapport 618/2002

Som tabellen viser er en rekke av de benyttede variablene såkalte dummy-variable. Dette er variable som inntar verdien 0 eller 1.

For variablene DUMVEG2 til DUMVEG7, som håndterer veger med ulik fartsgrense, og for veger med 90 km/t fartsgrense der også vegtypen er angitt, er veger med fartsgrense 50 km/t valgt som basis. Dette vil si at alle dummyer har verdien 0 når fartsgrensen er 50 km/t. Når fartsgrensen er 60 er DUMVEG2 lik 1 og de andre dummyene 0. For en motor A veg, hvor fartsgrensen er 90 km/t er DUMVEG7 lik 1 mens alle de andre dummyene er 0.

STDUM er 1 hvis vegstrekningen er en stamveg, 0 ellers.

Ligningene som estimeres har følgende form:

$$\lambda = \prod x_i^{\beta_i} \prod e^{b_j d_j} \text{ hvor } x_i \text{ er kontinuerlige variable og } d_j \text{ er dummy variable.}$$

LIMDEP estimerer imidlertid en ligning som forutsettes å være på formen

$\lambda = e^{\sum \beta_i x_i}$. For å oppnå dette tas logaritmen til kontinuerlige variable. Imidlertid legges 1 til variabelen (bortsett fra ADT hvor det ikke er nødvendig og vil ha svært liten betydning) før logaritmen tas for å unngå problemet med å ta logaritmen av 0.

Den søkte likningen for bestemmelse av f eks normalt antall drepte, $N(DR)$ vil således ha følgende form:

$$N(DR) = e^A$$

$$\text{Der } A = C + b1 * \ln(\text{ÅDT}) + \sum_{i=2}^7 b(i) * \text{DUMVEG}(i) + b(8) * \ln(\text{Antfelt} + 1) + b(9) * \ln(\text{Antkryss} + 1) + b(10) * \text{STDUM}$$

C = En konstant

b1..b10 = Koeffisienter for hver av de variable vist i tabell 5.3

DUMVEG 2..7 = Dummy variable som gitt i tabell 5.3

ÅDT = Årsdøgntrafikk

Antfelt = Antall kjørefelt på strekningen

Antkryss = Antall kryss på strekningen (av lengde 1 km)

STDUM = Dummy for vegstatus (1 dersom stamveg, 0 ellers)

Konstanten C og koeffisientene b1...b10 bestemmes med regresjonsanalysen, separat for hver skadegrad.

5.3 Resultater

5.3.1 Normale skadetall

I tabell 5.4 presenteres resultatet av regresjonsanalysen som er gjort for å finne koeffisientene i likningen som beregner normalt antall drepte, N(DR) på en veg med 1 km lengde og i løpet av 8 år.

Tabell 5.4: Normalt antall drepte pr km og 8 år. Resultat av regresjon med negativ binominalt restledd. Koeffisient, Standardavvik, T-observator og Signifikansnivå for ulike variable

Variabel	Koeffisient		Standardavvik	T-observator	Sign nivå
	betegnelse	tallverdi			
Konstant	C	-7,154	0,530	-13,508	0,0000
ADTLOG	b1	0,842	0,036	23,595	0,0000
DUMVEG2	b2	-0,020	0,175	-0,113	0,9103
DUMVEG3	b3	0,385	0,204	1,889	0,0589
DUMVEG4	b4	0,172	0,165	1,039	0,2990
DUMVEG5	b5	0,090	0,222	0,404	0,6864
DUMVEG6	b6	0,610	0,221	2,755	0,0059
DUMVEG7	b7	0,879	0,775	1,135	0,2564
FELTLOG	b8	-1,967	0,449	-4,377	0,0000
KRYSSLOG	b9	0,082	0,075	1,092	0,2748
STDUM	B10	0,255	0,069	3,698	0,0002

Kilde: TØI rapport 618/2002

Tabellen viser variabelnavnet, størrelsen av den aktuelle koeffisienten, standardavviket i denne, T observatoren samt signifikansnivået for den enkelte koeffisient. Konstanten nevnt i tabellen (-7,154) tilsvarer konstanten C i likningen vist i avsnitt 5.2. De andre 10 koeffisientene tilsvarer koeffisientene b1..b10 i den samme likningen. Eksempelvis er koeffisient b8 (-1,967) den koeffisienten som skal multipliseres med uttrykket $\ln(\text{Antfelt} + 1)$.

Med bakgrunn i denne likningen kan det normale antall drept ($N(\text{DR})$) på en vegstrekning beregnes.

For en veg med $\text{ÅDT} = 1500$, fartsgrense 60 km/t, 2 kjørefelt, 1 kryss og beliggende på en stamveg beregnes normalt antall drept på følgende måte (se likning i avsnitt 5.2):

$$N(\text{DR}) = e^A$$

$$A = -7,154 + 0,842 * \ln(1500) + (-0,020) * 1 + (-1,967) * \ln(2 + 1) + 0,082 * \ln(1+1) + 0,255 * 1$$

$$A = -2,865$$

$$N(\text{DR}) = e^{-2,865} = 0,057 \text{ drept pr km og 8 år}$$

Tabellene 5.5, 5.6 og 5.7 leses på tilsvarende måte.

Tabell 5.5 gjelder for beregning av normalt antall meget alvorlig skadd, $N(\text{MAS})$

Tabell 5.6 gjelder for beregning av normalt antall alvorlig skadd, $N(\text{AS})$

Tabell 5.7 gjelder for beregning av normalt antall lett skadd, $N(\text{LS})$

Tabell 5.5: Normalt antall meget alvorlig skadd pr km og 8 år. Resultat av regresjon med negativ binominalt restledd. Koeffisient, Standardavvik, T observator og Signifikansnivå for ulike variable

Variabel	Koeffisient		Standardavvik	T-observator	Sign nivå
	betegnelse	tallverdi			
Konstant	C	-8,594	0,577	-14,906	0,0000
ADTLOG	b1	0,829	0,047	17,515	0,0000
DUMVEG2	b2	0,052	0,193	0,268	0,7884
DUMVEG3	b3	-0,009	0,244	-0,039	0,9690
DUMVEG4	b4	0,161	0,180	0,898	0,3690
DUMVEG5	b5	0,025	0,263	0,096	0,9233
DUMVEG6	b6	0,183	0,295	0,618	0,5365
DUMVEG7	b7	-0,826	1,268	-0,652	0,5147
FELTLOG	b8	-1,194	0,520	-2,297	0,0216
KRYSSLOG	b9	0,170	0,095	1,798	0,0722
STDUM	b10	0,245	0,096	2,543	0,0110

Kilde: TØI rapport 618/2002

Tabell 5.6: Normalt antall alvorlig skadd pr km og 8 år. Resultat av regresjon med negativ binominalt restledd. Koeffisient, Standardavvik, T observator og Signifikansnivå for ulike variable

Variabel	Koeffisient		Standardavvik	T-observator	Sign nivå
	betegnelse	tallverdi			
Konstant	C	-6,778	0,301	-22,492	0,0000
ADTLOG	b1	0,809	0,021	38,182	0,0000
DUMVEG2	b2	-0,393	0,090	-4,373	0,0000
DUMVEG3	b3	-0,338	0,104	-3,265	0,0110
DUMVEG4	b4	-0,438	0,083	-5,244	0,0000
DUMVEG5	b5	-0,850	0,135	-6,301	0,0000
DUMVEG6	b6	-0,466	0,148	-3,143	0,0017
DUMVEG7	b7	-1,155	0,430	-2,687	0,0072
FELTLOG	b8	-0,523	0,272	-1,921	0,0547
KRYSSLOG	b9	0,124	0,045	2,746	0,0060
STDUM	b10	0,047	0,043	1,103	0,2700

Kilde: TØI rapport 618/2002

Tabell 5.7: Normalt antall lett skadd pr km og 8 år. Resultat av regresjon med negativ binominalt restledd. Koeffisient, Standardavvik, T observator og Signifikansnivå for ulike variable

Variabel	Koeffisient		Standardavvik	T-observator	Sign nivå
	betegnelse	tallverdi			
Konstant	C	-6,281	0,213	-29,477	0,0000
ADTLOG	b1	0,972	0,012	82,600	0,0000
DUMVEG2	b2	-0,451	0,055	-7,575	0,0000
DUMVEG3	b3	-0,311	0,066	-4,729	0,0000
DUMVEG4	b4	-0,506	0,049	-10,400	0,0000
DUMVEG5	b5	-0,743	0,069	-10,781	0,0000
DUMVEG6	b6	-0,987	0,126	-7,857	0,0000
DUMVEG7	b7	-1,233	0,736	-1,674	0,0940
FELTLOG	b8	-0,273	0,189	-1,445	0,1484
KRYSSLOG	b9	0,232	0,026	9,024	0,0000
STDUM	b10	-0,046	0,024	-1,982	0,0539

Kilde: TØI rapport 618/2002

Ved å benytte likningene for de andre skadegradene på eksempelet over kan, på tilsvarende måte beregnes:

$$N(\text{MAS}) = 0,032$$

$$N(\text{AS}) = 0,183$$

$$N(\text{LS}) = 1,211$$

Alle beregningene gjelder for 1 km og 8 år.

Som det framgår av de fire tabellene har konstantene og koeffisientene foran de ulike variablene forskjellig tallverdi for de ulike skadegradene. Dette innebærer at betydningen av den enkelte variabel varierer mellom skadegradene.

