

Risico's onderscheiden naar wegtypen: methodiek van berekenen en voorbereiding

Deelrapportage in het kencijfer-project uit het Onderzoekjaarplan 1995

R-96-66A
Dr. ir. L.G. Braimaister
Leidschendam, 1997
Stichting Wetenschappelijk Onderzoek Verkeersveiligheid SWOV

Documentbeschrijving

Rapportnummer: R-96-66A
Titel: Risico's onderscheiden naar wegtypen: methodiek van berekenen en voorbereiding
Ondertitel: Deelrapportage in het kencijfer-project uit het Onderzoekjaarplan 1995
Auteur(s): Dr. ir. L.G. Braimaister
Onderzoeksmanager: Ir. S.T.M.C. Janssen
Projectnummer SWOV: 55.221
Projectcode opdrachtgever: HVVL 95.134
Opdrachtgever: De inhoud van dit rapport berust op gegevens verkregen in het kader van een project, dat is uitgevoerd in opdracht van de Adviesdienst Verkeer en Vervoer van Rijkswaterstaat

Trefwoord(en): Traffic concentration, rural area, urban area, danger, calculation, accident rate, injury, fatality, classification, secondary road, highway, motorway, junction, test method, mathematical model, statistics, analysis (math), Netherlands.

Projectinhoud: Eén van de activiteiten in het Onderzoekjaarplan-1995 is het actualiseren van de risicogegevens voor een aantal wegtypen - de zogenaamde 'kencijfers'. In dit rapport wordt verslag gedaan van een aantal voorbereidende werkzaamheden. Drie onderwerpen worden behandeld: een efficiënt toepasbare rekenmethode, selectie van 'kansrijke' onderzoeksvariabelen, en de mogelijkheden voor een interactieve analyse-methode.

Aantal pagina's: 39 pp.
Prijs: f 20,-
Uitgave: SWOV, Leidschendam, 1997

Stichting Wetenschappelijk Onderzoek Verkeersveiligheid SWOV
Postbus 170
2260 AD Leidschendam
Telefoon 070-3209323
Telefax 070-3201261

Postadres gewijzigd in:
Postbus 1090
2260 BB Leidschendam

Samenvatting

Eén van de activiteiten in het Onderzoekjaarplan-1995 is het actualiseren van de risicogegevens voor een aantal wegtypen - de zogenaamde '*ken-cijfers*'. In dit rapport wordt verslag gedaan van een aantal voorbereidende werkzaamheden. In andere rapporten wordt verslag gedaan over de analyses voor respectievelijk de autosnelwegen [R-96-63] en de tweede- en derde-orde wegen buiten de bebouwde kom [R-96-65] en de verkeersaders binnen de bebouwde kom [R-96-64]. De resultaten zijn geïntegreerd in een eindrapport [R-96-62].

In het onderhavige rapport worden drie onderwerpen behandeld:

- een efficiënt toepasbare rekenmethode;
- selectie van 'kansrijke' onderzoeksvariabelen;
- de mogelijkheden voor een interactieve analysemethode.

Langs theoretische weg wordt afgeleid op welke wijze uit de analysebestanden statistische verantwoorde schattingen voor risico's kunnen worden berekend, inclusief schattingen voor de bijbehorende onzekerheidsmarge, met een efficiënte rekentechniek. Daarbij is ook nagegaan of deze ook op adequate wijze vertaald kunnen worden met behulp van modules van de beschikbare programmatuur (Foxpro, en/of SAS/Stat in combinatie met Atlas/GIS).

Omdat het inventariseren van wegkenmerken, zoals binnen dit project ook uitgevoerd is, een arbeidsintensief en dus kostbaar proces is, is het belangrijk alleen die variabelen te inventariseren waarvan verwacht mag worden dat ze ook een herkenbare bijdrage aan de verklaring van de verschillen tussen wegvakken of kruispunten zullen kunnen leveren. Ook de bepaling van de bij de inventarisatie te onderscheiden klassegrenzen moet zo optimaal mogelijk gebeuren.

Om daar informatie voor te leveren zijn met behulp van de ontwikkelde rekenmethode analyses uitgevoerd over de beschikbare oude analysebestanden (ongeveer tien jaar geleden verzamelde gegevens).

Ten slotte is nagegaan op welke wijze de rekenmethode uitgewerkt kan worden tot een interactieve analysemethode. Met een dergelijke methode kunnen onderzoekers of beleidsambtenaren voor specifieke vragen nagaan of een bepaald wegkenmerk statistisch gezien tot verschillen in risico leidt, en tussen welke klassen die verschillen zich openbaren. Het blijkt mogelijk een prototype op te stellen waarmee ervaring kan worden opgedaan.

Summary

Distinguishing risks according to road types: calculation and preparation methods

One of the activities in the SWOV Research Programme for 1995 was the updating of traffic risk data for several types of roads, this data being known as the *key risk indexes*.

This report gives an account of the preparation activities. Other reports provide an account of the analyses for the motorways [R-96-63], and the analyses for the secondary and tertiary roads outside built-up areas [R-96-65] and the major arteries inside built-up areas [R-96-64]. These results have been integrated into a final report [R-96-62].

The report under consideration addresses three subjects:

- an efficiently applicable calculation method;
- selection of 'likely' research variables;
- the possibilities for an interactive method of analysis.

Using theoretical derivations, a method was worked out to apply efficient calculation techniques on the analysis files, which would calculate statistically reliable estimates for risks, including estimates for associated sound deviations. Also considered in doing so was the possibility of being able to arrive at this estimate adequately by using modules from the available software (Foxpro, and/or SAS/Stat combined with Atlas/GIS).

Because survey of road characteristics, as done in this project, is a labour intensive and therefore expensive process, it was important to inventory only those variables which would be expected to make a definite contribution to the interpretation of the differences between stretches of road or intersections. Determining the class definitions to be distinguished during the inventory also had to take place as efficiently as possible. To produce information for this, the developed calculation method was used to carry out analyses of the available existing analysis files containing data collected approximately ten years previously.

Finally, a calculation method that could be elaborated into an interactive analysis method was worked out. By using such a method, researchers or policy-making officials with specific questions in mind could determine whether a certain road characteristic would yield statistical differences in risk and in which classes these differences would turn up. It proved possible to draw up a prototype for acquiring experience.

Inhoud

1.	<i>Inleiding</i>	6
1.1.	Algemeen	6
1.2.	Achtergrond	6
1.3.	Leeswijzer	8
2.	<i>Vormen van risicoschatting in de huidige kencijfers in Nederland</i>	9
3.	<i>Relatieve efficiëntie van twee typen kencijfers</i>	12
4.	<i>Het testen van verschillen tussen de wegtypen</i>	17
4.1.	Interactieve berekening van kencijfers en het testen van verschillen	19
4.2.	Berekening van kencijfers en het testen van contrasten in SAS/GENMOD	23
4.3.	Vergelijking van uitkomsten van twee methoden (directe berekening en GENMOD)	28
5.	<i>Risicoschatting op de kruispunten</i>	30
5.1.	Wegvakken en kruispunten in een schatter?	30
5.2.	Berekening en vergelijking van kencijfers voor kruispunten	32
6.	<i>Conclusies</i>	36
	<i>Literatuur</i>	38

1. Inleiding

1.1. Algemeen

Een van de belangrijkste problemen bij het analyseren van de verkeers- onveiligheid en het leveren van prognoses is het vaststellen van het ongevalsrisico voor de huidige wegtypen en voor de verschillende actuele combinaties van wegomstandigheden en verkeerskenmerken.

In jaren 1985-1987 zijn door de SWOV (Janssen, 1988) landelijke schattingen van ongevalsrisico's op de meeste wegtypen verricht en vervolgens gedetailleerd.

Hiervoor is onder meer door BRO Adviseurs in jaren 1986-1987 een aantal inventarisaties en bewerkingen uitgevoerd om het noodzakelijke basismateriaal beschikbaar te krijgen. Dit basismateriaal bestaat uit weg-, verkeers- en ongevalgegevens.

Deze activiteiten worden nu in grote lijnen op dezelfde wijze herhaald. In deze rapportage wordt verslag gedaan over een aantal voorbereidende activiteiten. Deze vallen in drie delen uiteen:

- Allereerst wordt een methode uitgewerkt om met een efficiënte rekenmethode te komen tot onzekerheidsmarges rond het gemiddelde kencijfer voor een specifiek wegtype.
- Om de inventarisatiewerkzaamheden te kunnen richten op de meest kansrijke variabelen, is met behulp van deze methode op basis van de 'oude' bestanden nagegaan voor welke variabelen, statistisch gezien en gegeven de te verwachten omvang van het bestand, relevante verschillen verwacht zouden mogen worden.
- Ten slotte is aandacht besteed aan het 'vertalen' van de reken- en analysemethode in een gebruikersvriendelijk interactief computerprogramma. Hoewel deze activiteit verder uitgewerkt wordt los van het onderhavige onderzoeksprogramma, is er in deze rapportage toch aandacht aan besteed, gezien de inhoudelijke verwevenheid.

1.2. Achtergrond

De SWOV-kencijfers voor Nederland worden onderscheiden naar wegtype en naar functie weg (stromen, ontsluiten, verblijven). Op deze wijze zijn zij bijvoorbeeld ook in de 'Nationale Verkeersveiligheidsverkenning' (Koornstra, et al., 1991) en in de voorlopige richtlijnen voor het ontwerpen van niet-autosnelwegen buiten de bebouwde kom (RONA, 1992) weergegeven.

Volgens de commissie-RONA (1992) dienen de SWOV-kencijfers om "vergelijkingen uit te voeren" en verder om:

- ontwikkelingen in de verkeersveiligheid te volgen;
- aandachtsgebieden aan te geven voor maatregelen en voor onderzoek op het gebied van de verkeersveiligheid;
- effecten van verkeersmaatregelen vast te stellen;
- verkeersveiligheid af te wegen tegen andere positieve en negatieve effecten van de maatregelen.

De commissie RONA (1992) stelt ook:

“Een verdere uitbreiding van de gemiddelde kencijfers met spreidingswaarden per weg- of kruispunttype zou aan de kencijfers een normatieve betekenis kunnen geven. Op dit moment wordt nog niet over dergelijke veiligheidsnormen per wegcategorie beschikt. Er wordt gewerkt aan een methode voor de detectie van verkeersonveilige situaties binnen de onderscheiden weg- en kruispunttypen. Zodra deze methode operationeel is, zal die binnen het ontwerpproces van wegen van groot nut zijn.”

De bedoeling van zowel ongevallenquotiënten in het algemeen, als regionale of landelijke ongevallenquotiënten in het bijzonder, is *het maken van vergelijkingen*. Door zijn aard is een ongevallenquotiënt een ratio van twee stochastische variabelen: ongevallenfrequentie en verkeersbelasting. Uiteraard moet met de stochastische aard van variabelen tijdens vergelijkingen rekening worden gehouden. De voor de hand liggende vraag luidt: “Waarom zijn de spreidingswaarden van de landelijke kencijfers nog niet bepaald, en hoe moeten deze waarden tot stand komen?”

Een ander probleem dat speelt bij de huidige kencijfers, zijn de verschillen van het ongevalsrisico (heterogeniteit) binnen de wegtypen. Evaluatie van de homogeniteit van de wegtypen en het detecteren van de typische homogene wegsituaties binnen de wegtypen, die een afwijkend hoog (laag) risico hebben, moeten in het kader van actualisatie van de kencijfers ook worden uitgevoerd.

