

De relatie tussen ongevallen en etmaalintensiteit op provinciale wegen in Gelderland

Dr. M.C.B. Reurings & ir. S.T.M.C. Janssen

R-2006-21

De relatie tussen ongevallen en etmaalintensiteit op provinciale wegen in Gelderland

Intensiteitsmetingen en wegkenmerken van enkelbaans- en
dubbelbaanswegen

Documentbeschrijving

Rapportnummer:	R-2006-21
Titel:	De relatie tussen ongevallen en etmaalintensiteit op provinciale wegen in Gelderland
Ondertitel:	Intensiteitsmetingen en wegkenmerken van enkelbaans- en dubbelbaanswegen
Auteur(s):	Dr. M.C.B. Reurings & ir. S.T.M.C. Janssen
Projectleider:	Ir. S.T.M C. Janssen
Projectnummer SWOV:	39.152
Trefwoord(en):	Accident rate, injury, rural area, carriageway, one, two, length, AADT, weekend, week day, safety, mathematical model, Netherlands.
Projectinhoud:	In dit rapport worden ongevallenmodellen ('accident prediction models') voor provinciale wegen in Gelderland gepresenteerd en besproken. Deze modellen leggen een relatie tussen het aantal letselongevallen en de verkeersintensiteit op wegdelen buiten de bebouwde kom. Daarbij is onderscheid gemaakt naar enkelbaans- en dubbelbaanswegen.
Aantal pagina's:	36 + 6
Prijs:	€ 11,25
Uitgave:	SWOV, Leidschendam, 2007

De informatie in deze publicatie is openbaar.
Overname is echter alleen toegestaan met bronvermelding.

Stichting Wetenschappelijk Onderzoek Verkeersveiligheid SWOV
Postbus 1090
2260 BB Leidschendam
Telefoon 070 317 33 33
Telefax 070 320 12 61
E-mail info@swov.nl
Internet www.swov.nl

Samenvatting

Het doel van dit project *Infrastructuur en verkeersonveiligheid* is het leggen van (wiskundige) relaties tussen infrastructurele kenmerken van wegen enerzijds en de onveiligheid op die wegen anderzijds. Dergelijke wiskundige relaties worden in de literatuur over het algemeen aangeduid als 'accident prediction models' (APM's, ongevallenmodellen). In dit rapport worden ongevallenmodellen voor provinciale wegen in Gelderland gepresenteerd en besproken.

De SWOV heeft van de provincie Gelderland een bestand gekregen met daarin de meetgegevens van een groot aantal telpunten in het provinciale wegennet. Deze telpunten tellen het aantal motorvoertuigen dat passeert. De aan de SWOV geleverde intensiteitsmetingen omvatten de jaren 1993-2004 en het gaat om gemiddelde etmaalintensiteiten. De intensiteiten zijn uitgesplitst naar werk- en weekenddagen. Aan elk telpunt zijn een of meer wegdelen toegekend waarop de intensiteit gelijk wordt verondersteld aan de gemeten intensiteit op het betreffende telpunt. Van deze wegdelen is een aantal kenmerken gegeven, zoals de aanwezigheid van rijrichtingscheiding of fietsvoorzieningen. Voor de modellen in dit rapport zijn alleen die wegdelen gebruikt die buiten de bebouwde kom liggen en waarop geen langzaam verkeer is toegestaan. De SWOV heeft voor deze wegdelen het aantal letselongevallen bepaald dat in 1997-2003 heeft plaatsgevonden. Er is gekozen voor letselongevallen omdat er te weinig dodelijke ongevallen zijn om nuttige analyses mee uit te voeren en omdat de registratie van ongevallen met uitsluitend materiële schade nogal te wensen overlaat.

De meeste ongevallenmodellen in de literatuur hebben dezelfde vorm. Ze drukken het aantal (letsel)ongevallen op een wegdeel uit in in ieder geval de lengte en intensiteit van dat wegdeel. Daarnaast kunnen ook nog andere wegkenmerken in het model worden opgenomen, zoals het aantal rijbanen, de rijbaanbreedte en de aanwezigheid van uitritten. Van deze modelvorm is ook uitgegaan in dit rapport. Een verschil met andere ongevallenmodellen is echter dat wegkenmerken niet als verklarende variabelen in het model zijn opgenomen, maar dat geprobeerd is verschillende modellen te ontwikkelen voor verschillende wegtypen. Dit is onder andere gedaan omdat verkeersintensiteiten voor verschillende wegtypen sterk kunnen verschillen, waardoor het problematisch kan worden een goed model te fitten met zowel de intensiteit als bepaalde wegkenmerken als verklarende variabelen. Het gebruikte gegevensbestand bevatte te weinig informatie om hele gedetailleerde wegtypen te definiëren; het was alleen mogelijk om onderscheid te maken tussen enkelbaans- en dubbelbaanswegen. Aangezien scheiding van rijrichtingen het nagenoeg onmogelijk maakt dat voertuigen die in tegen-gestelde richting rijden met elkaar botsen, is het te verwachten dat het aantal rijbanen een grote invloed heeft op het aantal ongevallen.

Om de modellen daadwerkelijk te ontwikkelen is gebruikgemaakt van gegeneraliseerde lineaire modellen. Deze worden in de literatuur veel gebruikt om de parameters van ongevallenmodellen te schatten. Modellen geschat met lineaire regressie zijn ook gegeneraliseerde lineaire modellen.

Wanneer het drukker wordt op de weg, neemt het aantal ontmoetingen tussen verkeersdeelnemers toe. Het ligt voor de hand te verwachten dat daardoor ook het aantal ongevallen toeneemt. Er zijn immers meer verkeersdeelnemers op de weg die een ongeval kunnen krijgen. Uit de modellen blijkt dat de toename van het aantal ongevallen (per kilometer) minder sterk wordt naarmate de intensiteit stijgt. Het ongevallenrisico neemt dus af bij toenemende intensiteit, waarbij het ongevallenrisico gedefinieerd is als het aantal ongevallen per gereden motorvoertuigkilometer.

De invloed van de weglengte op het aantal ongevallen is interessant. Het is namelijk niet zo dat op een weg die twee maal zo lang is als een andere weg maar dezelfde intensiteit heeft, twee maal zo veel ongevallen gebeuren. Het blijkt dat bij gelijke intensiteit langere wegdelen een lager risico hebben dan kortere wegdelen. Dit komt waarschijnlijk doordat bij de letselongevallen ook de ongevallen op kruisingen meegenomen zijn. Zij zijn toegekend aan het aanliggende wegdeel met de hoogste intensiteit. Korte wegvakken staan dus onder een grotere invloed van kruispunten dan langere.