Når koeffisienten har positivt fortegn betyr dette at dersom verdien av den aktuelle variabelen øker, vil antallet beregnede skadde eller drepte øke. Tilsvarende dersom koeffisienten har negativt fortegn vil det beregnede antallet synke dersom variabelens verdi øker. Eksempelvis er koeffisient b8 negativ i de 4 tabellene. Denne koeffisienten tilhører variabelen antall felt. I praksis betyr dette at dersom antallet felt øker, vil det beregnede antallet skadde eller drepte synke. Betydningen av antall felt er større for beregningen av antall drept og meget alvorlig skadd enn for de andre skadegradene.

Tilsvarende viser tabellene at koeffisienten foran variabelen antall kryss er positiv. Når antallet kryss øker, øker de beregnede antallene.

Av tabellene framgår også signifikansnivået for den enkelte koeffisient. Dette gjenspeiler godheten av det enkelte estimatet. Som det framgår er enkelte av de oppgitte signifikansnivåene svært høye, noe som indikerer at koeffisienten ikke er signifikant forskjellig fra null. Eksempelvis er signifikansnivået for koeffisienten foran dummyvariabelen for veger med fartsgrense 60 km/t 0,9103 gjeldende for antall drepte. I en normal regresjonsanalyse ville vi derfor sett bort fra denne variabelen idet koeffisienten neppe er forskjellig fra 0. Gjeldende for lette skader er imidlertid denne koeffisienten svært signifikant. Av hensyn til systemet bestående av de fire likningene vil vi dermed likevel ha denne variabelen med.

Signifikansnivået for koeffisienten foran variabelen antall felt, er på tilsvarende måte høy (0,148) for beregning av antall lette skader (tabell 5.7). Det samme signifikansnivået for denne koeffisienten er imidlertid svært lav for beregning av antall drept (tabell 5.8).

Dersom signifikansnivået for en koeffisient er høyt for en variabel **for alle skadegrader**, må dette tolkes som at denne variabelen ikke er egnet til å forklare det normale antallet skadd/drept. Eksempler på variable som har blitt sløffet i regresjonsanalysen på en slik bakgrunn er horisontalkurvatur, feltbredde og midtdeler.

En slik utelatelse må ikke direkte tolkes som at variabelen er uten betydning. Forklaringen kan også være at andre variable, som allerede er med i analysen, indirekte også gir opplysninger som tilsvarende de utelatte variablene. Eksempelvis er det ikke nødvendig med en opplysning om hvorvidt en veg har midtdeler eller ikke når det allerede er kjent at det er en motorveg klasse A. Det finnes som kjent ikke motorveg klasse A uten midtdeler.

5.3.2 K verdier

Estimatene for parameteren K for de ulike skadegradene (K_{DR} , K_{MAS} osv..) er vist i tabell 5.8.

Tabell 5.8: Estimater for parameteren K for de ulike skadegradene. Strekningslengde 1 km og 8 års data.

Skadegrad	K nedre	K	K øvre
Drept	0,35	0,42	0,51
Meget alvorlig skadd	0,32	0,42	0,64
Alvorlig skadd	0,65	0,72	0,81
Lett skadd	0,96	1,00	1,05

Kilde: TØI rapport 618/2002

Som det framgår av tabellen oppgis det enkelte K -estimat med et intervall rundt en "beste verdi". Den øvre og nedre verdier tilsvarer et tilnærmet 95% konfidensintervall rundt den beste verdien. Bredden av intervallene rundt beste K verdi er som det framgår størst rundt estimatet for K verdien for meget alvorlig skadd (K_{MAS}). Her representerer det prosentuelle avviket et intervall fra -24% til $+52\%$. For de andre skadegradene er bredden av intervallet betydelig mindre. Dette har sin forklaring i usikkerheten til den enkelte skadegrad, som er størst der det absolutte skadetallet i vårt datamateriale er minst. Andelen meget alvorlig skadd utgjør som vist (se avsnitt 5.1.3) under 2% av de totale skadetallene.

Alle K verdiene er signifikant forskjellige fra 0 på under 1% nivå.

Det skadegradsspesifikke estimatet på parameteren K skal som vist foran benyttes til beregning av vekten V . Vekten V utgjør den vekten som skal legges på det normale skadetallet (N) i en beregning av forventet skadetall (F), mens størrelsen $(1-V)$ på tilsvarende måte blir den vekten som legges på det registrerte skadetallet (R).

$$F = V * N + (1 - V) * R$$

Vekten V beregnes som en funksjon av parameteren K og det normale ulykkestallet (N)

$$V = 1 / (1 + N/K)$$

Matematikken i beregningen av vekten V innebærer at jo lavere K er jo lavere blir V . Lavere V innebærer på sin side høyere $(1-V)$, noe som i praksis tilsvarer større vekt på de registrerte skadetallene og dertil mindre vekt på de normale skadetallene.

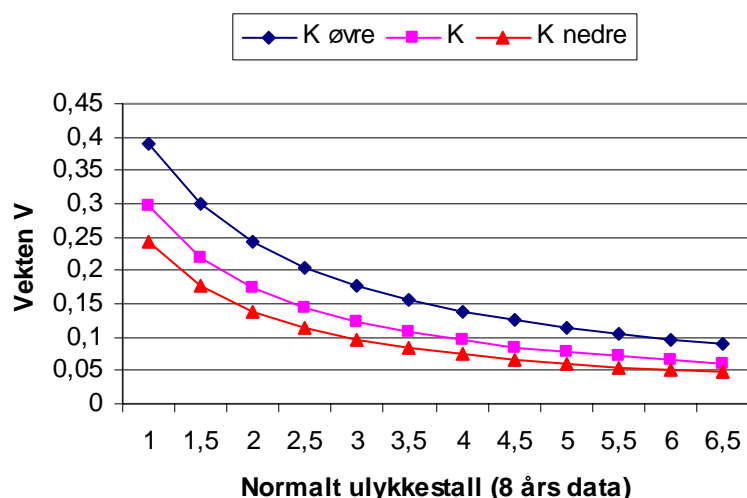
Dersom det normale antallet drept pr km veg og med 8 års skadedata er beregnet til 2 kan vekten V_{DR} beregnes på følgende måte, dersom beste anslag for K_{DR} benyttes:

$$V_{DR} = 1 / (1 + 2/0,42) = 0,174$$

hvilket innebærer at det normale skadetallet i en beregning av forventet antall drept tillegges vekten 0,174, mens det registrerte antallet drepte tillegges vekten 0,826. ($1 - 0,174 = 0,826$). Ved å benytte øvre og nedre verdi av parameteren K_{DR} kan intervallet for vekten V_{DR} beregnes til 0,149 – 0,203.

Som vist over er bredden i intervallet rundt beste anslag for K størst rundt K_{MAS} (meget alvorlig skadd). Dette innebærer at også bredden av intervallet for vekten V basert på øvre og nedre K verdi er størst for denne skadegraden.

Figur 5.3 viser størrelsen av vekten V for meget alvorlig skadd, V_{MAS} basert på øvre, nedre og beste anslag for K_{MAS}



Kilde: TØI rapport 618/2002

Figur 5.3: Vekten V for meget alvorlig skadd, V_{MAS} basert på øvre, nedre og beste anslag for tilhørende K verdi som funksjon av normalt antall meget alvorlig skadd $N(MAS)$.

Som det framgår av figuren er bredden av intervallet rundt V basert på beste anslag for K relativt følsomt for det normale antallet meget alvorlig skadde. Som nevnt er imidlertid bredden av de tilsvarende intervallene for de andre skadegradene betydelig mindre. Totalt sett vil vi derfor hevde at nøyaktigheten er tilfredsstillende.

5.4 Likningenes prediksjoner

De fire likningene som er funnet gjør det mulig å beregne det normale antallet drepte/skadde for delparseller med lengde 1 km (og med data fra 8 år) som funksjon av visse veg og trafikktekniske variable. Senere skal likningene også benyttes for kortere delparseller (og antall år med data).

Likningenes ”godhet”, i betydningen predikerte størrelser $N(DR)$, $N(MAS)$, $N(AS)$ og $N(LS)$ versus de faktisk registrerte antallene $R(DR)$, $R(MAS)$, $R(AS)$, $R(LS)$ på den enkelte delparsell kan ikke kontrolleres på en meningsfylt måte. De delparsellene som inngår i datamaterialet har skadetall som er både høyere og lavere enn gjennomsnittet. Likningene skal beregne de **normale** i betydningen **gjennomsnittlige** skadetallene for hver delparsell med ulike karakteristika.

Likningenes prediksjoner i forhold til de faktiske registrerte skadetallene kan imidlertid vises for grupper av delparseller. I tabell 5.9 er dette vist for veger med ulik fartsgrense og vegtype. Tabellen inneholder alle delparseller hvor lengden er 1 km og med skadedata fra 8 år.

Tabell 5.9: Registrert og beregnet, normalt antall drepte eller skadde med ulik skadegrad etter fartsgrense og vegtype. Registrerte ulykkestall, trafikkarbeid og ulykkesfrekvens pr mill vognkm.

Identifisering	Lengde	Totalt	Ulykker		Registrert				Beregnet, normalt			
			trafarb	antall	Ulykkes	antall drepte eller skadde				antall drepte eller skadde		
Fartsgrense	km	mill vkm		Uf	R(DR)	R(MAS)	R(AS)	R(LS)	N(DR)	N(MAS)	N(AS)	N(LS)
50	821	11 591,9	5 274	0,455	97	51	518	6 086	99	53	523	5 316
60	2 182	19 944,7	4 898	0,246	165	95	638	6 145	170	97	626	5 631
70	661	9 326,8	1 830	0,196	115	40	269	2 434	116	40	280	2 680
80	16 265	74 738,6	12 926	0,173	827	422	2 334	16 597	830	421	2 348	17 115
90A	24	2 732,3	154	0,056	13	3	18	210	11	4	23	321
90b	201	5 477,9	522	0,095	89	30	133	703	93	30	137	727
90rest	890	7 948,8	717	0,090	53	30	125	958	56	29	124	1 285
Alle fartsgrenser	21 044	131 761,1	26 321	0,200	1 359	671	4 035	33 133	1 375	673	4 062	33 075
					39 198				39 185			

Kilde: TØI rapport 618/2002

Det er totalt registrert 39 198 drepte/skadde på de 21 044 delparsellene tabellen omhandler. Likningene predikerer dette tallet til 39 185. Som det framgår av tabellen er de predikerte totaltallene meget nær de registrerte (mindre enn 1,5% avvik) for alle skadegrader. Avvikene er imidlertid forskjellige for de ulike fartsgrensene. Størst er avviket der hvor de absolutte tallene er minst.