In de huidige kencijfers zijn ongevallen op de kruispunten aan de wegvakken van de hoogste orde-weg toegekend. Uit het oogpunt van statistische betrouwbaarheid en nauwkeurigheid van de te hanteren kencijfers met spreidingswaarden, moet men ook de volgende vraag beantwoorden: hoe moeten ongevallen op de wegvakken en kruispunten binnen een wegtype in kencijfers uitgedrukt worden?

Over de eerder uitgevoerde inventarisaties is inmiddels geconstateerd dat een aantal typen wegen in de steekproef (1986) ondervertegenwoordigd was. Bovendien bestaat er behoefte aan een actualisering van de kencijfers voor de evaluatie van de wegtypen, die onder een wegcategorie-indeling vallen, zoals deze binnen het concept ‘Duurzaam-Veilig Wegverkeer’ wordt toegepast.

De kencijfers worden in het kader van het project ‘Onderzoekjaarplan 1995 Kencijfers’ gericht op de volgende wegcategorie-indeling:

- autosnelwegen;
- rurale ontsluitingswegen (tweede orde);
- rurale toegangswegen (derde orde);
- urbane ontsluitingswegen (verkeersaders);
- urbane erfontsluiting (verblijfsgebied).

Met betrekking tot de snelwegen en de tweede-orde-wegen wordt in het kader van dit project relevante informatie verzameld uit de beschikbare bestanden bij het rijk en de provincies. Voor de andere wegen worden door BRO Adviseurs opnieuw inventarisaties uitgevoerd.

Na het verzamelen van gegevens door BRO Adviseurs, zal de SWOV nieuwe kencijfers voor de wegtypen en de meest belangrijke verkeerssituaties berekenen. Om de nieuwe kencijfers te leveren, die ‘een normatieve betekenis’ zullen hebben en als vergelijkingsmaat gebruikt kunnen worden, moet men voor het uitvoeren van de berekeningen eerst een aantal methodologische vragen beantwoorden.

1.3. **Leeswijzer**

In de volgende hoofdstukken komen de volgende vragen aan de orde. In hoofdstuk 2 wordt de juiste vorm van een schatter behandeld, en wordt bezien hoe de spreidingswaarden van de kencijfers kunnen worden berekend.

Deze methoden worden vervolgens in hoofdstuk 3 met elkaar vergeleken. In hoofdstuk 4 gaat het om het komen tot homogene groepen ‘wegtypen’, het bepalen van de verschillen in onveiligheid, en de relatie daarvan met specifieke variabelen.

Hoofdstuk 5 gaat vervolgens in op de risicoschattingen op kruispunten, en op de vraag hoe men de ongevallenfrequenties en exposities op de wegvakken en de kruispunten kan combineren.

Voor de geïnteresseerde lezer zijn de verschillende bijlagen beschikbaar in het tweede deel van dit rapport, waarin de programmatuur en de gedetailleerde rekenresultaten zijn opgenomen.

2. Vormen van risicoschatting in de huidige kencijfers in Nederland

De huidige kencijfers zijn landelijk door de SWOV vastgesteld op grond van uitgebreide steekproeven op wegen buiten de bebouwde kom (Janssen, 1985, 1988; Van Minnen, 1987; Kars, 1989a, 1989b), op verkeersaders binnen de bebouwde kom (Dijkstra, 1990) en op snelwegen (Janssen, 1994). Het meest recente en uitgebreide overzicht van de huidige kencijfers is door Janssen (1994) gepubliceerd.

Kencijfers zijn al enkele malen gebruikt in scenario's waar de onveiligheid wordt geschetst op het totale Nederlandse wegennet in het jaar 2010, en voor prognoses voor de verschillende vervoersregio's.

In twee studies van Kars (1989a en 1989b) zijn de kencijfers voor het tweede- en derde-orde-wegennet apart berekend, evenals voor wegdelen per wegsoort en voor kruispunten per RONA-kruispunttype.

In genoemde studie van Kars (1989a) zijn twee soorten kencijfers berekend:

- rekenkundig gemiddelde quotiënt voor de wegdelen (*Formule 2.1*);
- totale quotiënt (kencijfer) van aan 'elkaar gekoppelde' wegdelen binnen één wegtype: totaal aantal ongevallen gedeeld door de som van de verkeersproductie voor het wegtype (*Formule 2.2*).

$$\frac{1}{n} * \sum_{i=1}^n \frac{O_i}{I_i * L_i} ; (2.1) \quad \frac{\sum_{i=1}^n O_i}{\sum_{i=1}^n I_i * L_i} ; (2.2) \quad (2.1-2.2)$$

Waarbij, per wegtype in steekproef:

- $O_1 \dots O_n$ ongevallen per wegdeel
- $I_1 \dots I_n$ intensiteiten per wegdeel (1..n);
- $L_1 \dots L_n$ lengten van de wegdelen (1..n).
- n aantal wegdelen
- $I_i * L_i$ verkeersproductie op wegdeel i (aantal motorvoertuig-kilometer); in de praktijk wordt de verkeersproductie per jaar uitgerekend - $365 * I_i * L_i$;

In *Tabel 1* zijn de resultaten van de berekeningen volgens beide formules weergegeven (Kars, 1989a).

Volgens Kars (1989b) is het kencijfer constant over het intensiteitsbereik van een wegtype in het genoemd onderzoek. De relatie tussen het gezamenlijk aantal letselongevallen en dodelijke ongevallen per kilometer weglengte en intensiteit, laat zich goed beschrijven met een rechte lijn waarin het kencijfer met de tangens van de hellingshoek gelijk is. Voor de kencijfers volgens *Formule 2.1* zijn ook de spreidingswaarden berekend (grote variantie).

Indeling naar rijbanen en rijstroken (intensiteit)	Kencijfer (letsel + dood) / produktie		
	formule (2)	rekenkundig formule (1)	variantie
wg1b (1000-10000)	0,30	0,33	0,38
wa2s (200-3000)	0,42	0,56	2,78
wals (0-1500)	0,43	0,61	18,41

Tabel 1. *Fragment uit tabel (Kars 1989a), berekening van kencijfers per wegdeel.*

Het kencijfer volgens *Formule 2.2* is door zijn aard een ratio van twee totale getallen en levert dus volgens Kars, geen mogelijkheid, voor de ‘directe’ berekening van de spreiding.

Door Kars worden andere mogelijke aanpakken van de schatting van de betrouwbaarheid van de kencijfers (2) aangegeven:

- het postuleren van een bepaald type verdeling waarbij het kencijfer gezien wordt als het gemiddelde;
- simulatie volgens de bootstrap-methode met teruglegging;
- de ‘jackknife-methode’.

Janssen (1988) heeft de kencijfers voor het tweede- en derde-orde-wegennet vastgesteld. Deze kencijfers zijn per wegtype berekend zonder het aantal ongevallen per wegdeel of kruispunt te splitsen. Dit levert dus de totale schatting op van het ongevalsrisico per wegtype (*Tabel 2*).

Wegtype	letselongevallen / km/jr	letselongevallen / mvt-km formule (2)
wg1b	0.542	0.328
wa2s	0.259	0.328
wals	0.259	0.328

Tabel 2. *Fragment uit tabel (Janssen, 1988): ‘Steekproef tweede- en derde-orde-wegennet 1983-1986; SWOV’.*

In de bovengenoemde kencijfers zijn twee soorten ongevallenfrequenties samengevat: voor de wegvakken en voor de kruispunten. De ongevallen op de kruispunten worden aan de weg van hoogste orde toegedeeld.

Janssen (1993) heeft de kencijfers voor de verkeersveiligheid van wegen buiten de bebouwde kom in de provincie Zeeland berekend (*Tabel 3*).

De wegen zijn ingedeeld volgens de RONA-categorieën.

De vergelijking van de wegindeling volgens RONA rijkswegen-indeling en wegtypen naar-rijstroken-indeling voor de genoemde wegen is weergegeven in *Tabel 4*.

Voor de wegen uit de bovengenoemde steekproeven in de provincie Zeeland is een aantal lineaire regressieverbanden tussen verkeersveiligheids-indicatoren en verkeersbelasting getoetst met behulp van de programma's MGLH en NONLIN van het statistische pakket SYSTAT (Braimaister & Janssen, 1993). Uit het onderzoek blijkt dat de indeling per RONA-wegtype informatief is (wel significante verschillen tussen de wegtypen) in twee representatieve steekproeven (1987-1989 en 1990-1992) van dezelfde wegen in de provincie. Er zijn geen significante veranderingen volgens de t-toets in de gemiddelde kencijfers (*Formule 1*) geconstateerd voor de wegtypen in de twee bovengenoemde perioden. Wel zijn significante verschillen tussen de wegtypen geconstateerd. Dit zou betekenen dat in deze periode geen invloedrijke veranderingen in het wegennet van Zeeland plaats hebben gevonden (in het geval dat gemiddelde kencijfers voldoende sensibel zijn om zo'n uitspraak te kunnen ontlokken). Vanwege zijn grote variantie zijn de kencijfers (*Formule 2.1*) weinig sensibel en leveren dus alleen significante verschillen voor sterk uiteenlopende risico's.

Indeling		Letselongevallen / km weglengte		Letselongevallen / miljoen mvt-km	
Wegtype	RONA-wegtype	1987-1989	1990-1992	1987-1989	1990-1992
wg1b	VI	0.52	0.53	0.37	0.34
wa1,2	VII	0.19	0.20	0.45	0.44

Tabel 3. *Fragment uit tabel Janssen (1991)*

Wegtype	Hoofd-categorie	RONA-categorie	Ontw. snelheid	Intensiteit	Indicatie functie weg
wg1b	C	V	80	(1000-10000)	Ontsluitingsfunctie
	C	VI	60		Geringe verkeersfunctie
wa1,2	D	VII	≤60	(200-3000)	Ontsluitingsfunctie
	D	VIII	-		Geringe verkeersfunctie

Tabel 4. *Categorie-indeling voor wegen buiten de bebouwde kom met individuele netwerkfunctie (volgens RONA).*

De gemiddelde kencijfers (*Formule 1*) schatten het gemiddelde risico per wegdeel (wegvak of kruispunt). Omdat de variantie (vanwege verschillen in de lengte en in de intensiteit) vrij groot is, is deze schatter niet altijd voldoende *efficiënt* om de verschillen in het risico te kunnen detecteren. Daarom worden in de praktijk de kencijfers volgens *Formule 2* gebruikt (zonder spreidingswaarden).

In het volgende hoofdstuk worden deze twee hanteerbare vormen van schatter van kencijfers qua efficiëntie onderling vergeleken.

3. Relatieve efficiëntie van twee typen kencijfers

Een juiste vorm van schatters zorgt niet alleen voor een adequate schatting van het kencijfer, maar geeft tevens de mogelijkheid om een optimale omvang van de steekproef te bereiken.

De twee vormen van schatters kunnen worden onderverdeeld in twee grote typen: type 1 - ongewogen gemiddelden; type 2 - gewogen gemiddelden.