Twee andere conclusies die op grond van de gevonden modellen getrokken kunnen worden, zijn dat:

- dubbelbaanswegen over het algemeen een lager risico hebben dan enkelbaanswegen, wat een direct gevolg is van het scheiden van de rijrichtingen;
- voor enkelbaanswegen het risico op weekenddagen hoger is dan op werkdagen, terwijl het voor dubbelbaanswegen net andersom is.

Ongevallenmodellen kunnen op twee manieren door wegbeheerders gebruikt worden. Ten eerste kunnen ze het aantal ongevallen op een bepaalde weg vergelijken met het door een geschikt model voorspelde aantal. Wanneer het werkelijke aantal hoger is dan het voorspelde aantal, kan een wegbeheerder concluderen dat zijn wegvak onveilig is dan andere wegvakken van hetzelfde type. Door het wegvak nader te onderzoeken kan de wegbeheerder proberen te achterhalen hoe dat komt en zo het probleem eventueel oplossen. Ten tweede kunnen ongevallenmodellen ook gebruikt worden om een keuze te maken tussen twee kenmerken bij het (opnieuw) inrichten van een weg. Uit de modellen in dit rapport volgt bijvoorbeeld dat dubbelbaanswegen over het algemeen een lager risico hebben dan enkelbaanswegen en op basis daarvan kan een wegbeheerder besluiten op bepaalde wegen de rijrichtingen te scheiden.

Ook in het SWOV-programma 2007-2010 zullen ongevallenmodellen ontwikkeld worden voor verschillende wegtypen. Om dit goed te kunnen doen is het aan te bevelen een zeer uitgebreid gegevensbestand op te bouwen. In dit bestand moeten van veel meer wegen veel meer kenmerken geregistreerd staan dan in de huidige bestanden het geval is. Ook is het interessant om kruispunten met hun kenmerken aan het bestand toe te voegen. Alleen dan kunnen zeer gedetailleerde weg- en kruispunttypen gedefinieerd worden waarvoor dan ongevallenmodellen ontwikkeld kunnen worden. Dit zullen hetzelfde soort modellen zijn als beschreven in dit rapport, maar er zal ook gekeken worden naar andere typen modellen, namelijk de modellen die gebruikmaken van 'accident modification factors' (AMF's), zoals die in de Verenigde Staten ontwikkeld worden.

Summary

The relation between crashes and daily volumes on provincial roads in Gelderland

The aim of the *Infrastructure and road safety* project is to establish mathematical relations between infrastructural road characteristics and the safety of these roads. In scientific literature such mathematical relations are generally referred to as accident prediction models (APMs). In this report we will present and discuss APMs for provincial roads in (the province of) Gelderland.

From the eastern province of Gelderland, SWOV received a database containing traffic counts of a large number of count locations of passing motor vehicles along its road network. The traffic volume counts were from the 1993-2004 period and consisted of annual average daily traffic (AADT) counts subdivided by working days and weekends. Every count location is allotted one or more road sections which are assumed to have the traffic volumes that are counted by that count location. Of each road section a number of characteristics is known, such as the presence of bicycle facilities or separation of driving directions. The only road sections used for the models in this report are rural ones that do not permit mopeds, bicycles, and pedestrians. SWOV determined the 1997-2003 numbers of injury crashes on these road sections. We chose injury crashes because there were too few fatal crashes for analysis purposes and because the registration of Material Damage Only crashes is insufficient.

In the literature, most APMs have the same structure. They express the number of (injury) crashes on a road section per road length and traffic volume of that road section. Besides this, other road characteristics can be included, such as the number of carriageways, the carriageway width, and the number of exit roads. This report uses such models. However, a difference is that road characteristics are not used as explanatory variables in the model, but that we have tried to develop different models for different road types. One of the reasons for this is that the traffic volumes for different road types can differ strongly. This makes it difficult to fit a good model with both the volume as well as certain road characteristics as explanatory variables. The databases used do not contain enough information to make a detailed classification of road types; it was only possible to make a distinction between single and dual carriageways. Seeing as driving direction separation makes it practically impossible for vehicles driving in the opposite direction to collide, it is to be expected that the number of carriageways greatly influences the number of crashes.

To actually develop the models we used generalized linear models. In the literature these are often used to estimate APM parameters. Models estimated by linear regression are also generalized models.

When a road gets busier, the number of meetings between road users increases. It is to be expected that because of this, the number of crashes would increase. After all, there are more road users who could be involved in

a crash. The models show that the increase in the number of crashes per kilometre is less than the increase in the traffic volume. The crash rate thus decreases as the traffic volume increases. The crash rate is here defined as the number of crashes per motor vehicle kilometre travelled.

The influence of the road length on the number of crashes is interesting. It is in fact not true that twice as many crashes occur on a road which is twice as long as another road with the same traffic volume. Longer road sections have a lower crash rate than shorter road lengths with the same traffic volume. This is probably because the injury crashes also include the intersection crashes. They are allotted to the adjacent road section with the highest traffic volume. So short road sections are more influenced by intersections than longer road sections.

Two other conclusions that can be drawn from the models found are:

- dual carriageways generally have a lower crash rate than single-carriageways, which is a direct result of the driving directions being separated;
- single carriageways have a higher crash rate on weekend days than on working days, whereas it is the other way round on dual carriageways.

APMs can be used by road authorities in two different ways. The first way is to compare the number of crashes on a particular road with the number predicted by a suitable model. If the real number is larger than the predicted one, a road authority can conclude that its road section is less safe than other road sections of the same type. By examining that road section further, the road authority can try to find out why that is the case, and possibly solve the problem. The second way is to also use APMs to choose between two characteristics when (again) laying out a road. The models in this report show that, for example, dual carriageways generally have a lower crash rate than single carriageways and, based on this, a road authority can decide to separate the driving direction on certain roads.

The SWOV 2007-2010 programme also involves developing APMs for different road types. To do this properly we recommend setting up a very detailed database. This should contain many more characteristics of many more roads than the current databases. It is also interesting to add intersections with their characteristics to this database. Only then can very detailed road and intersection types be defined that are necessary for developing APMs. These will be the same type of models as described in this report, but we will also examine other types of models viz. models that use accident modification factors (AMFs), as have been developed in the United States.