For sammenlikningens skyld viser tabellen også ulykkesfrekvensen (ulykker /mill. vognkm) i hver fartsgrense/ vegtype

5.5 Følsomhetsanalyse av inngangsvariable

Med en følsomhetsanalyse av inngangsvariable menes en beregning av hvorledes en endring i en av inngangsvariablene i likningene påvirker beregningsresultatet.

Inngangsvariablene er vist i tabell 5.3, og beregningsresultatet er de normale skadetallene, N(DR), N(MAS), N(AS) og N(LS). En følsomhetsanalyse kan f eks være beregning av endringer i de normale skadetallene dersom ÅDT endres med 10 %.

Generelt inneholder hver av likningene for normale skadetall kontinuerlige variable (ÅDT, antall kryss og antall kjørefelt) og dummy variable (fartsgrense, vegtype og stamveg).

For de kontinuerlige variablene i likningen for en skadegrad (f eks antall drepte) beregnes innflytelsen av en variabel (f eks ÅDT) på følgende måte:

$$N(DR)_1 = e^{b1 \cdot \ln(\dot{A}DT)}$$

Hvor $N(DR)_1$ er bidraget til normale antall drept som "skyldes" ÅDT.

$b1$ = koeffisienten foran logaritmen til ÅDT (for drepte er denne i henhold til tabell 5.4 = 0,842)

Dersom vi innfører en multiplikator X foran ÅDT i uttrykket over kan følgende bidrag fra denne "nye ÅDT" verdien lik $X \cdot \text{ÅDT}$ beregnes tilsvarende :

$$N(DR)_2 = e^{b1 \cdot \ln(X \cdot \text{ÅDT})}$$

Endringen av sluttproduktet (normalt antall drept) som skyldes endringen i ÅDT kan beregnes som forholdstallet mellom de to bidragene:

$$N(DR)_2 / N(DR)_1$$

Det kan vises at :

$$N(DR)_2 / N(DR)_1 = X^{b1}$$

Dersom X settes til 1,1 kan $N(DR)_2 / N(DR)_1$ i eksempelet for drepte beregnes til 1,084. I praksis tolkes dette som at dersom en øket ÅDT med 10% vil antallet drepte øke med 8,4%.

Teoretisk kan alle de kontinuerlige variable som inngår i likningssettene behandles på samme måte. Dette er vist i tabell 5.10.

Tabell 5.10: Følsomhetsanalyse av de kontinuerlige variable.

Variabel	Faktor X	Relativ endring etter skadegrad			
		DR	MAS	AS	LS
ÅDT	1,1	1,084	1,082	1,080	1,097
	0,9	0,915	0,916	0,918	0,903
Antfelt	2	0,256	0,437	0,696	0,828
Antkryss	2	1,058	1,125	1,090	1,174

Kilde: TØI rapport 618/2002

Tabellen viser effekten av å endre ÅDT med +/- 10 %. Dette tilsvarer en X-faktor på hhv 1,1 og 0,9. Ved å øke ÅDT med 10% vil det beregnede antallet drepte øke med 8,4%, meget alvorlig skadde med 8,2%, alvorlig skadde med 8,0% og lett skadde med 9,7%. Tilsvarende vil en reduksjon av ÅDT med 10 % medfører reduksjoner på 8,5%, 8,4%, 8,2% og 9,7% i antallet skadde eller drepte.

Tabell 5.10 viser også effekten av å øke antall felt med en faktor på 2 (f. eks fra 2 til 4). Dette medfører at antall drepte reduseres med 74,4%, meget alvorlig skadde med 56,3%, alvorlig skadde med 30,4% og lett skadde med 17,2 %

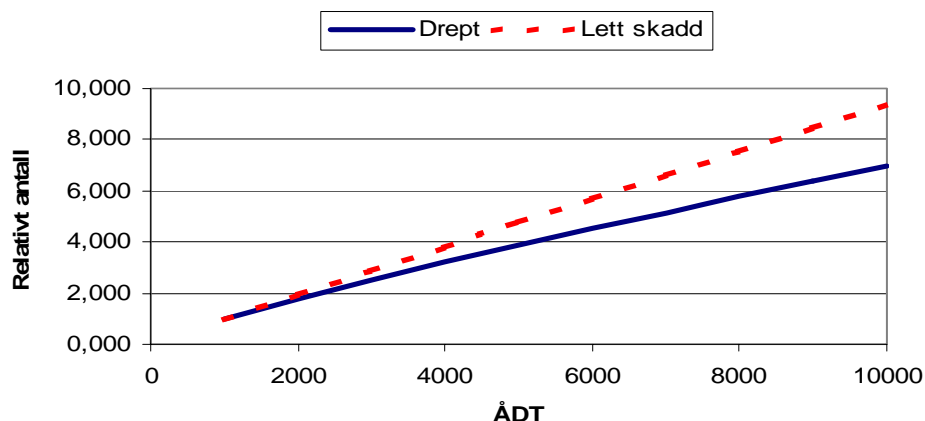
Dersom antallet kryss økes med en faktor på 2 (fra 1 til 2) øker antallet drepte med 5,8%. For endringer i denne variabelen øker antallet lett skadde mer enn de andre skadegradene.

Det må presiseres at de her foretatte beregninger er følsomhetsanalyser, som viser endringer i antall drepte og skadde som skyldes endringer i størrelsen av den enkelte inngangsvariabel. Dette må ikke forveksles med en beregning av for eks effekten av å redusere f eks antall kryss på en vegstrekning.

Generelt viser tabellen fornuftige og logiske resultater. Det må imidlertid understrekes at modellen er svært følsom for ÅDT. Dette i betydningen at det beregnede antallet skadde eller drepte omtrent er lineært avhengig av trafikken.

Figur 5.3 viser det relative antallet drepte og lette skadde som funksjon av ÅDT (Antallet er beregnet relativt veger med ÅDT=1000). Koeffisienten b1

(multiplikatoren for $\ln(\text{ådt})$ i likningen) har høyest verdi for lett skadde. Denne kurven ligger derfor høyest i figuren.



Kilde: TØI rapport 618/2002

Figur 5.4: Relativt antall drept/lett skadd som funksjon av ÅDT.

Figur 5.4 viser en meget nær sammenheng mellom antall drepte eller lett skadde og ÅDT, alt annet likt. Sterkest er sammenhengen mellom ÅDT og lett skadde. Ved å øke ÅDT fra 1000 til 10000 øker antallet lette skader med en faktor på 9,4.

På tilsvarende måte kan en følsomhetsanalyse for dummy variablene gjennomføres. Siden dette er variable som har verdien 0 eller 1 innebærer dette at den relative størrelsen

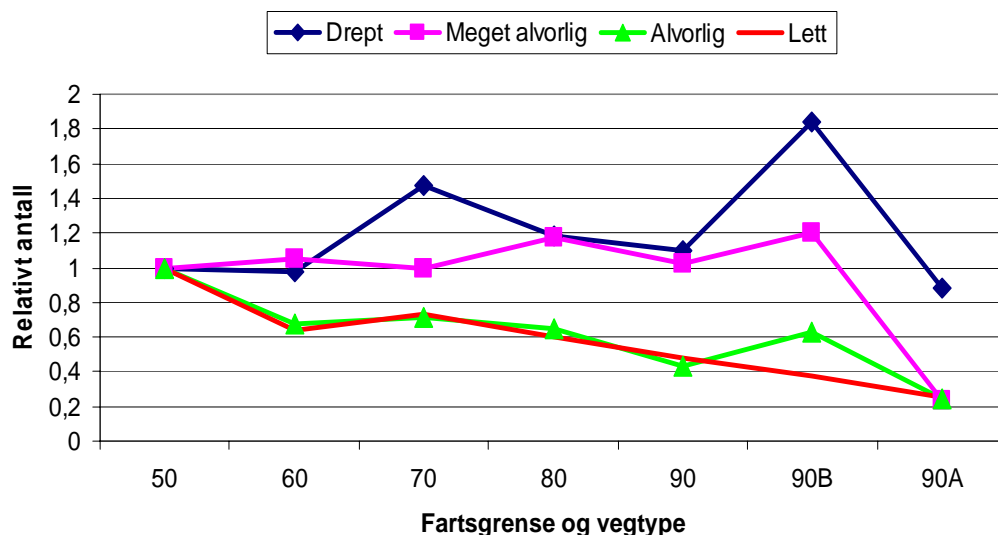
$$N(DR)_2 / N(DR)_1 = e^{bi}$$

hvor b_i er koeffisientene b_2 til b_7 samt b_{10} i tabellene over regresjonsresultater for hver skadegrad (tabell 5 til 8).

For beregning av normalt antall drepte er koeffisienten b_{10} (stamveg) = 0,255.

Størrelsen e^{b_i} kan da beregnes til 1,29. Dette tolkes til at antallet drept er 29% høyere på stamveger enn på andre veger, alt annet likt. Meget alvorlig skadde øker tilsvarende med 27,8%, alvorlige skader med 4,8%. Antallet lette skader reduseres med 4,5%.