Het principiële verschil tussen deze twee soorten schatters is dat een gewogen gemiddelde een groepering en/of normering van de primaire informatie eist. Dit betekent dat een extra vertaalslag onderweg van primaire naar secundaire informatie moet plaatsvinden. De behoefte van groepering van gegevens is ontstaan door het bekende ‘probleem van lage frequenties’. Meestal zijn de modale en gemiddelde aantallen van geregistreerde ongevallen per locatie te gering en standaardafwijkingen te groot om betrouwbare onderlinge vergelijkingen op het *primaire niveau* uit te voeren; alleen in *extreme gevallen* is het mogelijk om enkele locaties die qua risico significant afwijken, te detecteren.

In het algemeen is het ‘kencijfer type 1’ een rekenkundig gemiddelde van de per locatie (aantal locaties= n) berekende ratio van ongevalskenmerk O_i , gedeeld door expositie E_i (*Formule 3.1*):

$$K_1 = \frac{1}{n} * \sum_{i=1}^n \frac{O_i}{E_i} \quad (3.1)$$

De kencijfers worden voor de ‘homogene’ locaties (dat wil zeggen, voor gelijksoortige wegvakken of kruispunten) berekend. Het begrip ‘homogene locaties’ kan daarbij, los van type kencijfer, als volgt toegelicht worden.

Elke locatie is op een of andere manier ‘uniek’. Er zijn geen twee kruispunten (of wegvakken), waarvan alle weg- en verkeerskenmerken gelijk zijn. ‘Homogene locaties’ bestaan dus in die zin dat een beperkt aantal kenmerken van deze locaties gelijk is. Dit betekent dat men te maken heeft met het bepalen van een beperkt aantal *relevante* weg- en verkeerskenmerken. Homogeniteit van locaties kan getoetst worden met van verscheidene multivariate technieken.

Men moet bijvoorbeeld de homogeniteit beoordelen van de wegvakken binnen een wegtype. De nul-hypothese van de homogeniteit van locaties binnen het wegtype luidt dan als volgt: er zijn geen extra wegkenmerken, die de variantie van ongevalskenmerken vergroten, die door de expositie is verklaard. Is dat het geval, dan is het geaggregeerde kencijfer voor het wegtype van toepassing. Zo niet, dan moet men aparte kencijfers berekenen voor de wegkenmerken, die een significante invloed op de te verklaren variantie van ongevalskenmerken hebben.

De schatting van het rekenkundig gemiddelde en de variantie wordt voor de kencijfers type 1 berekend op de metingen vanuit aparte locaties, die bij het wegtype horen.

De geaggregeerde kencijfers (type 2) worden voor de homogene locaties berekend met gebruikmaking van de volgende formule (3.2):

$$k_2 = \frac{\sum_{i=1}^n O_i}{\sum_{i=1}^n E_i} \quad (3.2)$$

Het 'kencijfer type 2' is een ratio van twee sommen: ongevalsfrequentie en *totale* expositie van aan elkaar gekoppelde wegvakken.

De inhoud van de kencijfers, respectievelijk type 1 en type 2 is verschillend. De eerste type schatter is bedoeld om de *gemiddelde* relatie tussen ongevallen en expositie *per locatie* te schatten, bijvoorbeeld per wegvak of kruispunt.

De tweede type schatter is bedoeld om de *gemiddelde relatie* tussen ongevallen en expositie *per eenheid expositie voor de groep van locaties* te schatten.

In het algemeen is het voor het eerste type kencijfer kenmerkend, dat de standaardafwijkingen heel groot zijn en de betrouwbaarheidsintervallen voor dit soort kencijfers voor verschillende wegtypen dus een grote overlap vertonen. Om de stabiliteit van deze type kencijfers te vergroten worden de ongevalsfrequenties vaak niet per jaar, maar per langere perioden verzameld. Het nadeel hiervan is heel duidelijk. In de loop van de jaren veranderen de gegevens, wat een aantal problemen voor de juiste schatting oplevert.

Daarom wordt er naar gestreefd om de 'kencijfers type 2' toe te passen. Men verwacht in dit geval dat de gemiddelde waarden volgens type 2 meer stabiliteit in termen van absolute afwijkingen tonen (bijvoorbeeld voor de totale prestatie en een deel daarvan). Men beschouwd deze ratio als eenmalige meting ($n=1$, aantal vrijheidsgraden in dit geval voor de steekproef is 0). Dus geen standaardafwijking?

In de praktijk worden de 'kencijfers type 2' voor de wegtypen berekend en met elkaar op grond van absolute verschillen vergeleken. De simulatiemethoden en jackknife-methoden worden in de praktijk niet vaak toegepast. In de praktijk worden de standaardafwijkingen van deze kencijfers niet geschat.

Tegelijkertijd is het wel mogelijk om de spreiding van de 'kencijfers type 2' met een exacte formule te schatten. Voor de opgeschreven situatie is het 'kencijfer type 2' niets anders dan een *gewogen (per eenheid verkeersprestatie) gemiddelde* (Formules 3.3 en 3.4):

$$k_2 = \frac{\sum_1^n O_i}{\sum_1^n E_i} \quad (3.3)$$

$$k_2 = \frac{\sum_1^n \frac{O_i}{E_i} * E_i}{\sum_1^n E_i} \quad (3.4)$$

Met andere woorden betekent dit dat elk wegvak i met zijn in het algemeen unieke verkeersprestatie E_i als ‘groep’ i wordt beschouwd. Het risico-aandeel O_i/E_i in het totale risico wordt door zijn aandeel in expositie gewogen.

Dit betekent dat de standaardafwijking van het ‘kencijfer type 2’ met een ‘gewogen standaardafwijking’ geschat kan worden: (*formule 3.5*)

$$\sigma_{k_2} = \sqrt{\frac{\sum_1^n \left(\frac{O_i}{E_i} - k_1 \right)^2 * E_i}{\sum_1^n E_i}} \quad (3.5)$$

waarin: k_1 is het kencijfer type 1.

Om de relatieve effectiviteit van deze twee typen kencijfers te schatten, moet men over hun standaardafwijkingen beschikken.

De ratio van gewogen gemiddelde en rekenkundig gemiddelde geeft de mogelijkheid om het lineaire correlatiegetal (r) tussen *varianten* verkeersprestatie en risico te schatten (*Formule 3.6a, 3.6b*):

$$\frac{k_2}{k_1} = 1 + \mathbf{r}_{\frac{k_1}{E}} * V_{k_1} * V_E \quad (3.6a)$$

$$\mathbf{r}_{\frac{o}{e}} = - \frac{1 - \frac{k_2}{k_1}}{V_{k_1} * V_E} \quad (3.6b)$$

Waarin:

V_o en V_e respectievelijk variatiegetallen voor ongevals frequentie en voor verkeersprestatie zijn.

Het correlatiegetal tussen de *varianten* verkeersprestatie en ongevalsrisico is naar verwachting klein, aangezien de verwachtingen van de kencijfers van beide typen van dezelfde orde van grootte zijn en de variantiegetallen meestal groter dan 1 zijn.

Het correlatiegetal zegt in dit geval niets over het stochastische verband tussen ongevalskenmerken en de *cumulatieve* verkeersprestatie in de klassieke zin van een lineaire regressie: “naarmate de verkeersprestatie groeit neemt de ongevallenfrequentie toe”.

Het correlatiegetal $\mathbf{r}_{k1/e}$ geeft de maat aan van het gemiddelde verband tussen risico en expositie op het *primaire* niveau (op locaties). De kleine waarden van correlatiegetal $\mathbf{r}_{k1/e}$ illustreren het probleem van ‘lage frequenties’ goed.

Ratio van standaardafwijkingen van twee typen kencijfers geeft de maat aan van relatieve effectiviteit van deze twee schattingen en dus het ‘kencijfer type 2’ ten opzichte van het ‘kencijfer type 1’.

$$Q_{k_2, k_1} = \left(\frac{\sigma_{k_2}}{\sigma_{k_1}} \right)^2 \quad (3.7)$$

Waarin Q_{k_2, k_1} gelijk is aan de mogelijke reductie van de omvang van de steekproef ten behoeve van de schatting van de significant verschillende ‘kencijfers type 2’ in plaats van ‘kencijfers type 1’.

De ‘kencijfers type 2’ met spreidingswaarden kunnen ook geschat worden in het kader van multivariate analyse met gebruikmaking van het gegeneraliseerde lineair model (zie § 4.2).

De relatief hogere effectiviteit van de ‘kencijfers type 2’ ten opzichte van ‘kencijfers type 1’ (wat blijkt uit *Formule 3.6a*) betekent hogere sensibiliteit van de ‘kencijfers type 2’ voor het detecteren van verschillen in ongevalsrisico tussen de wegtypen.

4. Het testen van verschillen tussen de wegtypen

In dit hoofdstuk wordt een vergelijking gemaakt tussen de uitkomsten zoals die verkregen worden wanneer gebruikgemaakt wordt van de twee typen kencijfers zoals die afgeleid zijn.

Theoretisch gezien hebben de ‘kencijfers type 2’ een grotere relatieve effectiviteit dan die van de ‘kencijfers type 1’. Dit is ook vast te stellen met gebruikmaking van een paarsgewijze t-test of bij voorkeur t-test in een matrix-vorm, de zogenaamde Bartlett-test (zie SAS/STAT- en SYSTAT-handleiding).

De Bartlett-test moet men onder andere twee keer uitvoeren voor:

1. de kencijfers type 1 - voor ongewogen gemiddelden.
2. de kencijfers type 2 - voor gewogen gemiddelden.

Om deze vergelijkingen uit te voeren is een speciaal computerprogramma ontwikkeld in FOXPRO voor Windows (werkt met DBF-bestanden) en zijn niet de beschikbare standaardpakketten zoals SAS/STAT (VMS, VAX) of SYSTAT (MS-DOS, PC) gebruikt. Daarvoor zijn de volgende redenen:

1. Het programma is niet alleen bedoeld om de bestaande gegevens, maar ook de komende actuele steekproef te bewerken. De komende steekproef wordt door BRO Adviseurs in ATLAS-GIS opgeslagen, en dan vooral in attribuentabellen die een DBF-formaat hebben. Daarom is het gewenst een interactieve programmatuur ter beschikking te hebben die op een PC met ATLAS-GIS flexibel en effectief kan communiceren.
2. SAS/STAT (VMS, VAX) geeft de mogelijkheid om de DBF-bestanden te bewerken door een ASCII-file heen en weer te im- en exporteren. Er is geen Windows-versie van SAS bij de SWOV beschikbaar.
3. SYSTAT (MS-DOS, PC) kent wel een DBF-formaat en heeft een standaardprogramma voor de Bartlett-test. SYSTAT heeft echter geen mogelijkheid om de berekende kencijfers en uitkomsten van vergelijkingen automatisch in een DBF-file op te slaan. Bovendien is er nog een ‘computational’ probleem. De algoritme voor het testen van verschillen van gewogen gemiddelden werkt niet op een gunstige manier als het gaat om de nodige capaciteit en rekestijd. Met name om de gewogen gemiddelden en spreidingswaarden te berekenen, creëert SYSTAT een tussenbestand in het PC-geheugen, waar elk record W keer wordt herhaald (waar W is gewicht), in ons geval expositie per locatie. Nog erger is het volgende. Om nauwkeurige resultaten te krijgen, moet men geen afgeronde en geen veelvoudige gewichten hanteren. Deze condities van algoritmen leiden tot een enorme hoeveelheid tussenbestanden en tot zeer tijdrovende berekeningen van gewogen kencijfers. Uiteindelijk leidt het tot wachttijden (tientallen minuten) die voor een interactief programma niet acceptabel zijn.