Inhoud

1.	Inleiding	9
2.	De gegevens	10
2.1.	Intensiteitsmetingen	10
2.2.	Wegkenmerken	10
2.3.	Ongevallen	12
2.4.	Ongevallenrisico	13
3.	De gebruikte modelleringstechniek	15
3.1.	Modelvorm	15
3.2.	Verklarende variabelen	15
3.3.	Schatting van de modelparameters met GLM	16
4.	Intensiteiten en ongevallen	18
4.1.	Ongevallendichtheid	18
4.2.	Model voor enkelbaanswegen	20
4.3.	Model voor dubbelbaanswegen	23
4.4.	Vergelijking van de risico's van enkel- en dubbelbaanswegen	25
4.5.	Ongevallenrisico's op werk- en weekenddagen	26
5.	Conclusies en aanbevelingen	32
5.1.	Conclusies	32
5.2.	Praktisch nut van ongevallenmodellen voor wegbeheerders	33
5.3.	Aanbevelingen voor gegevensbestanden	34
5.4.	Aanbevelingen voor vervolgonderzoek	34
	Literatuur	36
Bijlage 1	Permanente telpunten in Gelderland	37
Bijlage 2	De goodness-of-fit van de geschatte modellen	38

1. Inleiding

Het doel van het SWOV-project *Infrastructuur en verkeersonveiligheid* is het leggen van relaties tussen de kenmerken van de Nederlandse wegen enerzijds en de verkeersonveiligheid op deze wegen anderzijds. Het is wenselijk deze relaties uit te drukken in wiskundige formules. Zulke formules worden in de literatuur over het algemeen aangeduid als 'accident prediction models' (APM's, ongevallenmodellen).

In het Europese project RIPCoRD-ISEREST is een werkpakket gewijd aan APM's, en daarom is het bovengenoemde SWOV-project voor een deel uitgevoerd binnen RIPCoRD-ISEREST. Het betreffende werkpakket is gestart met een state-of-the-artrapport (Reurings et al., 2005), waarin APM's uit verschillende landen besproken worden. Op basis van al deze modellen en de achterliggende theorieën wordt in dit rapport beschreven hoe een goed model ontwikkeld kan worden en welke verklarende variabelen daarin over het algemeen opgenomen worden.

De theorie uit het state-of-the-artrapport is toegepast in een aantal pilot-studies. In de Nederlandse pilotstudy zijn ongevallenmodellen ontwikkeld voor een verzameling gebiedsontsluitingswegen in Haaglanden (Reurings & Janssen, 2007). Er zijn twee verklarende variabelen opgenomen in deze modellen, namelijk de weglengte en de gemiddelde etmaalintensiteit (dat is het aantal motorvoertuigen dat gemiddeld per etmaal passeert). Voor enkele wegtypen zijn aparte modellen gemaakt. De gebruikte database bestond uit te weinig wegen om meer gedetailleerde wegtypen te onderscheiden.

Een database is geschikt voor het ontwikkelen van ongevallenmodellen voor verschillende wegtypen wanneer deze voldoende wegen bevat waarvan een aantal belangrijke kenmerken geregistreerd zijn, waaronder de gemiddelde etmaalintensiteit. De meeste kenmerken zijn in principe gemakkelijk te inventariseren, al is dat wel tijdrovend. Het bepalen van de etmaalintensiteit kost echter nog meer tijd, aangezien hiervoor over een langere periode gemeten moet worden hoeveel motorvoertuigen er passeren. Op veel provinciale wegen zijn lussen in het wegdek aangebracht die permanent bijhouden hoeveel motorvoertuigen er voorbij komen - het langzame verkeer wordt niet meegeteld. Van een aantal provincies (Noord-Holland, Gelderland en Drenthe) heeft de SWOV de meetgegevens ontvangen van deze telpunten. Er is besloten om in het vervolg van het project *Infrastructuur en verkeersonveiligheid* te werken met deze gegevens. Vanwege de beschikbare tijd is voorlopig alleen gebruik gemaakt van de gegevens van Noord-Holland (Janssen & Reurings, 2007) en Gelderland.

In dit rapport worden de telgegevens van Gelderland gebruikt om relaties te leggen tussen de etmaalintensiteit en aantallen ongevallen op provinciale wegen. In *Hoofdstuk 2* wordt de gebruikte database nader beschreven en in *Hoofdstuk 3* wordt kort uitgelegd welke modelleringstechniek is gebruikt. Vervolgens worden in *Hoofdstuk 4* de daadwerkelijke analyses uitgevoerd. Het rapport eindigt met conclusies en aanbevelingen in *Hoofdstuk 5*.

2. De gegevens

2.1. Intensiteitsmetingen

De intensiteiten van de provinciale wegen in Gelderland worden bepaald met behulp van permanente, periodieke en incidentele telpunten (Provincie Gelderland, 2004). De basis van het telprogramma wordt gevormd door de permanente telpunten. Op deze punten wordt op elk moment van de dag met behulp van meetlussen in het wegdek het gemotoriseerde verkeer geteld. De aantallen gepasseerde motorvoertuigen worden per uur en per rijrichting opgeslagen. In 2004 waren er 45 permanente telpunten in beheer van de provincie zelf en nog eens 51 in beheer van Bureau Verkeershandhaving Openbaar Ministerie (BVOM). Op de kaart in *Bijlage 1* zijn de permanente telpunten in 2004 weergegeven.

Op de periodieke telpunten wordt met behulp van telsingen op het wegdek eenmaal in de vijf jaar geteld gedurende drie aaneengesloten weken. Elk van de periodieke telpunten is gekoppeld aan een permanent telpunt met behulp waarvan voor de tussenliggende jaren de intensiteit van het periodieke telpunt wordt geschat. Mocht er in vijf jaar een grote stijging van de intensiteit zijn gemeten op een periodiek telpunt, dan wordt de intensiteit van de tussenliggende jaren eventueel opnieuw berekend. Soms worden er ook incidentele metingen uitgevoerd ten behoeve van specifieke studies waarvoor actuele gegevens gewenst zijn.

De aan de SWOV geleverde intensiteitsmetingen omvatten de jaren 1993-2004 en zijn gemiddelde etmaalintensiteiten; ze geven dus het gemiddelde aantal auto's weer dat in een etmaal is gepasseerd, berekend over een heel jaar. De tellingen zijn onderverdeeld in werkdagen, zaterdag, zondagen en gemiddelde wekdagen. Om de resultaten te kunnen vergelijken met de resultaten in Noord-Holland, is alleen gebruik gemaakt van de tellingen in 1997-2003 en zijn de intensiteiten voor zaterdag en zondag omgerekend naar intensiteiten voor weekenddagen. Voor veel weggedelen was wel de intensiteit bekend voor werkdagen en voor weekenddagen, maar niet voor zaterdag en zondagen. In dit onderzoek wordt geen onderscheid gemaakt tussen deze laatste twee; het is voldoende om te weten wat de etmaalintensiteiten zijn voor weekenddagen. Deze intensiteiten zijn berekend uit de intensiteiten voor werk- en weekenddagen. Voor een aantal weggedelen waren alleen de intensiteiten voor 2002 en/of 2003 bekend; deze weggedelen zijn daarom uit het gegevensbestand verwijderd.