Effekten av endringer i de dummy variablene som håndterer fartsgrense og vegtype, kan i prinsippet beregnes på tilsvarende måte. Resultatene er vist i figur 5.5. Her er de normale skadetallene framstilt relativt til skadetallene beregnet for veger med fartsgrense 50 km/t (disse er gitt verdien 1,0). Bortsett fra motorveg A med fartsgrense 90 km/t viser figuren endringer i selve fartsgrensen, alt annet likt. For motorveg A er det imidlertid også tatt hensyn til at disse alltid har minimum 4 felt.



Kilde: TØI rapport 618/2002

Figur 5.5: Relativt antall drepte eller skadde etter vegtype og fartsgrense.

Antallet drepte er 47% høyere på veger med fartsgrense 70 km/t enn på veger med fartsgrense 50 km/t. Høyest er antallet på 90 B veger, hvor det er 84% høyere enn på 50 km/t veger. Antallet på 90 A veger er lavest.

Normalt antall alvorlige skadde og lett skadde viser om lag samme endring etter fartsgrense og vegtype. Relativt 50 km/t veger er de normale skadetallene for disse to skadegradene om lag 0,65 (35 % lavere) for veger med fartsgrense 60 km/t, 0,62 for 80 km/t veger, 0,45 for 90 km/t veger og 0,25 for motorveg A.

Totalt sett er skadeantallet (alle skadde eller drepte) for motorveg A 73,6 % lavere enn for veger med fartsgrense 50 km/t når alle andre forhold som beskrives i likningssettet holdes likt. (Bortsett fra antall felt som for motorveg A er satt lik 4 i motsetning til 2 for de andre fartsgrensene.) Motorveg A framstår således i figuren som "den sikreste" vegtypen som finnes og hvor skadetallene for alle skadegrader er lavere enn for de andre fartsgrenser og vegtyper.

6 Forventet skadegradstetthet

6.1 Forventede skadetall

For å korrigere de registrerte skadetallene med ulik alvorlighet $R(DR)$, $R(MAS)$, $R(AS)$, $R(LS)$ for tilfeldig variasjon er det i foregående kapittel utviklet et sett av likninger for beregning av normale skadetall $N(DR)$, $N(MAS)$, $N(AS)$ og $N(LS)$. De registrerte og de normale skadetallene kan nå ved hjelp av det teoretiske grunnlaget i kapittel 4 vekttes sammen til forventet skadetall $F(DR)$, $F(MAS)$, $F(AS)$, $F(LS)$. Vektene (V) som skal benyttes i denne sammenveiningen er som tidligere vist i avsnitt 5.3.2, tabell 5.8, spesifikke for hver skadegrad:

$$V(i) = 1/(1+N(i)/K(i))$$

hvor i er hver av skadegradene (DR , MAS , AS og LS)

N er det normale skadetall, K en konstant som brukes ved beregning av forventede skadetall.

K -verdiene for den enkelte skadegrad ($K(i)$) er vist i tabell 5.8.

De forventede skadetallene beregnes på følgende måte :

$$F(i) = V(i) * N(i) + (1 - V(i)) * R(i)$$

I avsnitt 5.3.1 er gitt et eksempel hvor de normale skadetallene er beregnet ved hjelp av likningene ($\dot{A}DT=1500$, fartsgrense=60km/t, 2 kjørefelt, 1 kryss beliggende på stamveg). Beregningen gir:

$N(DR) = 0,057$ drepte pr km og 8 år

$N(MAS)= 0,032$ meget alvorlig skadde pr km og 8 år

$N(AS) = 0,183$ alvorlig skadde pr km og 8 år

$N(LS) = 1,211$ lett skadde pr km og 8 år

Anta som eksempel for denne vegen at de registrerte skadene er:

$R(DR) = 0,050$ drepte pr km og 8 år

$R(MAS)= 0,036$ meget alvorlig skadde pr km og 8 år

$R(AS) = 0,200$ alvorlig skadde pr km og 8 år

$R(LS) = 1,000$ lett skadde pr km og 8 år

Ved å benytte disse tallverdiene og formlene over kan de aktuelle vektene og de tilhørende forventede skadetallene beregnes. Disse resultatene er vist i tabell 6.1

Tabell 6.1: Forventede skadetall pr km og 8 år beregnet som en vektet sum av normale og registrerte skadetall (ÅDT = 1 500, Fartsgrense 60 km/t, 2 felt, 1 kryss, stamveg).

Skadegrad	R(i)	N (i)	K(i)	V(i) = 1/(1+N(i)/K _i)	1 - V(i)	F(i) = V _i *N(i)+(1-V _i)*R(i)
DR	0,050	0,057	0,42	0,88	0,12	0,056
MAS	0,036	0,032	0,42	0,93	0,07	0,032
AS	0,200	0,183	0,72	0,80	0,20	0,186
LS	1,000	1,211	1,00	0,45	0,55	1,095
Sum	1,286	1,483				1,370

Kilde: TØI rapport 618/2002

Siden V benyttes som vekt for det normale skadetallet (N) og 1-V som vekt for det registrerte skadetallet (R), vil det forventede skadetallet (F) alltid ligge i tallverdi mellom N og R. Dette gjelder både når R>N og når R<N. Dette framgår av tabell 6.1. Tabellen viser også at i dette eksempelet varierer vekten V (vekten for det normale skadetallet) mellom 0,45 og 0,93 for de ulike skadegradene.

6.2 Beregningsmetode

6.2.1 Justering av normale og registrerte skadetall etter veglengde og registreringsperiode.

De viste likninger for beregning av normale skadetall er estimert for delparseller med lengde 1 km og med data fra 8 års registreringer. Tallene kan imidlertid justeres til en parsell med vilkårlig lengde = L og med data fra et antall år = ÅR

For hver av de beregnede normale skadetallene N(i) kan resultatene omregnes til ønsket lengde og periode.

$$N(i)_{L, \text{ÅR}} = N(i)_{1,8} * L * \text{ÅR} / 1 * 8$$

hvor N(i)_{L, ÅR} = Beregnet antall normalt drepte eller skadde på en parsell med lengde L målt i km og data fra periode målt i antall år = ÅR

N(i)_{1,8} er tilsvarende for en parsell med lengde 1 km og data fra 8 år

På tilsvarende måte kan de registrerte skadetallene justeres til ønsket beregningslengde og år

$$R(i)_{L, \text{ÅR}} = R(i)_{1,8} * L * \text{ÅR} / 1 * 8$$

hvor R(i)_{L, ÅR} = Registrert antall drepte eller skadde på en parsell med lengde L og data fra et antall år = ÅR

R(i)_{1,8} er tilsvarende for en parsell med lengde 1 km og data fra 8 år.

K-verdiene er på tilsvarende måte estimert for delparseller med lengde 1 km og med data for 8 år. Disse kan også omregnes til ønsket lengde og periode på samme måte som for registrerte og normale skadetall.

$$K(i)_{L, \text{ÅR}} = K(i)_{1,8} * L * \text{ÅR} / 1 * 8$$

hvor $K(i)_{L, \text{ÅR}} = K$ verdi for aktuell skadegrad på en parsell med lengde L og data fra et antall år = ÅR

$K(i)_{1,8}$ er tilsvarende for en parsell med lengde 1 km og data fra 8 år.

Ved beregning av vektene V og de forventede skadetallene $F(\text{DR})$... osv er det svært viktig at beregningene foretas for delparseller med samme lengde og antall år for registrering. Dette gjelder både de registrerte og de normale skadetallene og de tilhørende K -verdiene.

6.2.2 Beregning av forventet skadegradstetthet (FSGT).

Med de økonomisk betingede vektene for hver skadegrad etter skadens alvorlighet, presentert i kapittel 2, kan nå registrert, normal og forventet skadegradstetthet for en delparsell beregnes.

Basert på de registrerte skadetallene kan registrert skadegradstetthet pr km og år beregnes :

$$RSGT = \frac{33,20 * R(DR) + 22,74 * R(MAS) + 7,56 * R(AS) + 1,00 * R(LS)}{L * \text{ÅR}}$$

RSGT er den registrerte skadegradstettheten pr km pr år. Notasjonen for registrerte skadetall er som tidligere.

Basert på de normale skadetallene ($N(i)$) og de forventede skadetallene ($F(i)$) kan på tilsvarende måte normal skadegradstetthet, NSGT og forventet skadegradstetthet FSGT pr km og år beregnes.

$$NSGT = \frac{33,20 * N(DR) + 22,74 * N(MAS) + 7,56 * N(AS) + 1,00 * N(LS)}{L * \text{ÅR}}$$

$$FSGT = \frac{33,20 * F(DR) + 22,74 * F(MAS) + 7,56 * F(AS) + 1,00 * F(LS)}{L * \text{ÅR}}$$

Det er disse tre begrepene, RSGT, NSGT og FSGT som i det følgende skal benyttes til å avgjøre om spesielle vegparseller har høye eller lave antall drept eller skadde.

6.2.3 Korreksjoner av ulogiske verdier for FSGT

Som vist i kapittel 6.1 vil de forventede skadetallene med ulik skadegrad, beregnet som en vektet sum av de registrerte og de normale skadetallene, alltid ligge i tallverdi mellom de to størrelsene. Siden skadegradstettheten beregnes ved en innbyrdes vektning av de ulike skadegradene, vil det i utgangspunktet kunne forekomme resultater hvor FSGT ikke tallmessig ligger mellom RSGT og NSGT. Dette vil kunne forekomme dersom fordelingen av skader med ulik skadegrad er svært skjev i forhold til det "ordinære" gjennomsnittet (stor forskjell i fordelingen mellom skadegrader i R og N).