Om de relevante combinaties van de wegkenmerken te vinden, moet men een of andere multivariate exploratieve techniek gebruiken. Het meest geschikte programma in SAS is CANCECORR. CANCECORR geeft de moge-

lijkheid om de variabelen van verschillende aard (numerieke en nominale) te standaardiseren (dat wil zeggen in overeenstemming met een schaal brengen) en in een set te combineren. Het doel van analyse in het kader van canonische correlatie, is de beste sets van wegkenmerken te vinden, die de verklaarde variantie van ongevalsfrequenties vergroten. De ongevalsfrequenties worden in CANCECORR gebruikt als afhankelijke variabelen; de verkeersprestatie en alle beschikbare wegkenmerken worden gebruikt als onafhankelijke variabelen. CANCECORR geeft in feite een eerste benadering van een multivariate samenhang van de genoemde kenmerken.

Vervolgens moet een fijne multivariate variantieanalyse toegepast worden, die gebruik maakt van de in CANCECORR gevonden sets van variabelen en die rekening houdt met het theoretisch model van het te modelleren proces. In ons geval is het theoretisch model de Poisson-verdeling van cumulatieve ongevalsfrequenties. De empirische cumulatieve ongevalsfrequenties uit de gehanteerde steekproef (1986) zijn Poisson verdeeld (zie voorbeeldtoets, *Afbeelding 2*).

Zowel SAS/STAT als SYSTAT hebben standaardprogramma's voor de multivariate variantieanalyse. De kencijfers type 2 kunnen daarmee geschat worden voor de significante multivariate combinaties van wegkenmerken. Uit theoretische overwegingen is SAS/GENMOD voor het gegeneraliseerd log-lineaire Poisson-model het meest geschikte standaardprogramma. MGLH (optie MANOVA) van SYSTAT heeft een mindere flexibiliteit, eist veel rekentijd en kent geen 'log-link-functie' zoals het programma van SAS. Omdat de steekproeven niet gebalanceerd zijn, is het gebruik van SAS/GENMOD geen routine-werk (gegevens 'in' - uitkomsten 'uit'). Men moet naar eindeloze varianten van partiële modellen zoeken, die op een paar kenmerken gebaseerd zijn. In de praktijk betekent dit een grenzeloos aantal mogelijke combinaties en ook groeperingen van kenmerken en dus een grenzeloos aantal mogelijke modellen en uitkomsten.

Een beperking van GENMOD is dat contrasten van het model een dimensie hebben. In feite wordt met het toetsen van één contrast de volgende vraag beantwoord: zijn de verschillen tussen ongevalsrisico voor twee niveaus van een wegkenmerk significant als andere wegkenmerken (parameters van het model) gelijk blijven? Welke contrasten getoetst worden, en welke wegkenmerken in het model gehanteerd moeten worden is afhankelijk van de gestelde beleidsvraag en ervaring van de onderzoeker.

Uit bovenstaande overwegingen blijkt een behoefte te bestaan aan een interactief programma waarmee de vermoedelijke combinaties van wegkenmerken en contrasten kunnen worden getoetst. Vervolgens moeten de bevindingen van deze contrasten in de 'thematische' GIS-kaart gebracht worden. Het bekijken van resultaten in de kaart geeft een nieuwe dimensie aan de analyse. De onderzoeker kan onder andere de volgende aanvullende aspecten doorzien en gebruikmaken van:

- invloed van topologie van het wegennet en eventuele effecten van omliggende wegen of karakter van aansluitingen;
- GIS-queries waarmee men het bestand voor het schatten van kencijfers accuraat kan afstemmen op de gestelde beleidsvraag;
- eventuele niet-relevante of extreem afwijkende weggedelen en waarmee dus ongevals- weg- en verkeerskenmerken geselecteerd kunnen worden.

Het beschreven proces moet 'echt' interactief zijn om de onderzoeker de mogelijkheid te geven vele varianten van multivariate modellen toe te

passen. Uiteindelijk moet het model (op basis van het afgestemde bestand) in SAS/GENMOD getoetst worden. De bedoeling van een interactieve programma-verkenner is de significante verschillen te kunnen vinden tussen twee te vergelijken selecties van wegkenmerken. Tijdens het vergelijken moet het programma de volgende vraag beantwoorden: zijn de verschillen tussen ongevalsrisico's voor twee niveaus van een wegkenmerk significant als andere relevante wegkenmerken gelijk blijven?

Een paar voorbeelden van contrasterende wegkenmerken wordt in *Afbeelding 1a* en *1b* weergegeven. Deze afbeeldingen presenteren univariate contrasten en geven slechts aanwijzing op de bestaande multivariate (multi-dimensionele) contrasten. Het is niet mogelijk om de multivariate contrasten grafisch te presenteren.

4.1. Interactieve berekening van kencijfers en het testen van verschillen

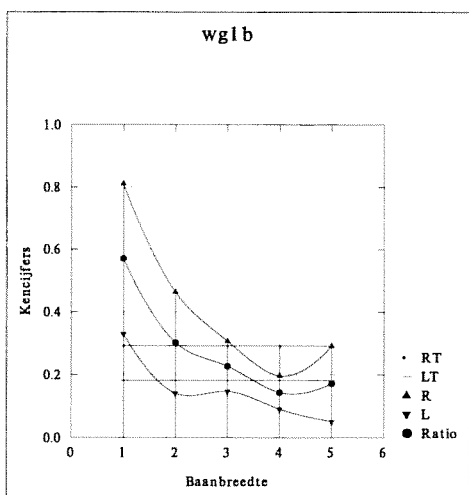
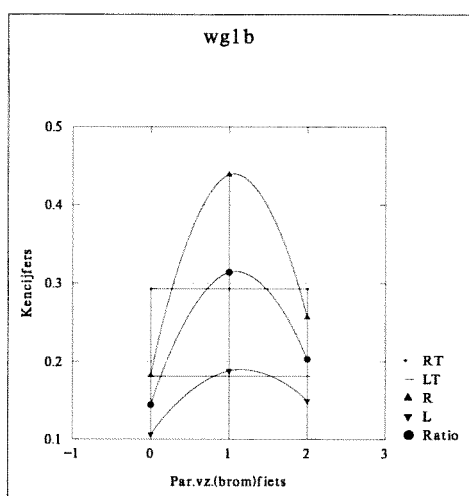
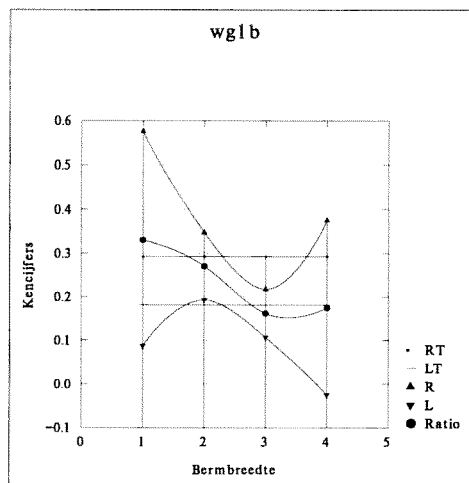
Het FOXPRO-programma berekent 'kencijfers type 2' en hun standaardafwijkingen op een efficiënte en snelle manier (volgens *Formule 3.5*) en heeft tijdens de proef enkele seconden gewerkt met het bestand van de steekproef tweede- en derde-orde-wegennet (4.252 records). De benodigde wegtypen en aanvullende wegkenmerken kunnen op een simpele manier aangegeven worden (kiezen in pop-up en klikken). De resultaten van de berekening worden naar een ASCII-document gestuurd (zie *Bijlage 1*), maar kunnen zonodig in dbf-attribuentabellen van ATLAS-GIS opgeslagen worden; de resultaten kunnen dus meteen in de thematische GIS-kaart gezien worden. Een belangrijke beperking van deze applicatie is dat de gehanteerde methode, van toepassing is voor normaal verdeelde ongevalsfrequenties. Dit betekent dat absolute waarden van cumulatieve frequenties niet minder dan tien moeten zijn. In dit geval kan de empirische Poisson-verdeling door de normale verdeling benaderd worden.

In *Bijlage 1* is een voorbeeld van een uitdraai van FOXPRO-programma weergegeven. Voor de steekproef tweede- en derde-orde-wegennet (1986) zijn de 'kencijfers type 1' en 'type 2' met spreidingswaarden berekend, zowel per miljoen motorvoertuigkilometer, als per kilometer weglengte per jaar voor de volgende ongevalsfrequenties:

- Aantal letselongevallen totaal (blz. 1a, 1b, 1c en 2a, 2b, 2c *Bijlage 1*).
- Aantal letselongevallen met uitsluitend snelverkeer (blz. 3a, 3b, 3c en 4a, 4b, 4c *Bijlage 1*).
- Aantal letselongevallen snelverkeer versus langzaam verkeer (blz. 5a, 5b, 5c en 6a, 6b, 6c *Bijlage 1*).
- Aantal letselongevallen met uitsluitend langzaam verkeer. Kencijfers voor deze ongevalsfrequentie zijn alleen per kilometer weglengte per jaar berekend, want expositie 'miljoen mvtkm' is in dit geval niet relevant.

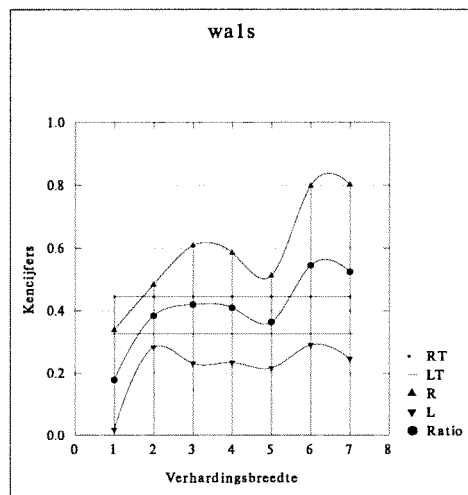
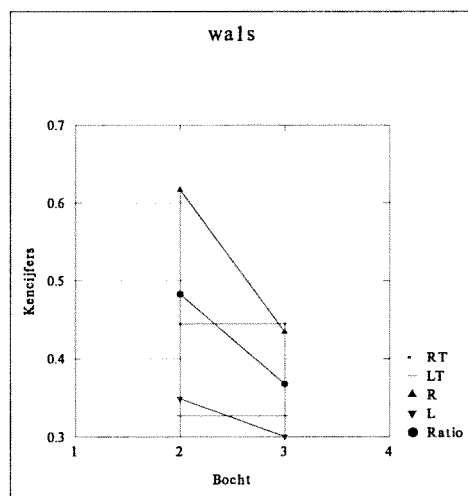
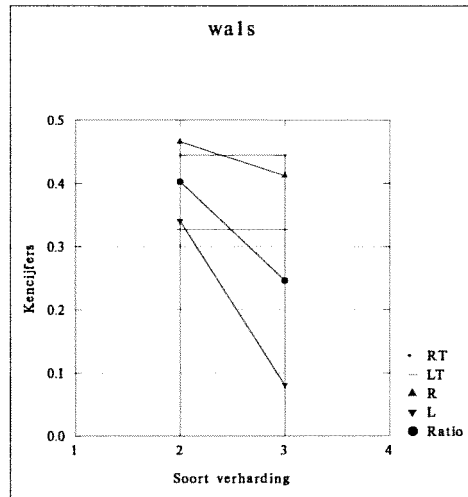
Voor elke set kencijfers zijn de volgende waarden berekend voor de homogeniteitsanalyse:

- Gemiddelde kencijfer (in beide gevallen gewogen gemiddelde, gewogen naar expositie per wegtype).
- Gezamenlijke variantie, direct berekend.
- Variantie verklaard door verschillen tussen wegtypen.
- Variantie verklaard door andere factoren (binnen).
- F-waarde: (variantie tussen/variantie binnen).
- Determinatie-coëfficiënt (var.tussen/var.totaal) % .