2.2. Wegkenmerken

Op verzoek van de SWOV heeft Provincie Gelderland een bestand geleverd waarin de gemeten intensiteiten verdeeld zijn over het provinciale wegennet. Dit betekent dat aan elk meetpunt een wegdeel is toegekend waarop de intensiteit gelijk is aan de gemeten intensiteit op het betreffende meetpunt. Zo'n wegdeel kan bestaan uit één of meerdere wegvakken en kan dus ook kruisingen bevatten. Per wegdeel zijn naast intensiteitsgegevens ook een aantal andere wegkenmerken geregistreerd. Het gaat hier om de volgende kenmerken:

- binnen of buiten de bebouwde kom;
- de aanwezigheid van parallelweg(en);
- de aanwezigheid van fietsvoorzieningen (fietsstroken of al dan niet vrijliggende fietspaden);
- enkelbaans of dubbelbaans, waarbij een dubbelbaansweg een fysieke rijrichtingscheiding heeft en een enkelbaansweg niet;
- buiten de bebouwde kom wordt aangegeven of het gaat om een autoweg;
- voor wegen buiten de bebouwde kom zonder parallelle voorzieningen wordt aangegeven of er een geslotenverklaring voor langzaam verkeer geldt.

Niet alle wegdelen zijn gebruikt voor de onderhavige studie. De wegdelen binnen de bebouwde kom zijn buiten beschouwing gelaten, aangezien deze niet het doel waren van de studie. Ook de wegdelen waarop langzaam verkeer (fietsers, bromfietzers) is toegestaan zijn uit de database verwijderd, omdat deze wegdelen van een heel ander type zijn dan de 'standaard'-provinciale wegen. De overige wegdelen zijn onderverdeeld in enkel- en dubbelbaanswegen, omdat de rijbanen van deze twee wegtypen sterk verschillen in het aantal rijrichtingen.

De selectie bevatte 133 wegdelen van dubbelbaanswegen met een totale lengte van 72 km en 631 wegdelen van enkelbaanswegen met een totale lengte van 872 km. In *Tabel 2.1* zijn de gemiddelde etmaalintensiteiten gegeven voor 1997-2003, uitgesplitst naar enkel- en dubbelbaanswegen en naar werk-, weekend- en gemiddelde weekdag. De intensiteiten voor enkelbaanswegen zijn bijna een factor twee lager dan de intensiteiten voor dubbelbaanswegen. Voor beide wegtypen is de intensiteit wel toegenomen over de jaren, behalve dan voor dubbelbaanswegen op weekenddagen.

		1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Enkelbaansweg	Werkdag	8.029	8.199	8.396	8.494	8.561	8.601	8.674
	Weekenddag	5.887	5.938	6.081	6.077	6.052	6.150	6.276
	Weekdag	7.389	7.544	7.724	7.799	7.841	7.866	7.929
Dubbelbaansweg	Werkdag	15.308	15.156	15.522	15.962	16.082	16.028	16.152
	Weekenddag	11.232	10.994	11.123	11.428	11.549	11.248	11.230
	Weekdag	14.144	13.963	14.265	14.666	14.777	14.657	14.742

Tabel 2.1. *De gemiddelde etmaalintensiteiten in 1997-2003 op provinciale enkelbaans- en dubbelbaanswegen in Gelderland, uitgesplitst naar werk- en weekenddagen.*

De gemiddelde etmaalintensiteit van een weekdag wordt berekend als een zevende van vijf maal de etmaalintensiteit van werkdagen plus twee maal de etmaalintensiteit van weekenddagen. Omdat in het gegevensbestand de intensiteiten over het algemeen zijn afgerond op tientallen, klopt deze rekensom niet altijd in *Tabel 2.1*.

2.3. Ongevallen

Door de SWOV is voor ieder wegdeel in de hierboven beschreven selectie het aantal letselongevallen bepaald dat plaatsgevonden heeft op het betreffende wegdeel in de periode 1997-2003. Ook de kruisingsongevallen worden meegerekend. De ongevallen op kruisingen zijn toegedeeld aan het aansluitende wegdeel met de hoogste intensiteit. Er is voor gekozen om gebruik te maken van aantallen letselongevallen, dat zijn ongevallen waarbij ten minste één gewonde of gedode verkeersdeelnemer is geregistreerd. De reden hiervoor is dat de registratie van ongevallen met uitsluitend materiële schade bij lange na niet volledig is en dat het aantal dodelijke ongevallen te klein is om een betrouwbare analyse mee uit te voeren. In 1997-2003 waren er in totaal 509 letselongevallen op dubbelbaanswegen en 4.137 letselongevallen op enkelbaanswegen. De aantallen letselongevallen zijn ook bekend voor werk- en weekenddagen apart. In *Tabel 2.2* zijn deze aantallen opgenomen. Uit deze tabel volgt dat het aantal letselongevallen in zeven jaar wel is afgenomen, maar dat deze afname niet gelijkmatig over alle jaren is verspreid. *Tabel 2.3* geeft de percentages kruisingsongevallen.

		1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Enkelbaansweg	Werkdag	472	455	462	438	394	385	440
	Weekenddag	177	159	174	157	154	117	153
	Weekdag	649	614	636	595	548	502	593
Dubbelbaansweg	Werkdag	53	61	51	60	71	49	45
	Weekenddag	18	17	25	13	14	20	12
	Weekdag	71	78	76	73	85	69	57

Tabel 2.2. Het aantal letselongevallen in 1997-2003 op provinciale enkelbaans- en dubbelbaanswegen in Gelderland, uitgesplitst naar werk- en weekenddagen.

		1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Enkelbaansweg	Werkdag	49%	45%	44%	42%	41%	49%	41%
	Weekenddag	42%	47%	44%	40%	40%	33%	43%
	Weekdag	47%	45%	44%	41%	41%	45%	42%
Dubbelbaansweg	Werkdag	64%	66%	61%	53%	44%	47%	53%
	Weekenddag	72%	71%	48%	62%	57%	55%	75%
	Weekdag	66%	67%	57%	55%	46%	49%	58%

Tabel 2.3. Het percentage letselongevallen op kruisingen in 1997-2003 op provinciale enkelbaans- en dubbelbaanswegen in Gelderland, uitgesplitst naar werk- en weekenddagen.

Het aandeel kruisingsongevallen is over alle weekdagen in de periode 1997-2003 op de enkelbaanswegen belangrijk lager (44%) dan op de dubbelbaanswegen (57%). Ter vergelijking, in heel Nederland vindt 46% van alle letselongevallen op provinciale wegen plaats op kruisingen. Voor de enkelbaanswegen in Gelderland geldt een iets hoger percentage op de werkdagen (44%) dan op de weekenddagen (42%), terwijl voor de dubbelbaanswegen het omgekeerde geldt (61% versus 55%).