Slike verdier (FSGT>NSGT og FSGT>RSGT eller FSGT<NSGT og FSGT<RSGT) virker ulogiske, og vi har valgt å korrigere disse dersom de forekommer. Dette gjøres på følgende måte :

Dersom FSGT> RSGT og samtidig FSGT>NSGT settes FSGT til den største av RSGT og NSGT.

Dersom FSGT<RSGT og samtidig FSGT<NSGT settes FSGT til den minste av RSGT og NSGT.

I praksis betyr dette at dersom NSGT=0,8, RSGT=0,7 og FSGT blir beregnet til 0,9 settes FSGT lik 0,8.

6.3 Eksempel på beregning

6.3.1 Enkeltstrekning

I tabell 6.2 er vist et eksempel på beregning av de tre størrelsene FSGT, NSGT og RSGT for en enkel vegstrekning.

Eksemplet er basert på de samme variablene som vist i tabell 6.1, men i den tabellen (tabell 6.1) er skadetallene beregnet pr km og 8 år. Her er de oppgitt pr km og år.

Tabell 6.2: Forventet, normal og registrert skadegradstetthet (pr km og år). Eksempel som gitt i tabell 6.1. (ÅDT = 1 500, Fartsgrense 60 km/t, 2 felt, 1 kryss, stamveg).

Skadegrad	Økonomisk vekt	Skadeantall			Skadegradstetthet		
		R(i)	N (i)	F(i)	Registrert RSGT	Normal NSGT	Forventet FSGT
DR	33,20	0,0063	0,0071	0,0070	0,2075	0,2366	0,2331
MAS	22,74	0,0045	0,0040	0,0040	0,1023	0,0910	0,0918
AS	7,56	0,0250	0,0229	0,0233	0,1890	0,1729	0,1762
LS	1,00	0,1250	0,1514	0,1369	0,1250	0,1514	0,1369
SGT					0,6238	0,6518	0,6380

Kilde: TØI rapport 618/2002

Den normale skadegradstettheten (NSGT) for en veg av denne typen (ÅDT=1500, fartsgrense=60 km/t, 2 kjørefelt, 1 kryss beliggende på stamveg) er beregnet til 0,6518 pr km og år. Den faktiske strekningen har en registrert skadegradstetthet som er noe lavere enn det normale (RSGT=0,6238 pr km og år). Dette kan imidlertid skyldes tilfeldig variasjon i de registrerte skadetallene og den forventede skadegradstettheten (FSGT) er beregnet til 0,6380 pr km og år.

6.3.2 Sammenslåing av flere strekninger

Grunnet vekten av normale og registrerte skadetall til forventede skadetall og senere sammenstilling til skadegradstettheter (SGT), kan ikke de ulike skadegradstetthetene beregnet for flere enkeltstrekninger adderes direkte. Dersom en har beregnet skadegradstetthetene (FSGT, RSGT og NSGT) separat for flere vegstrekninger med ulike inngangvariable, kan imidlertid disse veies sammen til skadegrader som gjelder hele vegstrekningen.

Det kan vises at :

$$FSGT = \Sigma (FSGT_i * L_i * \text{ÅR}_i) / \Sigma L_i * \text{ÅR}_i$$

hvor FSGT er den sammenslåtte forventede skadegradstettheten pr km og år

FSGT_i er den forventede skadegradstettheten for strekning i (beregnet separat) pr km og år

L_i er lengden av strekning i (i km)

ÅR_i er antall år for registreringen av skadedata for strekning i

Sammenslåing av registrerte skadegradstettheter og normale skadegradstettheter foretas på tilsvarende måte.

Tabell 6.3 viser resultatet av en slik sammenslåing av tre delstrekninger (datasett 1, 2 og 3) hvor det er foretatt separate beregninger til en strekning. Lengden av hver av de tre delstrekningene er henholdsvis 1 km, 2 km og 4 km.

Tabell 6.3: Beregning av skadegradstettheter for en strekning bestående av flere delstrekninger.

Datasettnr	1	2	3	Hele strekn
ÅR	6	8	4	
Lengde km	1	2	4	7
ÅDT	1000	2000	3000	
Fartsgrense	60	70	80	
Antall felt	2	2	2	
Antall kryss	2	2	4	
Stamveg	0	0	0	
Registrerte skader				
DR	1	2	4	7
MAS	0	0	0	0
AS	1	2	4	7
LS	2	4	8	14
Pr km og år				
RSGT	7,127	5,345	10,690	7,877
NSGT	0,432	0,898	1,112	0,914
FSGT	1,098	1,710	3,176	2,231

Kilde: TØI rapport 618/2002

Tabell 6.3 viser inngangsvariable for beregning av normale skadetall, faktisk registrerte skadetall for hver delstrekning (alle år) og beregnede skadegradstettheter pr km og år for hver delstrekning. Beregnede skadegradstettheter for den sammenslåtte strekningen pr km og år er vist ytterst til høyre i tabellen.

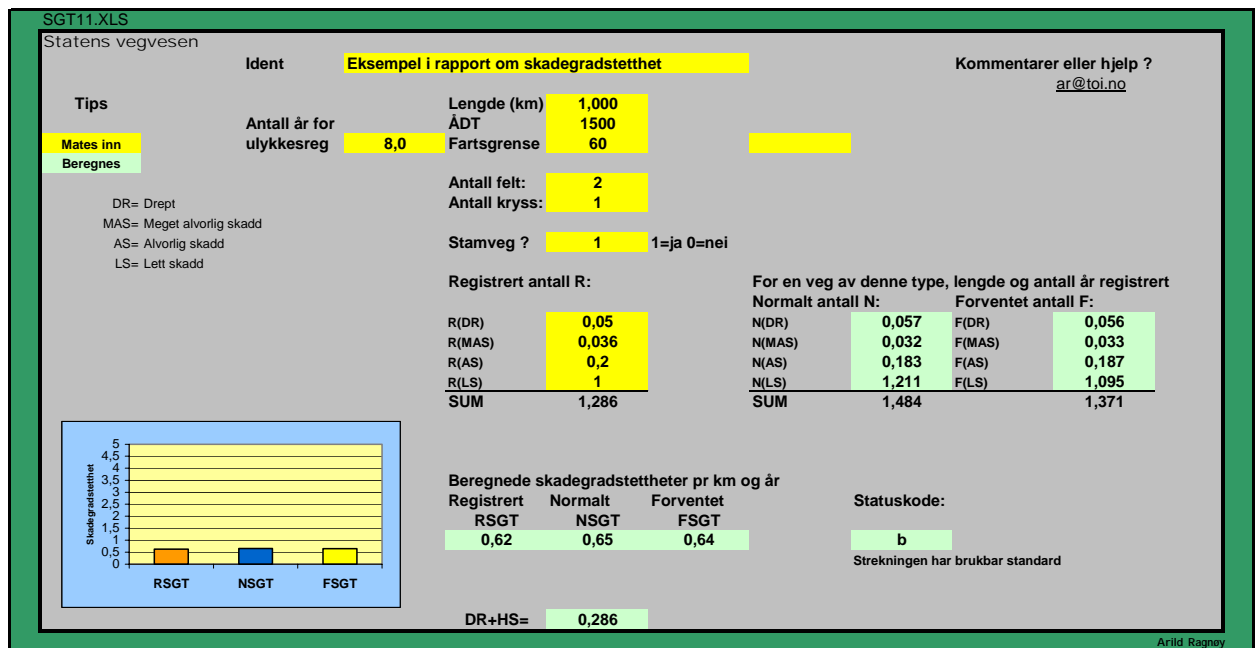
Separate beregninger er gjort for hver delstrekning og de forventede skadegradstetthetene (FSGT) er 1,098 pr km og år, 1,710 pr km og år og 3,176 pr km og år. For hele den sammenslåtte strekningen på 7 km er FSGT lik 2,231 pr km og år. Beregningen blir som følger:

$$FSGT = (1,098 * 1 * 6 + 1,710 * 2 * 8 + 3,176 * 4 * 4) / (1 * 6 + 2 * 8 + 4 * 4) = 2,231 \text{ pr km og år.}$$

6.4 EDB versjon for beregning av skadegradstetthet

I denne rapporten dokumenteres både det teoretiske grunnlaget for beregningene og framgangsmåten ved den praktiske gjennomføringen. Som det framgår er beregningen av skadegradstetthet omfattende og tidkrevende. Derfor er det utarbeidet en EDB versjon av metoden. Dette regnearket fås ved henvendelse til Vegdirektoratet eller TØI.

Figur 6.1 viser skjermbildet hvor data gis inn og hvor også resultatene presenteres.



Kilde: TØI rapport 618/2002

Figur 6.1 Eksempel på utskrift fra excel beregning av skadegradstetthet.

Eksemplet i figur 6.1 er det samme som er benyttet tidligere i denne rapporten, første gang i avsnitt 5.3.1. Inngangsdata til beregningen skrives i de gule feltene i figuren:

Veg med lengde 1 km, ÅDT=1500, fartsgrense 60 km/t, 2 kjørefelt, 1 kryss og beliggende på stamveg. 8 år med skadedata.

Registrert antall drepte og skadde per år er gitt tilsvarende som i avsnitt 6.1 (R(DR)=0,05 R(MAS)=0,036 R(AS)=0,20 R(LS)=1). Dette er gjort kun for at eksemplet skulle bli identisk med avsnitt 6.1. I en mer realistisk situasjon ville de registrerte skadetallene på en strekning være heltall.

Av resultatutskriften framgår normalt antall drepte og skadde på en veg med denne lengde og antall år for registrering (se også avsnitt 5.3.1). (N(DR)=0,057 N(MAS)=0,032 N(AS)=0,183 N(LS)=1,211)

Forventet antall drepte og skadde på en veg av denne lengde og antall år framgår lengst til høyre i utskriften (F(DR)=0,056 F(MAS)=0,033 F(AS)=0,187 F(LS)=1,095 alle pr km og 8 år). De viste verdiene er identiske med resultatene vist i tabell 6.1.