Afbeelding 1a. *Het ongevalsrisico afhankelijk van univariate contrasterende wegkenmerken.*

Legenda: Ratio-schatting van het kencijfer type 2;
 L,R: betrouwbaarheidsgrenzen van ratio (0.95);
 LT,RT: betrouwbaarheidsgrenzen van ratio voor de wegtype in het totaal.



Afbeelding 1b. *Het ongevalsrisico afhankelijk van univariate contrasterende wegkenmerken.*

- Legenda: Ratio-schatting van het ‘kencijfer type 2’;
 L,R: betrouwbaarheids grenzen van ratio (0.95);
 LT,RT: betrouwbaarheids grenzen van ratio voor de wegtipe in het totaal.

In de driehoekige matrix zijn de uitkomsten van de Bartlett-test weergegeven:

- “dif.gem”:
paarsgewijze verschillen tussen gemiddelden voor de wegtypen (type 1 rekenkundig gemiddelden, type 2 gewogen gemiddelden);
- “s.s.er.”:
paarsgewijze gezamenlijke standaardfouten (wortel uit som kwadraten van standaardfouten van de te vergelijken wegtypen);
- “T- crit”:
berekende t-waarde;
- “P df=0”:
indicatieve waarde van waarschijnlijkheid van niet verwerpen van ‘nul’-hypothese, die aanneemt dat het verschil tussen twee schattingen van gemiddelden gelijk is aan 0. ‘Indicatieve’ wil zeggen dat hier de waarde van de dubbelzijdige overschrijdingskans wordt geprint; als de kans meer dan 0.1000 (10%) is, dan wordt de waarde 1.0000 geprint. De waarden minder dan 10% worden met de volgende drempels vergeleken; de dichtsbijzijnde niet overgeschreven drempels worden geprint:
- 1.0000: overschrijdingskans meer dan 10%, geen significant verschil);
0.1000: lage significantie van verschil <10%;
0.0500: matige significantie <5%;
0.0100: hoge significantie <1% ;
0.0050: zeer hoge significantie <0.5%

Op pagina 1a en 1b (*Bijlage 1*) zijn verschillen tussen de wegtypen in respectievelijk ‘kencijfers type 1’ en ‘type 2’ gemeten - ‘totaal aantal letselongevallen per miljoen motorvoertuigkilometer’. De ‘kencijfers type 1’ (gemiddeld ongevalsrisico per wegvak in aantal letselongevallen per miljoen motorvoertuigkilometer) zijn niet te onderscheiden per wegtype. ‘Kencijfers type 2’ (gemiddeld ongevalsrisico per één miljoen motorvoertuigkilometer) geven wel de mogelijkheid om de verschillen te detecteren tussen wegtype wg1b en beide wegtypen zonder gesloten-verklaring wa2s en wa1s. Kencijfers ‘totaal aantal letselongevallen per miljoen motorvoertuigkilometer’ (respectievelijk voor wegtypen wa2s en wa1s) 0.3615 en 0.4113 zijn niet significant te onderscheiden. Hetzelfde geldt ook voor de andere ‘kencijfers type 2’; er zijn wel verschillen tussen wegen met en zonder gesloten-verklaring, en geen verschillen tussen wegen wa2s en wa1s.

In de tabel op pagina 1c van de bijlagen is de vergelijking van effectiviteit van twee typen kencijfers en dus twee typen schatters weergegeven - mogelijke reductie van de steekproef voor de ‘kencijfers type 2’ ten opzichte van de ‘kencijfers type 1’. De waarden van het ‘reductie-effect’ moeten zo geïnterpreteerd worden: om bijvoorbeeld de betrouwbare schatting van gemiddelde (type 2) voor het wegtype wa1s te berekenen, kan men slechts 45.52% van de steekproef gebruiken die voor gemiddelden (type 1) nodig is.

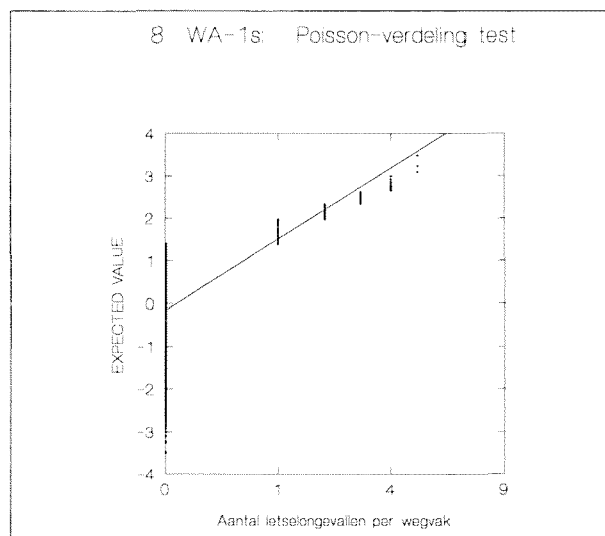
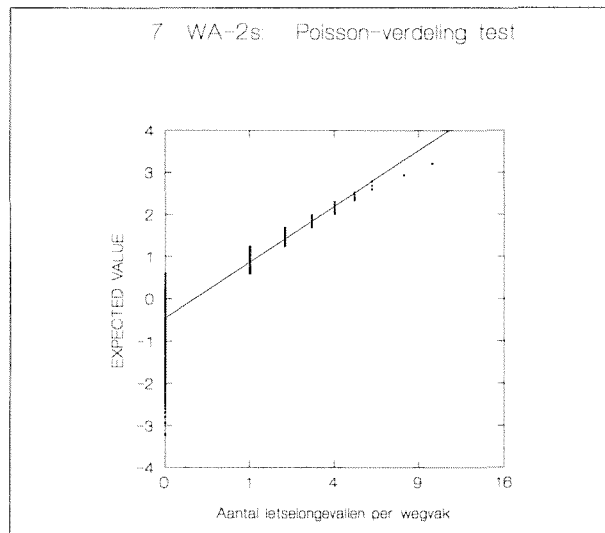
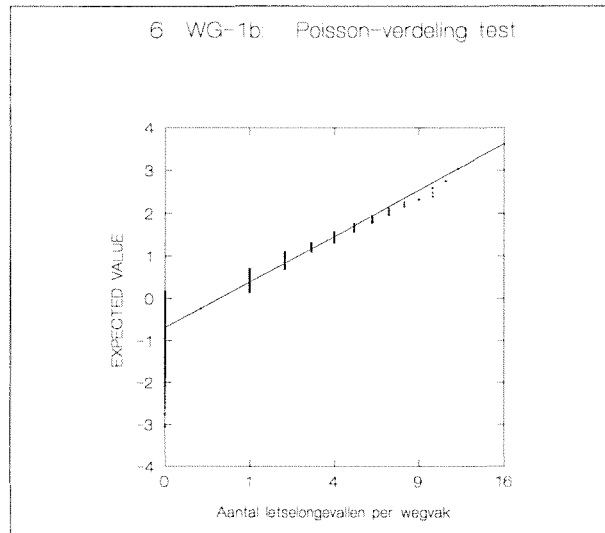
In het algemeen zijn de kencijfers type 2 efficiënter dan de kencijfers type 1.

4.2. **Berekening van kencijfers en het testen van contrasten in SAS/GENMOD**

Voor het testen van de effecten en contrasten, wordt hier een gegeneraliseerd lineair model toegepast. Het gegeneraliseerd lineair model is een resultaat van de ontwikkeling van traditionele lineaire modellen.

Een SAS GENMOD-procedure, (zie SAS Institute Inc, 1993) geeft de mogelijkheid een Poisson-regressiemodel te toetsen. Dit model is een SAS-realisatie van WPM-achtige algoritme. Dit model laat het gemiddelde van een populatie met de lineaire classificerende factoren verbinden via een non-lineaire verbindingsfunctie (logaritme).

De nul-hypothese van het model luidt als volgt: het toevoegen van het effect van factoren en/of hun interacties voegt niets toe aan de variantie van ongevallen die door de expositie verklaard wordt.



Afbeelding 4.2-1. Poisson-verdeling toets m.b.t. ongevalanalyse op de wegvakken per wegtype.

In ons geval is het Poisson-model het meest geschikte model. Onderstaande argumenten zijn hierbij van belang:

- de onafhankelijke variabelen hebben een verschillende aard: verkeersprestatie is numeriek en wegkenmerken zijn nominaal.
- de afhankelijke variabele is een telling (aantal letselongevallen), die theoretisch en empirisch uit de Poisson-verdeling afkomstig is (zie *Afbeelding 2*). De Poisson-aanname wordt ook tijdens het uitvoeren van GENMOD geverifieerd en getoetst;
- de hoofdvoorspeller is de expositie (aantal motorvoertuigkilometer), die als 'offset' gebruikt kan worden.

In het algemeen ziet het Poisson-model voor de i -observatie er zo uit:

$$\log(\mu_i) = \log(N_i) + \beta_0 + \sum_{j=1}^{I_a} A_i(j) * \beta_j + \dots + \sum_{j=1, \dots}^{I_b+1} B_i(j) * \beta_j + \dots ; \quad (4.1)$$

Waarin:

- μ_i : verwachting betekent (in ons geval aantal letselongevallen);
 N_i : numerieke onafhankelijke variabele (in ons geval aantal motorvoertuigkilometer);
 $A..B..$: classificerende variabelen in ons geval: wegtype, bermbreedte enzovoort);
 I_a : aantal niveaus van de variabele A;
 I_b : aantal niveaus van de variabele B;
 $\beta...$: parameters van het model:
 β_0 : constant (intercept);
 β_j : parameter: gewicht van niveau j van wegkenmerk A, B,... in het model .

In bovenstaande formule, betekent notatie: $A_i(j)$, $B_i(j)$... het volgende:

- $A_i(j) = 1$ als $A_i = j$;
 $A_i(j) = 0$ als $A_i \neq j$;

Het Poisson-model geeft de mogelijkheid de effecten te toetsen, die de classificerende variabelen op de μ uitoefenen. Behalve de effecten kan hiermee ook een onbepaald aantal 'contrasten' getoetst worden. Onder het contrast verstaat men een significant verschil tussen de verwachtingen μ_1 en μ_2 die voor de twee verschillende niveaus (of hun combinaties) van een wegkenmerk bepaald zijn. De contrasten worden door een regel van de design-matrix aan het model toegevoegd.