2.4. Ongevallenrisico

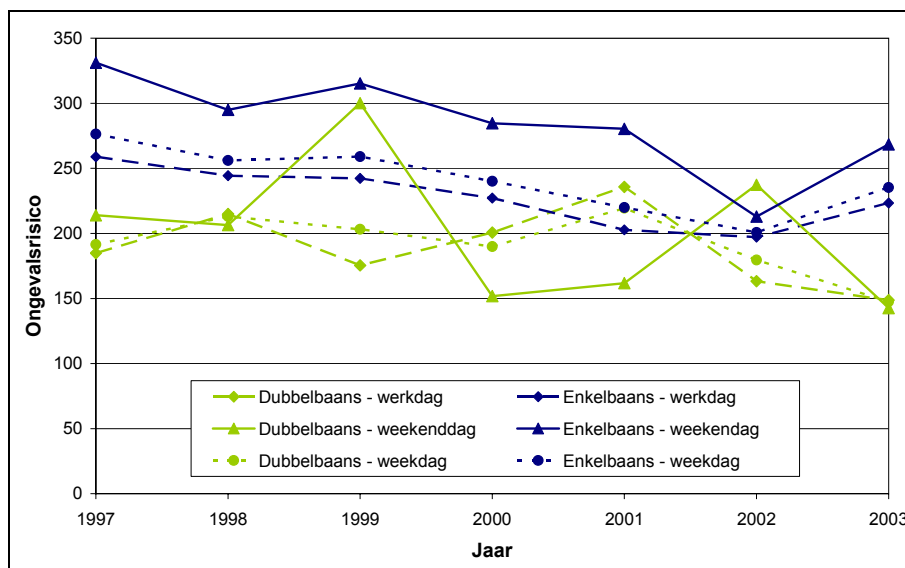
Om relaties te kunnen leggen tussen infrastructuur en verkeersonveiligheid moet er een maat gedefinieerd zijn waarin de onveiligheid van een wegdeel uitgedrukt kan worden en waarmee de onveiligheid van verschillende wegdelen onderling vergeleken kan worden. Het aantal (letsel)ongevallen alleen is niet voldoende om de onveiligheid van een wegdeel goed te beschrijven. Om deze aantallen te kunnen interpreteren, moet ook bekend zijn hoe lang het wegdeel is en hoeveel verkeer er gemiddeld gepasseerd is. Een veel gebruikte onveiligheidsmaat is dan ook het zogenoemde ongevallenrisico, gedefinieerd als het aantal letselongevallen per miljard afgelegde motorvoertuigkilometers (de verkeersprestatie), beide gemeten in een bepaalde periode. In *Tabel 2.3* zijn per jaar de gemiddelde ongevallenrisico's gegeven voor de enkelbaans- en dubbelbaanswegen in de selectie.

		1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Enkelbaansweg	Werkdag	259	244	242	227	203	197	223
	Weekenddag	331	295	315	285	280	213	269
	Weekdag	276	256	259	240	220	201	235
Dubbelbaansweg	Werkdag	185	215	175	201	236	163	149
	Weekenddag	214	206	300	152	162	237	143
	Weekdag	191	213	203	190	219	180	147

Tabel 2.3. Gemiddelde ongevallenrisico's per jaar in 1997-2003 voor provinciale enkelbaans- en dubbelbaanswegen in Gelderland, uitgesplitst naar werk- en weekenddagen.

Het risico ligt op weekdays voor enkelbaanswegen hoger dan voor dubbelbaanswegen. Dit is duidelijk zichtbaar in *Afbeelding 2.1*, waarin de risico's voor beide wegtypen zijn uitgezet. In deze grafiek is ook te zien dat het risico op enkelbaanswegen over de jaren heen is afgenomen, maar in 2003 opeens weer vrij hoog is. Het risico op dubbelbaanswegen is redelijk constant, al toont het risico op weekenddagen twee pieken, één in 1999 en één in 2002.

Het is duidelijk dat het ongevallenrisico samenhangt met het aantal rijbanen. De risico's in *Tabel 2.3* zijn echter gemiddelde risico's over alle wegdelen in de selectie, waardoor het effect van andere eigenschappen op het risico niet meer duidelijk is. Een van deze eigenschappen is de etmaalintensiteit zelf (zie Reurings et al., 2005). In het volgende hoofdstuk zullen voor beide wegtypen modellen ontwikkeld worden waarin het verband tussen de etmaalintensiteit en het ongevallenrisico beschreven wordt.



Afbeelding 2.1. De gemiddelde ongevallenrisico's per jaar in 1997-2003 voor provinciale enkelbaans- en dubbelbaanswegen in Gelderland, uitgesplitst naar werk- en weekenddagen.

3. De gebruikte modelleringstechniek

In de literatuur zijn veel ongevallenmodellen beschreven die het aantal ongevallen uitdrukken in allerlei wegkenmerken. Reurings et al. (2005) hebben hier een uitgebreid overzicht van gegeven en op basis daarvan aanbevelingen gedaan om een goed ongevallenmodel te ontwikkelen. Hun belangrijkste bevindingen zullen in dit hoofdstuk besproken worden, aangezien de door ons gevolgde methode daarop gebaseerd is.

3.1. Modelvorm

De meeste ongevallenmodellen voor weggedelen in de literatuur worden beschreven in de volgende formule:

$$\mu = \alpha \cdot L^\beta \cdot INT^\gamma \cdot e^{\sum_{i=1}^n \delta_i x_i},$$

waar μ het verwachte aantal (letsel)ongevallen is op een wegdeel in een bepaalde periode, L en INT de lengte en etmaalintensiteit (over dezelfde periode) zijn van dat wegdeel en $x_i, i = 1, \dots, n$ andere verklarende variabelen zoals bijvoorbeeld de rijbaanbreedte of het aantal uitritten. De parameters $\alpha, \beta, \gamma, \delta_1, \dots, \delta_n$ moeten geschat worden op basis van de waargenomen aantallen (letsel)ongevallen en waarden van de verklarende variabelen.

3.2. Verklarende variabelen

Het is mogelijk allerlei wegkenmerken als verklarende variabelen in het model op te nemen. Het is wenselijk alleen wegkenmerken te gebruiken die theoretisch gezien invloed hebben op het aantal ongevallen. Het blijkt echter dat in de praktijk de keuze van verklarende variabelen gebaseerd wordt op beschikbaarheid: alle wegkenmerken die beschikbaar zijn, komen in aanmerking als verklarende variabele. Reurings et al. (2005) bevelen aan alleen wegkenmerken te gebruiken waarvan bekend is dat ze een grote invloed hebben op het aantal ongevallen, die betrouwbaar geregistreerd kunnen worden, en die niet sterk gecorreleerd zijn met andere variabelen. In ieder geval zou elk model de weglengte en de intensiteit als verklarende variabelen moeten hebben.