Nederst i skjermbildet vises de beregnede skadegradene (RSGT=0,62 NSGT=0,65 FSGT=0,64 alle pr km og år). Verdiene er som vist i tabell 6.2.

7 Praktisk bruk av metoden – kriterier for å velge ut farlige vegstrekninger

7.1 Mulige kriterier basert på skadegradstetthet

Som nevnt i avsnitt 6.2.2 er det de tre beregnede skadegradstetthetene RSGT, NSGT og FSGT basert på henholdsvis det registrerte, normale og forventede antall drepte og skadde personer som skal benyttes til å avgjøre om en vegstrekning er spesielt farlig. For å avgjøre dette kan de tre begrepene vurderes ut fra ulike typer kriterier eller grenseverdier. Eksempelvis kan de 10% farligste vegene sies å være de vegene som utgjør 10% av den samlede veglengden hvor FSGT er høyest.

I det følgende presenteres noen mulige kriterier for å avgjøre om en veg er spesielt farlig basert på de tre beregnede skadegradstetthetene

7.1.1 Registrert skadegradstetthet (RSGT)

I tradisjonelle TS-vurderinger benyttes ofte registrert ulykkestall direkte (black-spots), eller en sammenlikning av registrert ulykkestall og normalt ulykkestall beregnet på grunnlag av normale ulykkesfrekvenser. I noen grad benyttes også tilleggsmetoder for å vurdere om registrert ulykkestall avviker signifikant fra det normale ulykkestallet, men denne kontrollen benyttes ikke alltid.

På samme måte kan RSGT beregningen benyttes direkte på bakgrunn av de registrerte og vektete skadetallene $R(DR)$, $R(MAS)$, $R(AS)$ og $R(LS)$. Den farligste vegen settes da til å være den med høyest RSGT. Et slikt kriterium etterkommer nullvisjonens ønskemål om å vektlegge de ulike skadegradene slik at det tas mest hensyn til antall drepte og hardt skadde ($R(HS)=R(MAS)+RAS$)), men uten at det tas hensyn til tilfeldig variasjon i skadetallene.

7.1.2 Forventet skadegrad (FSGT).

For å utnytte både de registrerte skadetallene og kunnskapen som ligger i de normale skadetallene på en best mulig måte beregnes de forventede skadetallene og deretter forventet skadegradstetthet FSGT. Den farligste vegen defineres da til å være den med høyest FSGT.

7.1.3 Normerte kriterier

Med normerte kriterier menes kriterier hvor en faktisk strekning sammenliknes med det som er normalt for vegstrekninger med samme veg- og trafikktekniske variable som den aktuelle strekningen.

Det kan tenkes utformet to kriterier med dette utgangspunktet :

RSGT/NSGT (1)

FSGT/NSGT (2)

Forskjellen mellom de to kriteriene blir korreksjonen av tilfeldig variasjon i skadetallene som er gjort i (2), men ikke i (1).

Dersom den aktuelle strekningen får et forholdstall lik 1 betyr dette at strekningen er som en normal strekning av denne type. Er forholdstallet mindre enn 1 har den aktuelle strekningen færre drepte eller skadde enn det som er normalt for slike strekninger. Alternativt dersom tallet er større enn 1 har strekningen flere enn normalt. Et slikt kriterium vil for eksempel ta bort noe av forskjellen i RSGT, alternativt FSGT, som direkte skyldes ÅDT. Som vist er likningene for de normale skadetallene meget følsomme for denne forskjellen (se figur 5.4).

7.1.4 Kombinerte kriterier

Kombinerte kriterier er kriterier som egentlig består av flere del-kriterier. I visse tilfeller kan slike være hensiktsmessige.

Eksempelvis kan vi ha en vegstrekning hvor det registrerte antallet drepte eller skadde er null i løpet av 8 år. Siden de normale skadetallene aldri er null, vil de forventede skadetallene heller aldri bli null. Således vil FSGT bli større enn null på denne strekningen hvor RSGT er null. Forklaringen er selvsagt at de registrerte skadetallene er null grunnet tilfeldig variasjon. De burde ha vært større enn 0. Det kan imidlertid, fra et pedagogisk ståsted, være vanskelig å forsvare at det skal settes inn skadereduserende tiltak på en slik vegstrekning.

For å løse dette kan det da i tillegg til et annet av de nevnte kriteriene, være aktuelt for eksempel å kreve at det skal ha vært drepte eller hardt skadde personer på strekningen $(R(DR)+R(MAS)+R(AS) > 0)$

Et slikt kombinert kriterium ble valgt i forbindelse med Nasjonal Transportplan. Her ble vegnettet delt i tre klasser (se også kapittel 7.4):

I den beste klassen ble det stilt direkte krav til at FSGT er under en viss størrelse (tilsvarende FSGT for det 50% beste vegnettet) samtidig som ingen er drept/hardt skadd;

$$FSGT < FSGT_{50\%} \quad \text{og} \quad (R(DR)+R(HS) = 0)$$

I den dårligste klassen var kriteriene at FSGT er større enn en viss verdi (tilsvarende det 10% dårligste vegnettet) samtidig som det skal være ulykker med drepte eller hardt skadde på strekningen;

$$FSGT > FSGT_{10\%} \quad \text{og} \quad (R(DR)+R(HS) > 0)$$

Den resterende delen av vegnettet (som da utgjør 40% av lengden) ble klassifisert som veger med brukbar standard.

7.2 Problemer knyttet til de ulike kriteriene

Tabell 7.1 viser beregninger av RSGT, NSGT og FSGT på to datasett betegnet 1 og 2. De veg- og trafikktekniske inngangsdataene framgår av tabellen.

Tabell 7.1 Skadegradstetthet pr km og år for to identiske vegstrekninger med ulik ÅDT

Datasettnr	1	2
ÅR	1	1
Lengde km	1	1
ÅDT	5000	5500
Fartsgrense	80	80
Antall felt	2	2
Antall kryss	0	0
Stamveg	0	0
Registrerte skader		
DR	0,15	0,14
MAS	0,08	0,07
AS	0,45	0,40
LS	3,62	3,25
Pr km og år		
RSGT	1,725	1,533
NSGT	1,568	1,703
FSGT	1,630	1,630
FSGT/NSGT	1,040	0,960

Kilde: TØI rapport 618/2002

Som det framgår er $FSGT1 = FSGT2 = 1,630$ pr km og år. Dette på tross av at $RSGT1 > RSGT2$.

Forklaringen er her at i det første datasettet er $RSGT > NSGT$, mens i det andre datasettet er $RSGT < NSGT$. Det skjer således en korrigering ovenfra og ned versus nedenfra og opp. De registrerte tallene i datasett 1 er tilfeldig høye, mens de registrerte tallene i datasett 2 er tilfeldig lave. Korrigert for den tilfeldige variasjonen er imidlertid FSGT lik for de to datasettene.

Dersom en beregner den normerte størrelsen FSGT/NSGT for de to datasettene kan dette sees direkte. For datasett 1 er $FSGT/NSGT = 1,040$, mens tilsvarende for datasett 2 er 0,960. Dette innebærer at FSGT1 er høyere enn det som er normal skadegradstetthet for slike veger, mens det for datasett 2 er motsatt. FSGT er lavere enn det som er normalt.

Det neste eksemplet, vist i tabell 7.2, illustrerer det tidligere omtalte ”problemet” med sammenlikning av to ulike strekninger med stor forskjell i ÅDT, og således stor forskjell i beregnet NSGT, og hvor vegstrekningen med høyest ÅDT i tillegg har $RSGT=0$

Tabell 7.2: Skadegradstetthet pr km og år for to identiske vegstrekninger med ulik ÅDT

Datasettnr	1	2
ÅR	1	1
Lengde km	1	1
ÅDT	2000	6000
Fartsgrense	80	80
Antall felt	2	2
Antall kryss	0	0
Stamveg	0	0
Registrerte skader		
DR	0,00	0,00
MAS	1,00	0,00
AS	1,10	0,00
LS	1,20	0,00
Pr km og år		
RSGT	4,032	0,000
NSGT	0,710	1,840
FSGT	1,040	1,040
FSGT/NSGT	1,450	0,569

Kilde: TØI rapport 618/2002

Også i dette tilfelle er $FSGT1 = FSGT2$. Her er imidlertid $RSGT1$ beregnet til 4,032 mens $RSGT2 = 0$.

Forklaringen er også her korleksjon fra to kanter. Det ekstreme i denne situasjonen er at det ikke er registrert skadde/drepte i det hele tatt på strekning 2. Ut fra beregningen av $NSGT1 = 1,840$ **burde det** imidlertid være noen skadde eller drepte på denne strekningen. Når det ikke er slik et dette et utslag av tilfeldigheter. I sammenheng med iverksetting av tiltak kan dette være en situasjon som kan være vanskelig å forklare på en enkel måte.

I slike tilfeller vil den tilleggsinformasjonen som forholdstallet $FSGT/NSGT$ gir, kunne tjene som et fornuftig tilleggskriterium. Dette på en slik måte at det først prioriteres tiltak på den vegstrekningen hvor $FSGT/NSGT$ er høyest. I dette tilfelle er det på strekning 1.

Et alternativt tilleggskriterium i dette eksemplet kunne være at det skulle være registrert skader av en viss alvorlighet før en strekning ble prioritert. Et slikt kombinert kriterium ble som nevnt benyttet i forbindelse med Nasjonal Transportplan, se avsnitt 7.1.4.