Bijvoorbeeld door een regel in de design-matrix:

Contrast 'Berm <100 cm vs berm 101-200 cm' BREEDB 1 -1 0 0

worden twee verwachtingen met elkaar vergeleken:

- μ_1 , voor bermbreedte, die is <100 cm (de eerste niveau van BREEDB);
 μ_2 , voor bermbreedte, die is 101-200 cm (de tweede niveau van BREEDB);

De significante parameters van het model worden op basis van een iteratieve schatting van log-likelihood geschat. Voor elke parameter is het mogelijk

naast de ‘estimate’-waarde ook de ‘lower’- en ‘upper’-waarde te schatten voor een bepaalde tweezijdige betrouwbaarheidsdrempel (initiële instelling is 0.95).

De schatting van het ‘kencijfer type 2’ (μ/N) voor een bepaalde combinatie van significante parameters kan dus uit het model op de volgende manier berekend worden:

$$\log(\mu) = \log(N) + \beta_0 + \dots + \beta_1 + \dots + \beta_j + \dots + \beta_k \quad (4.2)$$

$$\mu/N_{\text{estimate}} = e^{\beta_{0,1} + \dots + \beta_{1,1} + \dots + \beta_{j,1} + \dots + \beta_{k,1}} \quad (4.2a)$$

$$\mu/N_{\text{lower}} = e^{\beta_{0,2} + \dots + \beta_{1,2} + \dots + \beta_{j,2} + \dots + \beta_{k,2}} \quad (4.2b)$$

$$\mu/N_{\text{upper}} = e^{\beta_{0,3} + \dots + \beta_{1,3} + \dots + \beta_{j,3} + \dots + \beta_{k,3}} \quad (4.2c)$$

Waarin:

matrix $\beta(k,l)$, $k=j$, $j \in \{0;K\}$, $l=1,2,3$ geeft de respectievelijke waarden voor de wegkenmerken aan ($l=1$, ‘estimate’; $l=2$, ‘lower’; $l=3$, ‘upper’).

In het kader van de multivariate analyse wordt naar de “beste beschrijving van de homogene wegsituaties” door de wegkenmerken gezocht.

Het SAS-programma en de resultaten van het toepassen van het model voor het wegkenmerk ‘wegtype’ zijn in *Bijlage 2* weergegeven.

Hieronder volgt daar commentaar op.

De nul-hypothese van het model luidt als volgt: het wegkenmerk ‘wegtype’ speelt geen rol in de verklaring van het ongevalsrisico.

Dat wil zeggen dat ‘wegtype’ niets toevoegt aan de verklaring van de variantie van de ongevallenfrequentie door de expositie. De contra-hypothese is dat het risico per wegtype significant verschillend is.

De volgende ongevallenfrequenties zijn onderzocht:

- totaal aantal letselongevallen (T);
- aantal letselongevallen met uitsluitend snelverkeer (S);
- aantal letselongevallen snelverkeer versus langzaam verkeer (SL).

Als expositie (offset van het model) is de verkeersprestatie gebruikt.

Naast de nul-hypothese zijn ook de volgende contrasten getoetst:

- wg1b versus andere wegtypen (wa2s en wa1s samen);
- wegtype wa2s versus wa1s;
- wegtype wg1b versus wa2s;
- wegtype wg1b versus wa1s.

De uitkomsten van het model worden in *Tabel 5* gepresenteerd voor de volgende ongevallenfrequenties:

- T-Totaal aantal letselongevallen;
- S-Aantal letselongevallen met uitsluitend snelverkeer;
- SV-aantal letselongevallen snelverkeer versus langzaam verkeer.

Het algemene model voor de drie genoemde soorten ongeval-frequenties:

$$\begin{aligned} \text{Log}(\mu) &= \text{Log}(N) + \text{INTERCEPT} + \\ &+ \beta(\text{type} = \text{"wg1b"}) + \\ &+ \beta(\text{type} = \text{"wa2s"}) \end{aligned} \quad (4.3)$$

Dit model levert de volgende formules op voor het schatten van de kencij-fers:

$$\begin{aligned} \mu/N_{\text{wg1b}} &= e^{\text{INTERCEPT} + \beta(\text{type} = \text{"wg1b"})} \\ \mu/N_{\text{wa2s}} &= e^{\text{INTERCEPT} + \beta(\text{type} = \text{"wa2s"})} \\ \mu/N_{\text{wa1s}} &= e^{\text{INTERCEPT}} \end{aligned}$$

Effecten en contrasten	T	S	SV
Het wegtype voegt significant toe aan de te verklaren variantie van ongeval-frequenties. D.w.z. dat dit wegkenmerk relevant is voor het beschrijven van de wegsituaties	X	X	X
De meeste variantie wordt door de expositie verklaard (intercept heeft de grootste waarde van X ²)	X	X	X
Het effect van wegtype wg1b is significant (hoog)	X	X	X
Het effect van wegtype wa2s is significant (matig)	X	X	X
Het effect van wegtype wa1s is lineair afhankelijk van de bovenstaande effecten	X	X	X
Contrast (verschil) tussen het risico op het wegtype wg1b en andere wegtypen is significant (hoog)	X	X	X
Contrast (verschil) tussen het risico op het wegtype wa2s is significant (matig)	-	-	X
Contrast (verschil) tussen het risico op het wegtype wg1b en wegtype wa2s is significant (hoog)	X	X	X
Contrast (verschil) tussen het risico op het wegtype wg1b en wegtype wa1s is significant (matig)	X	X	X
T = Totaal aantal letselongevallen S = Aantal letselongevallen met uitsluitend snelverkeer SL = Aantal letselongevallen snelverkeer versus langzaam verkeer			

Tabel 5. *Uitkomsten van het Poisson-model.*

De schattingen van de kencijfers voor de ongeval-frequentie 'totaal aantal letselongevallen' wordt dan (zie gegevens in *Bijlage 2*) als volgt:

$$\begin{aligned} \mu/N_{\text{wg1b}} &= e^{-0.8893 - 0.4862} = 0.2527 \\ \mu/N_{\text{wa2s}} &= e^{-0.8893 - 0.1282} = 0.3615 \\ \mu/N_{\text{wa1s}} &= e^{-0.8893} = 0.4110 \end{aligned}$$

De berekening van intervallen van de kencijfers [lower; upper] levert het volgende op:

'lower'

$$\mu/N_{wg1b} = e^{-0.9995 - 0.6189} = 0.1982$$

$$\mu/N_{wa2s} = e^{-0.9995 - 0.2682} = 0.2814$$

$$\mu/N_{wa1s} = e^{-0.9995} = 0.3697$$

'upper'

$$\mu/N_{wg1b} = e^{-0.7830 - 0.3515} = 0.3216$$

$$\mu/N_{wa2s} = e^{-0.7830 + 0.0130} = 0.4630$$

$$\mu/N_{wa1s} = e^{-0.7830} = 0.4570$$

Het contrast tussen de twee wegtypen wa2s en wa1s heeft een lage significantie (kans van overschrijding 7,5%) voor het totaal aantal letsel-ongevallen per miljoen motorvoertuigkilometer. De parameter voor het wegtype wa2s heeft een matige significantie. Van de andere kant is het contrast tussen de wegtype wg1b en beide wegtypen wa2s en wa1s hoog significant. Dit betekent dat men op grond van deze steekproef geen aparte kencijfers voor de wegtypen wa2s en wa1s mag hanteren.

4.3. Vergelijking van uitkomsten van twee methoden (directe berekening en GENMOD)

In *Bijlage 1* is de vergelijking van de 'direct berekende kencijfers type 2' voor de wegtypen uitgevoerd. Standaardafwijkingen voor de kencijfers zijn door de formule van standaardafwijking voor gewogen gemiddelden berekend. De kencijfers voor de wegtypen zijn met elkaar met behulp van de t-toets vergeleken. Dit is correct voor de te verwachten ongevalsfrequenties, die groter zijn dan 10. Onder deze voorwaarde kan de theoretische Poisson-verdeling door de normale verdeling benaderd worden en is in dit geval de t-toets van toepassing.

In *Tabel 5* zijn de schattingen van de kencijfers volgens GENMOD en volgens directe berekeningen samengevat.

In deze tabel zijn de schattingen van de extreme waarden van de 'kencijfers type 2' weergegeven:

- Voor de gewogen gemiddelde kencijfers zijn de spreidingswaarden weergegeven: standaardafwijking en symmetrisch betrouwbaarheidsinterval (0.95) voor een normale benadering van verdeling.
- Voor de schattingen uit het Poisson-model zijn eindpuntwaarden weergegeven, die in het model passen. Inhoudelijk is zo'n asymmetrisch interval een gesloten gebied waarbinnen het model past. Deze eindpuntwaarden zijn voor de respectievelijke ('lower' en 'upper'-) waarden van de parameters van het model berekend.

De uitkomsten van 'directe berekening' van de kencijfers komen goed overeen met die van het Poisson log-lineaire model (GENMOD). Voor de kencijfers zijn met name dezelfde waarden en dezelfde contrasten (verschillen) tussen de wegtypen vastgesteld. Wel toont het Poisson-model meer gevoeligheid; het model biedt dus de mogelijkheid om minder zichtbare verschillen te detecteren dan de t-toets. Dit komt tot uiting in de wat grotere significantie van gevonden verschillen voor het Poisson-model. Van de andere kant betekent dit dat de t-toets meer voorzichtige uitkomsten levert en dus de mogelijkheid geeft om meer voorzichtige uitspraken te kunnen doen.

Hieruit volgt:

- a. De beste onderzoeksmethode is een combinatie van beide methoden om op een iteratieve en interactieve wijze de beste beschrijving van actuele wegsituaties te benaderen;
- b. Een directe berekening van kencijfers met spreidingswaarden en toetsen van verschillen in een PC-GIS-omgeving (FOXPRO-applicatie), moet als een exploratieve interactieve techniek toegepast worden. Zoals uit de verschillende testen is gebleken, werkt het algoritme genoeg nauwkeurig voor onderzoeksdoeleinden en praktische doeleinden.
- c. Wat de nauwkeurigheid van de uitspraken betreft, heeft de definitieve schatting van de kencijfers met gebruikmaking van het Poisson-model (SAS/GENMOD) de voorkeur;
- d. Het huidige prototype van de FOXPRO-applicatie moet nog bewerkt worden met betrekking tot de lay-out en de communicatie-interface met ATLAS-GIS (activiteit is gepland in het kader van doelsubsidie 53.152 “Opbouw database kencijfers”).

5. Risicoschatting op de kruispunten

5.1. Wegvakken en kruispunten in een schatter?

In het kader van de huidige kencijfers, worden ongevallen op de kruispunten toegekend aan de wegvakken van de wegen van de hoogste orde. Tegenwoordig gebeurt dit op de volgende manier (huidige SWOV-kencijfers). Op een aantal wegtypen wordt een a-selecte steekproef van wegvakken en kruispunten getrokken. Per wegvak (i) is de lengte L_{iw} en de intensiteit (I_{iw}) geïnventariseerd. De wegvakken hebben aanzienlijk verschillende lengten en intensiteiten. De ongevallenkenmerken zijn aan de wegvakken (O_{iw}). Omdat de ongevallen per wegvak nauwkeurig geregistreerd zijn, is het niet mogelijk de wegvakken te herindelen om de gelijke lengten te hanteren.

De ongevallenfrequenties op de kruispunten (O_{jk}) ($i \diamond j$) worden aan de desbetreffende weg van de hoogste orde toegekend. Het totale ongevalsrisico wordt dus door een breuk geschat: som van ongevallenfrequenties op de wegvakken en kruispunten, gedeeld door totale verkeersprestatie op de wegvakken.