In deze studie worden provinciale wegen geanalyseerd. Een belangrijk wegkenmerk van dit type wegen dat waarschijnlijk grote invloed heeft op het aantal ongevallen en ook beschikbaar was, is rijrichtingscheiding: door de rijrichtingen te scheiden wordt het onmogelijk gemaakt dat twee voertuigen in tegengestelde richting tegen elkaar aan botsen. Een weg zonder gescheiden rijrichting noemen we een enkelbaansweg, anders is het een dubbelbaansweg. In plaats van het aantal rijbanen als verklarende variabele in het model op te nemen, worden er aparte modellen voor enkelbaans- en voor dubbelbaanswegen ontwikkeld.

Als er in een model namelijk veel variabelen zitten, kan het erg moeilijk zijn de gevonden parameters te interpreteren omdat de verklarende variabelen ook onderling samen kunnen hangen. Daarom is in het project Infrastructuur en verkeersonveiligheid ervoor gekozen simpele modellen (met alleen de

etmaalintensiteit en weglengte als verklarende variabelen) te ontwikkelen voor verschillende wegtypen.

Er wordt niet alleen onderscheid gemaakt naar het aantal rijbanen, maar ook naar dag van de week: werk- of weekenddag. Dit is geen wegkenmerk, maar heeft wel invloed op het aantal ongevallen. In het weekend is er namelijk een heel ander type verkeer op de weg dan op werkdagen.

3.3. Schatting van de modelparameters met GLM

Voor het schatten van de parameters $\alpha, \beta, \gamma, \delta_1, \dots, \delta_n$ is een aantal statistische technieken beschikbaar, waarvan gegeneraliseerde lineaire modellen (GLM) er een is die vaak wordt toegepast in de literatuur. Een uitgebreide beschrijving van gegeneraliseerde modellen en de toepassing ervan op ongevallenmodellen kan gevonden worden in McCullagh & Nelder (1983) en de appendix van Reurings & Janssen (2007). Hieronder volgt slechts een korte beschrijving van GLM.

Bij gewone lineaire regressie wordt verondersteld dat de afhankelijke variabele Y_i normaal verdeeld is en dat zijn verwachting μ_i een lineaire combinatie is van een aantal verklarende variabelen x_{i1}, \dots, x_{ip} . Dit wordt als volgt uitgedrukt:

$$Y_i = \sum_{j=0}^p x_{ij} \beta_j + e_i \quad \text{ofwel} \quad \mu_i = \sum_{j=0}^p x_{ij} \beta_j,$$

waarbij e_i een normaal verdeelde stochastische variabele is met verwachting 0 en variantie σ^2 . Wanneer Y_i niet normaal verdeeld is of wanneer de relatie tussen de verwachting μ_i en de verklarende variabelen x_{i1}, \dots, x_{ip} niet lineair is, kan gebruik gemaakt worden van GLM. De vorm van dit type modellen is:

$$\eta_i = \sum_{j=0}^p x_{ij} \beta_j \quad \text{waar} \quad \eta_i = g(\mu_i).$$

De aannamen waaraan voldaan moet zijn is dat g een monotone en differentieerbare afbeelding moet zijn en dat Y_i een verdeling moet hebben uit de exponentiële verdeling. We geven geen definitie van dit laatste maar merken alleen op dat zowel de normale verdeling als de Poissonverdeling en de negatief binomiale verdeling uit de exponentiële familie komen. Gewone lineaire regressie is dus een speciaal geval van GLM. De parameters β_j worden geschat met de methode der meest aannemelijke schatters.

In de literatuur wordt vaak aangenomen dat het aantal letselongevallen op een wegdeel een Poissonverdeling volgt. De modellen die op basis hiervan geschat worden, blijken echter last te hebben van overdispersie, wat inhoudt dat de variantie groter is dan op basis van de Poissonverdeling verwacht mag worden. Het probleem van overdispersie kan op twee manieren opgelost worden: of door gebruik te maken van de quasi-aannemelijkheidsmethode of door aan te nemen dat het aantal ongevallen per wegdeel negatief binomiaal verdeeld is. Van deze laatste aanname wordt vaak uitgegaan in de literatuur (Reurings et al., 2005).

De negatief binomiale verdeling ontstaat door aan te nemen dat de parameter van een Poissonverdeelde stochastische variabele Y zelf een stochastische variabele is, en wel een die een Gammaverdeling volgt. De resulterende verdeling van Y is dan negatief binomiaal. Voor ongevalmodellen kan deze aanname redelijk gerechtvaardigd worden. Het aantal ongevallen op een wegvak volgt inderdaad een Poissonverdeling, maar de verwachting van deze Poissonverdeling is nooit gelijk voor alle wegvakken. Ook al lijken wegvakken sterk op elkaar, ze verschillen altijd wel op een aantal kenmerken – ze liggen bijvoorbeeld al op een andere plaats. Hierdoor is de verwachting van de Poissonverdeling per wegvak anders, en kan deze dus opgevat worden als een stochastische variabele. Er is in principe niets bekend over de verdeling van de Poissonparameter, maar meestal wordt aangenomen dat deze Gammaverdeeld is. Dit levert immers een bekende verdeling op: de negatief binomiale verdeling. Theoretisch en psychologische achtergronden voor de aanname betreffende de Gammaverdeling worden gegeven door Abbess, Jarrett & Wright (1981) en Maycock (s.a.).

Er is nagegaan welke methode het best fittende model voor de wegen in Gelderland opleverde. Dit bleek de methode gebaseerd op de negatief binomiale verdeling te zijn. Alleen de modellen die volgen uit deze methode worden daarom in dit rapport gepresenteerd.

4. Intensiteiten en ongevallen

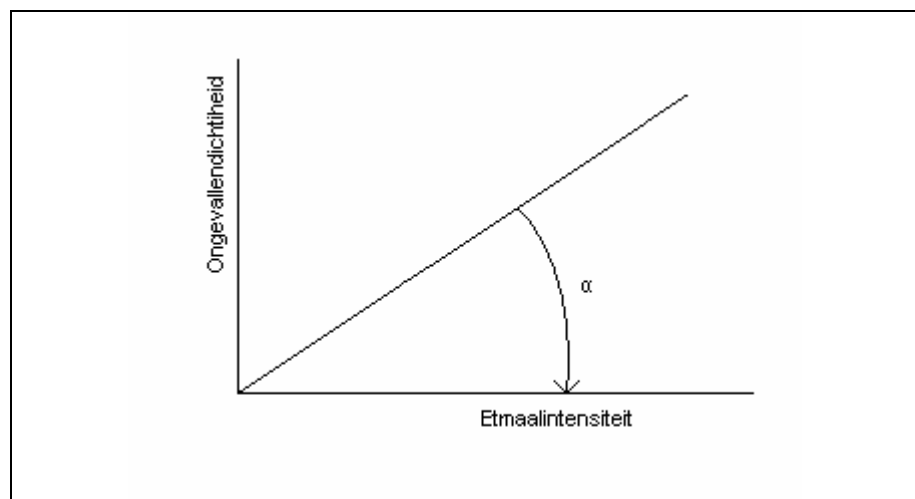
Het ligt voor de hand te verwachten dat het aantal ongevallen toeneemt als de intensiteit toeneemt. Hoe meer auto's zich namelijk op een weg bevinden, hoe meer auto's een ongeval kunnen krijgen. Het is echter niet gelijk duidelijk hoe dit zich doorvertaalt naar het risico. Het kan best zijn dat het aantal ongevallen niet recht evenredig is met de intensiteit en dat als gevolg hiervan het risico afneemt bij toenemende intensiteit. In dit hoofdstuk wordt de relatie onderzocht worden tussen de intensiteiten en het ongevallenrisico.