7.3 Tolkning av kriteriene

Valg av kriterium for hva som er en farlig vegstrekning må treffes på grunnlag av hva man har tenkt å bruke kriteriet til. Dersom man tar utgangspunkt i nullvisjonens ideal om ingen drepte eller hardt skadde, er det mest nærliggende kriterium på en farlig vegstrekning at den forventede skadegradstettheten er høy.

Man kan eventuelt, slik vegmyndighetene har gjort, velge å supplere dette kriteriet med et tilleggskriterium om at det de siste 8 år må være registrert drepte eller hardt skadde personer på vegstrekningen. Et slikt tilleggskriterium har primært pedagogisk verdi, ved at man unngår problemet med å måtte forklare at en vegstrekning der det ikke er registrert drepte eller hardt skadde kan ha en høy forventet skadegradstetthet og derfor skal bli gjenstand for bruk av skadereduserende tiltak.

Dersom man ønsker å identifisere de farligste vegstrekningene langs en vegrute eller i et fylke, er forventet skadegradstetthet etter vår oppfatning det beste kriteriet. Dette kriteriet blir likevel ikke tilstrekkelig dersom man vil gjøre ulykkesanalyser med sikte på å finne egnede tiltak for å redusere skadegradstettheten på en vegstrekning. For å kunne utføre ulykkesanalyser må det finnes ulykker å analysere – kort sagt: registrert skadegradstetthet bør være høy, ikke bare forventet skadegradstetthet.

Vi kan her tenke oss følgende framgangsmåte. Man sorterer først 1 kilometers vegstrekninger langs en vegrute etter fallende forventet skadegradstetthet. Strekninger som ligger inntil hverandre og som har tilnærmet samme forventede skadegradstetthet, slås sammen, slik det er forklart i avsnitt 6.3.2. Deretter sorteres de sammenslåtte strekningene (som er lengre enn 1 kilometer) etter fallende registrert skadegradstetthet. De strekninger som – gitt en viss minste verdi for forventet skadegradstetthet – har høyest registrert skadegradstetthet vil, per definisjon, også ha det høyeste registrerte antall drepte eller hardt skadde. De registrerte dataene for disse strekningene kan gi grunnlag for mer detaljerte analyser med sikte på å foreslå tiltak.

Hvordan kan man så definere en nedre grense for forventet skadegradstetthet for de vegstrekninger det er aktuelt å analysere mer inngående? Her er det nærliggende å bruke et normert kriterium, nærmere bestemt FSGT/NSGT. På samme måte som man kan sortere alle vegstrekninger i et fylke, eller langs en vegrute, etter FSGT, kan man også sortere dem etter forholdstallet FSGT/NSGT. Noen strekninger vil ha et relativt høyt forholdstall. Dette vil statistisk sett ofte være vegstrekninger der det er registrert ulykker med drepte eller hardt skadde. Noen strekninger vil ha et forholdstall FSGT/NSGT som er under 1. Dette vil statistisk sett ofte være vegstrekninger der det ikke er registrert noen ulykker med drepte eller hardt skadde.

Når man kjenner fordelingen av alle vegstrekninger i et fylke, eller langs en vegrute, etter forholdstallet FSGT/NSGT, kan man velge en grense for dette som eksempelvis omfatter de strekningene med de 25% høyeste verdiene av FSGT/NSGT. Hvor grensen settes, vil avhenge av praktiske og økonomiske hensyn.

Begrunnelsen for å bruke forholdstallet FSGT/NSGT som kriterium for å utpeke vegstrekninger der mer inngående trafikksikkerhetsanalyser skal utføres, er at

verdien av dette forholdstallet sier noe om hvor stort bidrag stedlige risikofaktorer gir til skadegradstettheten på en vegstrekning. Bidraget fra generelle risikofaktorer til skadegradstettheten er fanget opp av ligningene som brukes til å beregne NSGT. Dersom en vegstrekning har en FSGT som er høyere enn NSGT for vedkommende type vegstrekning, må dette derfor skyldes lokale risikoforhold på strekningen, som ikke er fanget opp av ligningene for NSGT. Målet med en mer detaljert trafikksikkerhetsanalyse er å identifisere disse lokale faktorene og foreslå tiltak for å utbedre dem.

Vi vil generelt fraråde å bruke RSGT som kriterium for farlige vegstrekninger, fordi dette kriteriet er sterkt påvirket av tilfeldige variasjoner i antall ulykker og antall skadde eller drepte personer.

En mulig bruk av kriteriene som er drøftet foran, er følgende:

1. I første trinn av en trafikksikkerhetsanalyse identifiseres farlige vegstrekninger. Til dette formål anbefaler vi å bruke FSGT direkte, uten noen tilleggskriterier. Vegstrekninger i et fylke eller langs en vegrute sorteres fra høyeste til laveste FSGT. Man kan velge å betrakte eksempelvis strekninger med de 20% høyeste verdiene av FSGT som farlige vegstrekninger.
2. Blant de vegstrekninger som i trinn 1 identifiseres som farlige, vil noen være det som en følge av trafikkmengden og generelle risikofaktorer. For disse vegstrekningene vil FSGT ligge under eller nær NSGT. Noen farlige vegstrekninger vil imidlertid være farlige fordi lokale risikoforhold bidrar til det. For disse vegstrekningene vil FSGT være høyere enn NSGT. Strekninger der FSGT er høyere enn NSGT, det vil si der forholdstallet FSGT/NSGT er høyere enn en kritisk verdi, som fastlegges ut fra praktiske hensyn (det vil si vegnettets lengde, kapasiteten til å gjøre mer inngående analyser, osv), velges ut for mer inngående trafikksikkerhetsanalyse.
3. For strekninger der både FSGT er høy og forholdstallet FSGT/NSGT er høyt, vil det normalt være registrert ulykker med drepte eller alvorlig skadde. Skulle dette ikke være tilfellet, bør en høy verdi av RSGT brukes som tilleggskriterium, slik at en garderer seg mot å plukke ut vegstrekninger for ulykkesanalyse der det ikke finnes noen ulykker å analysere.

På grunnlag av drøftingen over, vil vi konkludere med at FSGT direkte er det beste kriterium på en farlig vegstrekning. Forholdstallet FSGT/NSGT kan brukes som tilleggskriterium dersom man ønsker å identifisere vegstrekninger der lokale risikoforhold kan antas å bidra til høy skadegradstetthet. Dersom det skal gjøres ulykkesanalyser, bør tilgrensende vegstrekninger med høy verdi på FSGT først slås sammen til lengre vegstrekninger for å øke datagrunnlaget for en analyse. I tillegg kan det være aktuelt å bruke RSGT som et tilleggskriterium.

Kombinerte kriterier av den typen vegmyndighetene har benyttet kan være hensiktsmessige av rent pedagogiske grunner, for å slippe å forklare tilsynelatende ulogiske resultater.

7.4 Eksempel på praktisk bruk av metoden

Statens Vegvesen, Vegdirektoratet, har i forbindelse med pågående arbeid med Nasjonal Transportplan gjennomført en analyse av trafikksikkerhetsstandarden på hele stamvegnettet i Norge basert på beregning av forventet skadegradstetthet, FSGT.

Datagrunnlaget for denne analysen er hentet fra Vegdatabanken (VDB). Ut fra de veg- og trafikkkarakteristika som er nødvendige for å beregne normale skadetall, er stamvegene og de øvrige riksvegne i Norge inndelt i homogene delparseller med en minste lengde på 0,5 km og en største lengde på 1 km. Det er samtidig et krav til hver delparsell om minimum 4 år med ulykkesregistrering.

FSGT er beregnet for alle delparseller, totalt 25 739 parseller hvorav 21 784 har lengde 1 km og 3 955 har lengde mindre enn 1 km, men større enn 500 m.

På denne bakgrunn har etaten selv utarbeidet kriterier for inndeling og sortering av vegnettet etter trafikksikkerhetsstandard (statuskode). Vegene er delt inn i tre grupper strekninger benevnt j-strekning, n-strekning og b-strekning. Inndelingen er skjedd med basis i alle riks- og europavegene.

j-strekning (ja-strekning)

j-strekninger utgjør 50% av den totale veglengden med lavest FSGT, og hvor det i løpet av registreringsperioden ikke er registrert drepte, meget alvorlig skadd eller alvorlig skadde personer. I sum betegnes antall meget alvorlig skadde og alvorlig skadde for antall hardt skadde (HS). Kriteriet som skal være oppfylt for en j-strekning er således $R(DR+HS) = 0$ og at FSGT er mindre enn 0,39. (0,39 er den største verdi av FSGT som forekommer på 50% av det totale vegnettet som datamaterialet omfatter og som for øvrig oppfyller delkriteriet $R(DR+HS)=0$)

n-strekning (nei-strekning)

n-strekninger utgjør 10% av den totale veglengden med høyest FSGT og hvor det faktisk er registrert drepte eller hardt skadde.