Voor de bovengenoemde steekproef tweede- en derde-orde-wegenet (1983-1986) geldt in het kader van de SWOV-kencijfers het volgende: (zie SWOV-kencijfers in *Tabel 2.1-2* en ook expositie- en ongevallenfrequentieberekeningen in het kader van dit onderzoek voor de wegvakken *Bijlage 3*; voor de kruispunten *Bijlage 4*; en voor beide soorten locaties *Bijlage 5*)

E_{iw} : verkeersprestatie voor wegvak i;
 I_{jk} : kruispuntintensiteit voor kruispunt j binnen het wegvak;
0.938: correctiefactor voor het schatten van gemiddelde jaarlijkse intensiteit in de periode 1983-1986 op grond van de in 1986 geïnventariseerde intensiteit;

De verkeersprestatie per wegvak wordt berekend met:

$$E_{iw} = 365 * (I_{iw} * 0.938) * L_{iw} / 10^6;$$

De kruispuntintensiteit per kruispunt wordt berekend met:

$$I_{jk} = 0.938 * (I_{iw(\text{hoogste orde})} + \sum(\text{intensiteiten op de aansluitende wegen}) / 2 ;$$

De kruispuntprestatie per kruispunt wordt berekend met:

$$E_{jk} = I_{jk} * 4 * 365 / 10^6 ;$$

De ongevallenfrequenties $O_{iw} + \sum O_{jk}$ worden in het kader van huidige kencijfers per wegvak opgeteld (Kars, 1989b).

Volgens het Traffic Engineering Handbook (Pline, 1992) worden de ongevallenquotiënten (accident rates) voor een betere meting dan ongevallenfrequentie gecalculeerd. In VS en Canada worden twee aparte

soorten ongevallenquotiënten gebruikt voor de evaluatie van de verkeers- (on)veiligheid van de wegen:

- a. Kencijfers voor wegvakken van de wegen (sections) worden als breuk berekend van de teller, die gelijk is aan het jaarlijkse aantal ongevallen. De noemer is gelijk aan de jaarlijkse verkeersprestatie uitgedrukt in motorvoertuigkilometer;

$$\text{section accident rate} = \frac{\text{annual number of accidents} * 10^6}{\text{annual vehicle-miles of travel}} ;$$

- b. Kencijfers voor kruisingen of hun soorten (intersections), waar ongevallen door de kruispuntprestatie (voertuigen) worden gedeeld :

$$\text{intersection accident rate} = \frac{\text{annual number of accidents} * 10^6}{\text{annual traffic entering}} ;$$

De vraag doet zich voor waarom het niet gebruikelijk is om de gezamenlijke kencijfers voor wegvakken en kruispunten te hanteren?

Het samenvoegen van twee soorten ongevallenfrequenties O_{iw} en $\sum O_{jk}$ in de teller van een ongevallenquotiënt leidt tot een onbekende toevallige fout in de teller van de schatter van het risico. Het samenvoegen van deze twee soorten ongevallenfrequenties in een teller van een ongevallenquotiënt is alleen correct onder de volgende voorwaarde:

de gemiddelde kruispuntongevallenfrequentie per wegvak O_{jk} correleert sterk met de wegvakexpositie O_{jk} binnen het wegtype.

Dit is niet het geval, zelfs niet voor de wegvakfrequenties (zie $r_{o/e}$ in § 3 en in *Bijlage 1*).

Deze voorwaarde betekent echter ook het volgende: er zijn geen weg- en verkeerskenmerken die iets toevoegen aan de variantie van kruispuntongevallenfrequentie, verklaard door de verkeersprestatie op de weg van de hoogste orde. Dat geldt niet voor het kenmerk 'wegtype' (nul-hypothese voor ongevallenfrequentie).

Een andere bron van fouten in de schatter is de noemer, die geen rekening houdt met de kruispuntexpositie, met name:

- De wegvakexpositie wordt in aantal motorvoertuigkilometer gemeten.
- De kruispuntexpositie heeft een andere dimensie en wordt in aantal kruispuntpassages gemeten;
- Deze twee exposities hebben niet alleen verschillende dimensies, maar ook verschillende methoden van berekeningen. De kruispuntexpositie hangt niet alleen af van de intensiteit op de weg van de hoogste orde, maar is ook afhankelijk van de verkeersbelasting op de kruisende wegen. Achter de expositieberekening voor de kruispunten ligt de schatting van het aantal ontmoetingen van het verkeer, dat op de kruising plaatsvindt.

Uit het onderzoek van de Britse professor Smeed (1955) blijkt dat de intensiteit op de kruisende wegen een aanzienlijke rol speelt in de verklaring van het ongevalsrisico.

Voor de ongevallenfrequentie ‘aantal ongevallen met auto’s die rechts afslaan’, heeft Smeed bijvoorbeeld het volgende model gevonden:

$$A = 0.00075 Q^{0.88} * q^{0.36} ;$$

Waarin:

A: ongevallenfrequentie per jaar op de kruispunten tussen de twee wegen van verschillende orde buiten de bebouwde kom;

Q: jaargemiddelde etmaalintensiteit op de hoofdweg;

q: totale jaargemiddelde etmaalintensiteit van motorvoertuigen die van de hoofdweg naar de weg van de lagere orde afslaan en omgekeerd.

Uit bovenstaande blijkt dat behalve het gewogen gemiddelde kencijfer voor de wegvakken, men één (of meerdere voor significant verschillende kruispuntsoorten) gewogen gemiddelde kencijfer voor kruispunten moet leveren.

5.2. Berekening en vergelijking van kencijfers voor kruispunten

In *Bijlage 6* zijn de resultaten van de toepassingen van GENMOD weergegeven. Om de significante effecten van de classificerende variabelen te vinden, is een aantal modellen met behulp van de SAS/GENMOD-procedure getoetst.

De beschikbare classificerende variabelen zijn:

- wegtype;
- categorie van kruispunt (kruispunttype) volgens RONA;
- aantal takken per kruispunt.

Uit de resultaten van de toepassingen van de GENMOD-procedure blijkt het volgende:

Kruispuntexpositie: totaal aantal passerende auto’s per jaar, op alle takken van het kruispunt in miljoenen.

Het wegtype schijnt weinig effect op de ongevallenfrequenties te hebben (zie uitkomsten van GENMOD in *Bijlage 6a*).

Er is contrast tussen wegtype wg1b en andere wegtypen te constateren (matige significantie) voor het totaal aantal letselongevallen en aantal letselongevallen met uitsluitend snelverkeer. Er is geen significant contrast te constateren tussen wegtypen wa2s en wa1s. Het wegtype heeft geen effect op de ongevallenfrequenties van snelverkeer versus langzaam verkeer.

Met gebruikmaking van deze uitkomsten zijn de kencijfers berekend (zie *Tabel 7*). Omdat de contrasten tussen de wegtypen wa2s en wa1s niet significant zijn, worden voor deze twee wegtypen gezamenlijke kencijfers berekend. Voor letselongevallen tussen snelverkeer en langzaam verkeer, wordt een gezamenlijk kencijfer berekend, aangezien alle drie de wegen qua risico niet zijn te onderscheiden van dit soort ongevallen.

Totaal aantal letselongevallen op kruispunten per miljoen passerende voertuigen afhankelijk van het wegtype, (T)

Wegtype	Kencijfer	Grenswaarden (0.95)	
wg1b	0.1324	0.0779	0.2241
wa1s en 2s	0.1017	0.0781	0.1296

Aantal letselongevallen met uitsluitend snelverkeer op kruispunten per miljoen passerende voertuigen afhankelijk van het wegtype, (S)

Wegtype	Kencijfer	Grenswaarden (0.95)	
wg1b	0.1026	0.0613	0.1894
wa1s en 2s	0.0746	0.0546	0.0988

Aantal letselongevallen met snelverkeer vs langzaamverkeer op kruispunten per miljoen passerende voertuigen voor alle drie wegtypen, (SL)

Wegtype	Kencijfer	Grenswaarden (0.95)	
Alle (wg1b, wa1s en 2s)	0.0136	0.0062	0.0252

Tabel 7. Kencijfers ongevalsrisico op de kruispunten per wegtype (kruispuntexpositie).

De interacties tussen het wegtype en de categorie van kruispunten, en interacties tussen kruispunttypen en aantal takken (onvoldoende aantal metingen), hebben geen significant effect op de ongevalsfrequenties in het model. Deze uitkomsten van GENMOD worden niet in bijlagen weergegeven. De categorie van kruispunten kan wel als een significante factor beschouwd worden (zie *Bijlage 6b*). De uitkomsten van GENMOD geven de mogelijkheid om de volgende kencijfers voor kruispunttypen te berekenen (zie *Tabel 8*).

Totaal aantal letselongevallen op kruispunten per miljoen passerende voertuigen afhankelijk van het kruispunttype, (T)

Wegtype	Kencijfer	Grenswaarden (0.95)	
11 RONA 1A	0.0626	0.0299	0.1284
13 RONA 2A	0.0978	0.0499	0.8398
Andere typen	0.1671	0.1194	0.2261

Aantal letselongevallen met uitsluitend snelverkeer op kruispunten per miljoen passerende voertuigen afhankelijk van het kruispunttype, (S)

Wegtype	Kencijfer	Grenswaarden (0.95)	
11 RONA 1A	0.0478	0.0194	0.1142
12 RONA 2	0.1661	0.0728	0.3758
Andere typen	0.1099	0.0723	0.1589

Aantal letselongevallen met snelverkeer vs langzaamverkeer op kruispunten per miljoen passerende voertuigen afhankelijk van het kruispunttype, (SL)

Wegtype	Kencijfer	Grenswaarden (0.95)	
11 RONA 1A, 13 RONA 2A en 14 RONA 3A	0.0074	0.0032	0.0162
Andere typen	0.0250	0.0183	0.0335

Tabel 8. Kencijfers ongevalsrisico op de kruispunten per kruispunttype (kruispuntexpositie).

Wegvakexpositie als expositie voor de kruispunten (zoals in de huidige kencijfers)

De volgende kencijfers zijn per miljoen motorvoertuigkilometer berekend. In dit geval (zoals in de huidige kencijfers) wordt wegvakexpositie als expositie voor de ongevallen op kruispunten gebruikt. Vervolgens worden resultaten van berekeningen geëvalueerd.

Het Poisson-model voor deze kencijfers is getoetst en de uitkomsten van het model zijn in *Bijlage 6c* weergegeven. Deze uitkomsten leveren volgende set van kencijfers (zie *Tabel 9*):

Totaal aantal letselongevallen op kruispunten per miljoen mvtkm op de weg van de hoogste orde, afhankelijk van het wegtype, (T)

Wegtype	Kencijfer	Grenswaarden (0.95)	
wg1b	0.4077	0.2399	0.6901
wa2s	0.2694	0.1552	0.4637
wa1s	0.1113	0.0854	0.1419

Aantal letselongevallen met uitsluitend snelverkeer op kruispunten per miljoen mvtkm op de weg van de hoogste orde, afhankelijk van het wegtype, (S)

Wegtype	Kencijfer	Grenswaarden (0.95)	
wg1b	0.3150	0.1697	0.5818
wa2s	0.2255	0.1192	0.4230
wa1s	0.0816	0.0598	0.1081

Aantal letselongevallen met snelverkeer vs langzaamverkeer op kruispunten per miljoen mvtkm op de weg van de hoogste orde, afhankelijk van het wegtype, (SL)

Wegtype	Kencijfer	Grenswaarden (0.95)	
wg1b	0.0475	0.0107	0.2038
wa2s	0.0257	0.0052	0.1173
wa1s	0.0148	0.0067	0.0276

Tabel 9. Kencijfers ongevalsrisico op de kruispunten per wegtype (wegvakexpositie).