4.1. Ongevallendichtheid

Er zijn twee mogelijkheden om de relatie tussen de intensiteit en het risico weer te geven in een grafiek. De eerste mogelijkheid is om simpelweg voor alle weggedelen het risico uit te zetten tegen de gemiddelde etmaalintensiteit, waarbij beide grootheden in dezelfde periode gemeten zijn. Een nadeel hiervan is dat in beide assen de intensiteit is terug te vinden, aangezien het risico berekend wordt met behulp van de intensiteit. Daarom geniet het de voorkeur om niet het risico, maar de ongevallendichtheid in een grafiek uit te zetten tegen de intensiteit. Uit zo'n grafiek kan ook het risico afgelezen worden. De ongevallendichtheid is namelijk gedefinieerd als het aantal letselongevallen in een bepaalde periode (zeven jaar in dit rapport) per kilometer, en dus geldt dat:

$$\text{Risico} = \frac{\text{aantal letselongevallen in zeven jaar}}{7 \cdot 365 \cdot \text{etmaalintensiteit} \cdot \text{weglengte} \cdot 10^{-9}} = \tan(\alpha) \cdot \frac{10^9}{7 \cdot 365},$$

waarbij α de hoek is tussen de x-as en de lijn die een punt in de grafiek behorend bij een wegdeel, verbindt met de oorsprong (zie *Afbeelding 3.1*). Uit de formule volgt dat hoe groter deze hoek is, hoe hoger het risico.

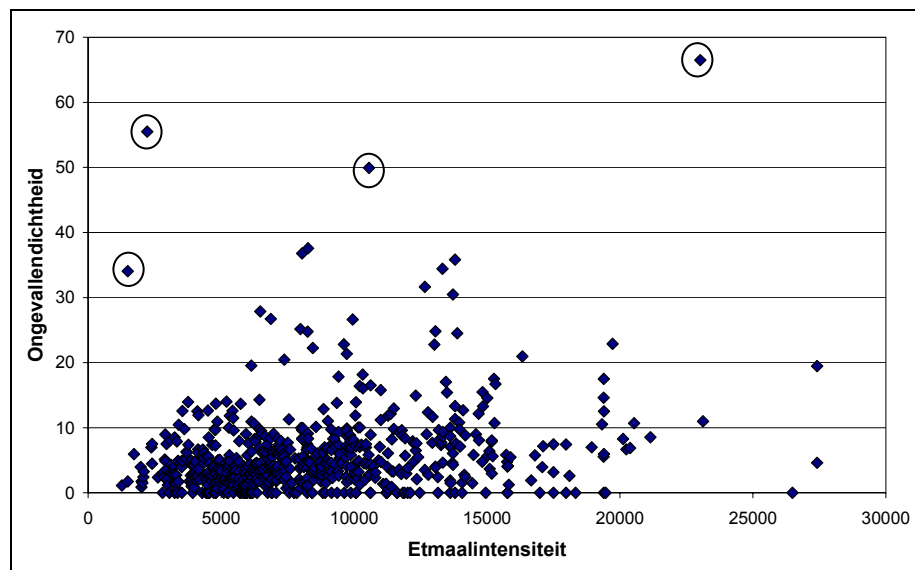


Afbeelding 4.1. Grafische weergave van het ongevallenrisico.

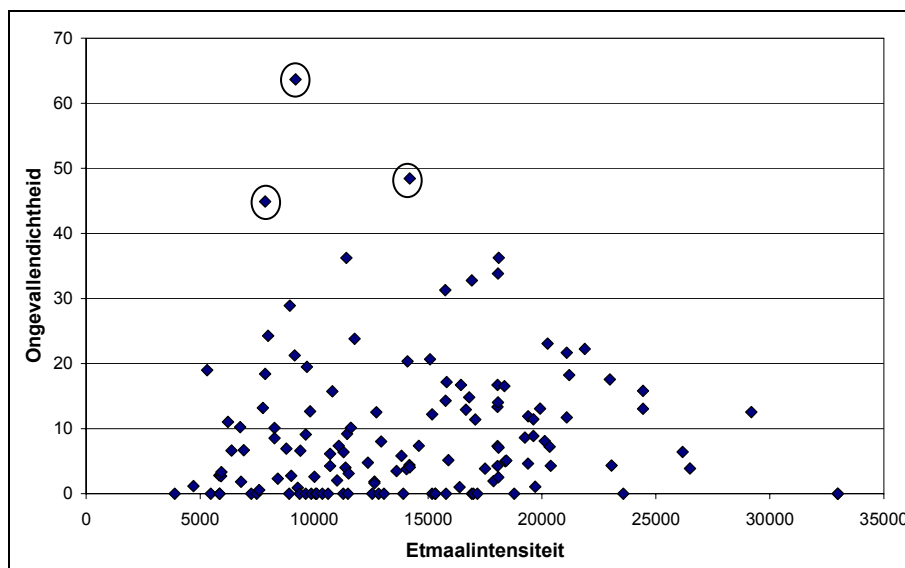
In *Afbeelding 4.2* en *Afbeelding 4.3* zijn de ongevallendichtheden voor de weggedelen van enkel- en dubbelbaanswegen in het gegevensbestand

uitgezet tegen de gemiddelde etmaalintensiteit. De ongevallendichtheden zijn berekend met het totale aantal ongevallen in 1997-2003 per wegdeel, en de etmaalintensiteiten zijn de gemiddelde etmaalintensiteiten over dezelfde periode. Rechtsboven in *Afbeelding 4.2* ligt een nogal afwijkend punt. Nader onderzoek heeft uitgewezen dat dit punt behoort bij een wegdeel van 391 meter waarop in de periode 1997-2003 in totaal 26 letselongevallen hebben plaatsgevonden. De invloed van dit wegdeel op het eindresultaat van de analyses in het volgende hoofdstuk is overigens nihil.