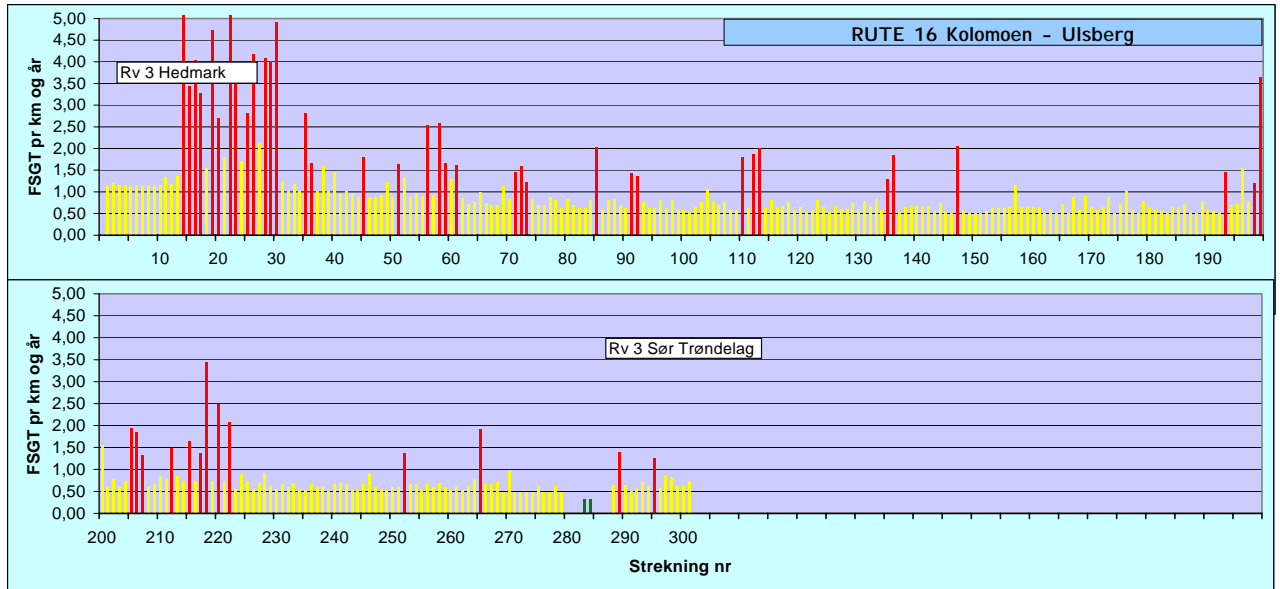
Kriteriet som skal være oppfylt for en n-strekning er således $R(DR+HS) > 0$ og at FSGT er større enn 1,166. (1,166 er den minste verdi av FSGT som forekommer på de 10% av det totale vegnettet som datamaterialet omfatter og som for øvrig oppfyller delkriteriet $R(DR+HS)>0$)

b-strekning (strekning med brukbar standard)

Utgjøres av de resterende 40% av vegnettet.

Analysen omfatter alle 18 vegrutene som stamvegnettet er inndelt i (september 2002).

Figur 7.1 viser et eksempel på resultatutskrift fra denne analysen gjort for rute 16, som utgjøres av Rv3 Kolomoen til Ulsberg.



Kilde: TØI rapport 618/2002

Figur 7.1: Parsellvis beregning av forventet skadegradstetthet(FSGT) langs stamvegrute 16 fra Kolomoen til Ulsberg Rv3. N-strekning er markert med rød søyle, j-strekning med grønn søyle og b-strekning med gul søyle.

Figur 7.1 viser FSGT for hver delparsell (lengde mellom 0,5 og 1 km) på den vertikale aksene. Den horisontale aksene viser et identifikasjonsnummer (strekningpårnr) som er entydig knyttet til hver delparsell på den aktuelle stamvegruten. Første delparsell har nr 1 osv. Delparsellene ligger "etter hverandre" som langs vegen, hvilket betyr at HP 1 km 0,000 ved avkjøring E6 på Kolomoen, ligger med strekningsnummer 1.

Av figuren framgår også den valgte statuskode. Delparseller som har statuskode n framgår som røde søyler. Tilsvarende er veger med statuskode j gitt som grønne søyler. Veger med statuskode b er gule.

Av praktiske grunner har det vært nødvendig å begrense "høyden" av de røde søylene til FSGT=5. Dersom FSGT=5 i figuren kan den egentlige verdien overskride denne. Analysen av de enkelte rutene omfatter også en tabularisk oversikt over data og resultater for hver delparsell nummerert tilsvarende som figuren. Her kan de reelle verdier avleses.

Som det framgår, er det enkelt i figuren å lese hvile delparseller som er en nei-strekning og igjen hvilke av nei-strekningene hvor verdien av FSGT er høyest. Dette gir et grunnlag for å rangere de aktuelle delparsellene samt å avgjøre hvor videre analyser og eventuelt tiltak bør settes inn.

7.5 Betraktninger om bruken av metoden

Innledningsvis i kapittel 1 er det pekt på en del svakheter ved de eksisterende metoder for utpeking av ulykkespunkter og ulykkessteder eller steder med høy ulykkesrisiko. Spesielt er det understreket at nullvisjonen skal legges til grunn som ideal for transportsikkerheten og at dette innebærer økt vekt på å forebygge dødsfall og alvorlige personskader i vegtrafikken.

Begrepet og metoden med beregning av skadegradstetthet er utviklet for, på en bedre måte, å kunne utpeke strekninger på vegnettet som er spesielt farlige sett på bakgrunn av nullvisjonen. Det er imidlertid svært viktig å presisere at dette er en indikator som kommer i tillegg til de innarbeidede indikatorene Statens Vegvesen allerede har, og har hatt i lengre tid. Begrep som for eksempel ulykkesfrekvens og ulykkestetthet har lang tradisjon i etaten og alle som arbeider med trafikk-sikkerhet har en grunnleggende forståelse og følelse av hva begrepene inneholder. Skadegradstetthet er ikke ment å skulle erstatte disse, men er ment som et viktig supplement og et makroverktøy for å påvise strekninger med høyt antall nullvisjonsskader.

Enhver beregningsmetode har sine svakheter eller muligheter for feil bruk. Så også for beregning av forventet skadegradstetthet. Slik modellen framstår beregnes FSGT ut fra en sammenlikning mellom de registrerte skadetallene og hva som er normalt for strekninger med tilsvarende veg- og trafikk karakteristika. Det må imidlertid understrekes at modellen ikke kan benyttes til å finne effekten av ulike tiltak på vegnettet. Med tiltak menes for eksempel å endre fartsgrensen. Dersom en veg har fartsgrense 80 km/t kan metoden benyttes til å finne ut om denne 80 km/t strekningen har høyere eller lavere forventet skadegrad enn andre liknende 80 km/t strekninger, men altså ikke til å finne effekten av å redusere fartsgrensen til 60 km/t. Forklaringen på dette er at det datamaterialet som ligger bak likningene som beregner normale skadetall er unikt for veger med 80 km/t fartsgrense og at det også er andre egenskaper enn selve fartsgrensen som er karakteristisk for disse vegene. For eksempel vil veger med 60 km/t normalt ha mer randbebyggelse og annen trafikk sammensetning (blant annet mer innslag av fotgjengere og syklistene) enn veger med fartsgrense 80 km/t.

8 Referanser

- Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. Regression analysis of count data. Econometric Society Monographs No 30. Cambridge, Cambridge University Press, 1998.
- Elvik, R. Trafikksikkerhet: Statistiske metoder i praktisk ulykkesbekjempelse. Arbeidsdokument TST/0074/88. Oslo, Transportøkonomisk institutt, 1988.
- Elvik, R. Rasjonalitet i offentlig politikk for økt trafikksikkerhet. Kapittel 5. Utpekning av trafikksikkerhetsproblemer og utvikling av alternative tiltak for å redusere problemene. Arbeidsdokument TST/0217/90. Oslo, Transportøkonomisk institutt, 1990.
- Elvik, R. Ulykkesrisiko på riksveger 1986-89. TØI rapport 81. Oslo, Transportøkonomisk institutt, 1991.
- Elvik, R. Økonomisk verdsetting av velferdstap ved trafikkulykker. Dokumentasjonsrapport. TØI rapport 203. Oslo, Transportøkonomisk institutt, 1993.
- Forbes, T. W. The normal automobile driver as a traffic problem. Journal of General Psychology, 20, 471-474, 1939.
- Fridstrøm, L.; Ifver, J.; Ingebrigtsen, S.; Kulmala, R.; Krosgård Thomsen, L. Measuring the contribution of randomness, exposure, weather, and daylight to the variation in road accident counts. Accident Analysis and Prevention, 27, 1-20, 1995.
- Haight, F. A. Handbook of the Poisson distribution. New York, NY, John Wiley and Sons, 1967.
- Hauer, E. On the estimation of the expected number of accidents. Accident Analysis and Prevention, 18, 1-18, 1986.
- Hauer, E. Empirical Bayes approach to the estimation of "unsafety": the multivariate regression method. Accident Analysis and Prevention, 24, 457-477, 1992.
- Hauer, E. Observational Before-After Studies in Road Safety. Oxford, Pergamon, 1997.
- Hauer, E.; Persaud, B. N. Common bias in before-and-after accident comparisons and its elimination. Transportation Research Record, 905, 164-174, 1983.
- Samferdselsdepartementet. Stortingsmelding 46, 1999-2000. Nasjonal transportplan 2002-2011. Oslo, Samferdselsdepartementet, 2000.
- Statens vegvesen. Veiledning. Håndbok 115. Analyse av ulykkessteder. Oslo, Statens vegvesen, 1983.

Transportøkonomisk institutt

Stiftelsen Norsk senter for samferdselsforskning

- utfører forskning til nytte for samfunn og næringsliv
- har rundt 70 forskere med høy, flerfaglig samferdselskompetanse
- samarbeider med en rekke samfunnsinstitusjoner, forsknings- og undervisningssteder i Norge og i utlandet
- gjennomfører forsknings- og utredningsoppdrag av høy kvalitet innen områder som trafiksikkerhet, kollektivtransport, miljø, reisevaner, reiseliv, planlegging, beslutningsprosesser, transportøkonomi og næringslivets transporter
- driver aktiv forskningsformidling gjennom TØI-rapporter, internett, tidsskriftet Samferdsel og andre nasjonale og internasjonale tidsskrifter

Transportøkonomisk institutt

Stiftelsen Norsk senter
for samferdselsforskning
Gautadalléen 21
NO 0349 Oslo

Telefon 22 57 38 00

1H www.toi.no