De expositie op de wegvakken geeft de mogelijkheid om significant verschillende kencijfers per wegtype te berekenen. Inhoudelijk zijn deze kencijfers niet correct, omdat de expositie niet juist is gekozen (zie § 5.1). Deze kencijfers mogen niet voor de vergelijking van het risico op de kruispunten gebruikt worden, aangezien ze tot verkeerde conclusies kunnen leiden.

Vergelijk de resultaten van risicoschatting op de kruispunten afhankelijk van het wegtype in *Tabel 7* (T) (kruispuntexpositie) en in *Tabel 9* (T) (wegvakexpositie).

In *Tabel 10* zijn schattingen van deze kencijfers in vergelijkbare gestandaardiseerde eenheden weergegeven - de risicoschatting op het wegtype wa1s is in beide sets als 'gelijk aan 1' aangenomen:

Wegtype	Relatief risico per wegtype			
	a) per kruispuntexpositie		b) per wegvakexpositie	
wg1b	(0.1324/0.1017)	1.3	(0.4077/0.1113)	3.66
wa2s	(0.1017)	1	0.2694/0.1113)	2.42
wa1s	(0.1017)	1	(0.1113)	1

Tabel 10. *Vergelijking van relatieve risicoschatting: totaal aantal letselongevallen op kruispunten per wegtype naar kruispuntexpositie en wegvakexpositie.*

Uit *Tabel 10* blijkt dat de risicoschatting op kruispunt per wegvakprestatie op de weg van de hoogste orde, te grote afwijkingen levert van die voor de juiste expositie.

Het bovenstaande bevestigt de stelling uit § 5.1. dat men de kencijfers voor de wegvakken en kruispunten apart moet schatten en verschillende exposities moet gebruiken.

6. Conclusies

- De bedoeling van kencijfers is vergelijkingen mogelijk te maken.
- Een juiste vorm van schatter zorgt niet alleen voor een adequate schatting van het kencijfer, maar maakt het tevens mogelijk om een optimale omvang van de steekproef ten behoeve van betrouwbare vergelijkingen, te bereiken.
- De twee vormen van schatters vallen onder twee grote typen: type 1, ongewogen gemiddelden; type 2, gewogen gemiddelden.
- De inhoud van de ‘kencijfers type 1’ en ‘type 2’ is verschillend. De eerste type schatter is bedoeld om de gemiddelde relatie tussen ongevallen en expositie *per locatie* te schatten, bijvoorbeeld per wegvak of kruispunt. De tweede type schatter is bedoeld om de gemiddelde relatie tussen ongevallen en expositie voor de *groep van locaties* te schatten.
- De standaardafwijking van het ‘kencijfer type 2’ kan door een gewogen standaardafwijking geschat worden.
- Theoretisch gezien hebben de ‘kencijfers type 2’ een grotere relatieve effectiviteit dan die van de ‘kencijfers type 1’. Hetzelfde blijkt natuurlijk ook uit de praktische toepassingen in het kader van dit onderzoek. Om bijvoorbeeld de betrouwbare schatting van gemiddelde (type 2) voor de wegtype wa1s te berekenen, kan men slechts 45,52% van de steekproef gebruiken, die voor gemiddelden (type 1) nodig is. ‘Kencijfers type 2’ leveren ook betrouwbare contrasten waar de ‘kencijfers type 1’ geen verschillen detecteren.
- Om de vergelijkingen in het kader van actualisatie van kencijfers uit te kunnen voeren, is het prototype van een speciaal computerprogramma ontwikkeld in FOXPRO voor Windows (werkt met DBF-bestanden).
- De uitkomsten van ‘directe berekening’ van de kencijfers komen goed overeen met die van het Poisson log-lineaire model (GENMOD). Voor kencijfers zijn met name dezelfde waarden (type 2) en dezelfde contrasten (verschillen) tussen de wegtypen vastgesteld. Wel toont het Poisson-model meer gevoeligheid; met andere woorden het Poisson-model biedt de mogelijkheid om minder zichtbare verschillen te detecteren dan de t-toets.
- Het programma is bedoeld om de actuele steekproef te bewerken. De actuele steekproef wordt door BRO Adviseurs in ATLAS-GIS opgeslagen, met name in attribuentabellen, die een DBF-formaat hebben. Daarom is het gewenst dat onderzoekers een interactieve programma-tuur tot hun beschikking hebben, die op een PC met ATLAS-GIS flexibel en effectief kan communiceren.
- Het contrast tussen twee wegtypen wa2s en wa1s heeft een lage significantie (kans van overschrijding 7,5%) voor het totaal aantal letsel-

ongevallen per miljoen motorvoertuigkilometer. De parameter voor het wegtype wa2s heeft een matige significantie. Het contrast tussen de wegtype wg1b en beide wegtypen wa2s en wa1s is echter wel hoog significant. Dit betekent dat men op grond van deze steekproef geen aparte kencijfers voor de wegtypen wa2s en wa1s mag hanteren.

- Het combineren van wegvak- en kruispuntongevallenfrequenties in een kencijfer levert geen adequate kencijfers op voor de vergelijking van wegtypen. Uit dit onderzoek blijkt dat behalve het gewogen gemiddelde kencijfer voor de wegvakken, men met één (of meer voor significant verschillende kruispuntsoorten) gewogen gemiddelde kencijfers voor kruispunten moet leveren.

Literatuur

Babkov W.F. (1993). (Бабков В.Ф. Дорожные условия и безопасность дорожного движения : Учебник для ВУЗов, Москва, 1993, 271 стр.) *Wegfactoren van de verkeersveiligheid*. Studieboek voor TU, Moskou. (in het Russisch)

Bueninck, P. (BRO), Janssen, S.T.M.C. (SWOV) & Michels (Instituut voor Cultuurtechniek en Waterhuishouding). (1988). *Inventarisering tweede en derde wegennet*. BRO, Vught, april 1988.

Braimaister, L.G & Janssen, S.T.M.C. (1993). *Verbetering kencijfermethodiek: Provincie Zeeland 1987-1989 en 1990-1992*. A-93-41. SWOV, Leidschendam.

Brown, M.E. & Fearon, J. (1986). *Monitoring accident rates on rural roads*. Proceedings of the Seminar on Road Safety held at the PTRC Summer Annual Meeting, 17 July 1986, 11 p., 6 ref.

Dijkstra, A. (1988). *Stedelijke vormgeving, verkeersinfrastructuur en verkeersonveiligheid; Een integrale studie naar de samenhang tussen de ruimtelijke ordening, het verkeer en de veiligheid ervan*. R-88-35. SWOV, Leidschendam.

Dijkstra, A. (1990). *Probleemsituaties op verkeersaders in de bebouwde kom; Tweede fase: Selectie van probleemsituaties*. R-90-13. SWOV, Leidschendam.

Dijkstra, A. & Wegman, F.C.M. (1992). *Verkeersveiligheid in de vervoerregio; Inbreng van het aspect verkeersveiligheid in de vervoer-regio's Utrecht en Arnhem-Nijmegen*. R-92-54. SWOV, Leidschendam.

Gromiko, G.L. (1981). *Statistiek*. (Г.Л. Громько Статистика, Москва, Издательство Московского Университета имени Ломоносова, 1981). Moskou, Moskouse Universiteit (Lomonosov). (in het Russisch)

Janssen, S.T.M.C. (1987). *Voorlopige kencijfers verkeersveiligheid voor het wegennet 1985, ten behoeve van het Structuurschema Verkeer en Vervoer (SVV) en het Meerjarenprogramma Personenvervoer (MPP); Resultaten van berekeningen van voorlopige kencijfers voor de verkeersveiligheid van het Nederlandse wegennet; vergelijkingsjaar 1985*. R-87-14. SWOV, Leidschendam.

Janssen, S.T.M.C. (1988). *De verkeersveiligheid van wegtypen in 1986 en 2010. Resultaten van berekeningen voor een beleidsscenario uit het Structuurschema Verkeer en Vervoer*. R-88-3. SWOV, Leidschendam.

Janssen, S.T.M.C. (1993a). *De kencijfermethodiek in vervoerregionale studies; Reactie op een veiligheidsscenario voor de vervoerregio Eemland*. R-93-40. SWOV, Leidschendam.

Janssen, S.T.M.C. (1993b). *Kencijfers voor de verkeersveiligheid van wegen; Actualisering van steekproefgegevens*. A-93-39. SWOV, Leidschendam.

- Kars, V. (1989a). *Kencijfers van wegdelen in het tweede- en derde-orde wegennet*. R-89-31. SWOV, Leidschendam.
- Kars, V. (1989b). *Kencijfers van kruispunten in het tweede- en derde-orde wegennet*. R-89-32. SWOV, Leidschendam.
- Kars, V. (1993). *Data dictionary: Kencijfers voor tweede- en derde-orde wegennet*. SWOV, Leidschendam.
- Koornstra, M.J et al. (1991). *Naar een duurzaam veilig wegverkeer. Nationale Verkeersveiligheidsverkenning voor de jaren 1990/2010*. SWOV, Leidschendam.
- Minnen, J. van (1987). *De keuze van de steekproef ten behoeve van het SWOV-project 'Kencijfers voor de verkeersveiligheid van wegen'*. R-87-15. SWOV, Leidschendam.
- Oppe, S. (1992). *A comparison of some statistical techniques for road accident analysis*. In: *Accid. Anal. & Prev.* 24(4), pp. 397-423.
- Pline, J.L. (1992). *Traffic Engineering Handbook, Fourth Edition*. Institute of Transportation Engineers. Prentice Hall.
- RONA (1992). *Richtlijnen voor het ontwerpen van niet-autosnelwegen buiten de bebouwde kom; Voorlopige richtlijnen Basiscriteria*. Commissie RONA, Sdu Uitgeverij, 's-Gravenhage.
- SAS Institute Inc.(1990a). *SAS/STAT User's Guide, Version 6, Fourth Edition, Volume 1,2 Cary*. NC:SAS Institute Inc., 1990.
- SAS Institute Inc.(1993). *SAS Technical Report p-243, SAS/STAT Software: The GENMOD Procedure, Release 6.09, Cary*. NC:SAS Institute Inc., 1993.
- Shestokas, V.V. & Samoilov, D.C. (1987). *Conflictsituaties en verkeersveiligheid in de steden. Moskou: Transport 1987; (Шестокас В.В., Самойлов Д.С. Конфликтные ситуации и безопасность дорожного движения в городах. - М.: Транспорт, 1987).* (in het Russisch).
- Smeed (1955). *Accident Rates*. In: *International Road Safety Review*, 3(2).
- Thomas, G.B. & Upchurch, P.E. (1994). *Effect of geometric Characteristics on Approach Based Accident Rates*. TRB Preprint # 940421,1994.
- Tromp, J.P.M. (1993). *Verkeersveiligheid en drainerend asfaltbeton (ZOAB)*. R-93-35. SWOV, Leidschendam.