Punten behorend bij wegdelen met een hoge ongevallendichtheid, zoals de omcirkelde punten in *Afbeelding 4.2* en *Afbeelding 4.3*, geven aanleiding voor nader onderzoek. Het is interessant om na te gaan op welke kenmerken deze wegdelen verschillen van andere wegdelen, waardoor de hoge ongevallendichtheden misschien verklaard kunnen worden.



Afbeelding 4.2. De ongevallendichtheid uitgezet tegen de etmaalintensiteit op weekdays voor enkelbaanswegen in Gelderland, 1997-2003.



Afbeelding 4.3. De ongevallendichtheid uitgezet tegen de etmaalintensiteit op weekdays voor dubbelbaanswegen in Gelderland, 1997-2003.

4.2. Model voor enkelbaanswegen

Met de GENMOD-procedure in SAS 9.1 is een model geschat op basis van de data zoals weergegeven in *Afbeelding 4.2*, dus op basis van het totale aantal letselongevallen in 1997-2003 en de etmaalintensiteiten over dezelfde periode. Dit model wordt uitgedrukt in de volgende formule:

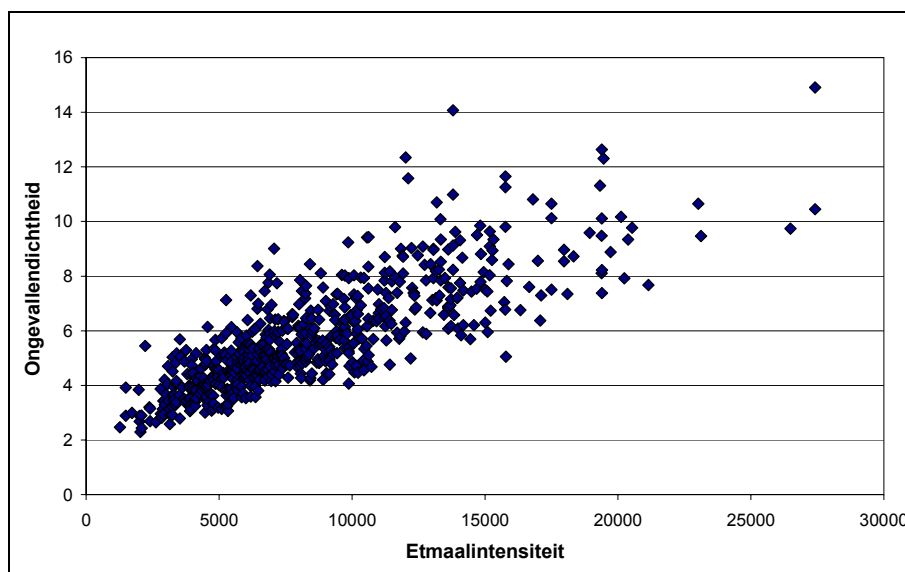
$$\hat{\mu} = 3,68 \cdot 10^{-4} \cdot L^{0,81} \cdot INT^{0,45}, \quad (4.1)$$

waarin $\hat{\mu}$ het geschatte aantal letselongevallen is in zeven jaar. Bij gelijkblijvende weglengte neemt dit aantal dus toe als de intensiteit toeneemt, en bij eenzelfde intensiteit zullen er op langere weggedelen meer ongevallen gebeuren dan op een kortere. Beide toenamen zijn echter minder sterk bij hogere intensiteit of grotere lengte van het wegdeel. De parameters hebben een speciale interpretatie. Uit *Formule 4.1* volgt namelijk dat een stijging van 1% in weglengte – onder gelijkhouding van de intensiteit – gepaard gaat met een stijging van ongeveer 0,81% in het aantal ongevallen, en dat een stijging van 1% in intensiteit – onder gelijkhouding van de lengte – gepaard gaat met een stijging van ongeveer 0,45% in het aantal ongevallen.

De juistheid van het model is uitgebreid getest. Ten eerste is gekeken naar de deviantie en Pearson's χ^2 , beide gegeven in *Bijlage 2*. Als deze veel groter zijn dan 1 is er sprake van overdispersie, wat betekent dat de variantie van de data groter is dan verwacht mag worden op basis van de gekozen verdeling. In dit geval liggen ze echter dicht genoeg bij 1 om overdispersie uit te sluiten. Vervolgens is gekeken naar de parameterschattingen (zie *Bijlage 2*). Deze verschillen allemaal sterk significant van nul. Ten slotte zijn ook de gestandaardiseerde deviantieresiduen bestudeerd. Deze hebben dezelfde rol als de residuen in gewone lineaire regressie. Ze moeten aan een aantal voorwaarden voldoen, omdat er anders niet veel waarde gehecht kan worden aan de conclusies op basis van de deviantie, Pearson's χ^2 en de parameterschattingen. Welke

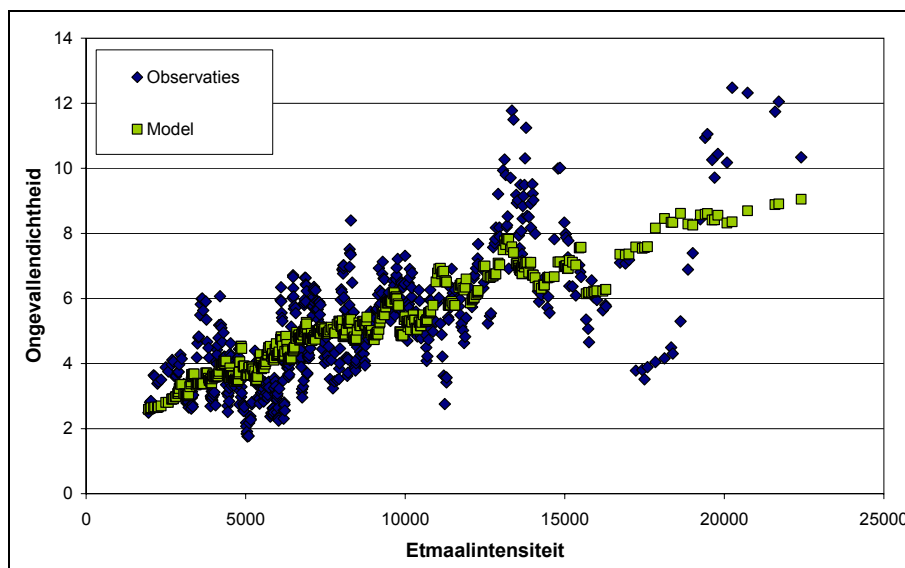
voorwaarden dit zijn en hoe getest kan worden of de gestandaardiseerde deviantieresiduen daaraan voldoen, staat beschreven in Reurings & Janssen (2007). Bovenstaande testen geven geen aanleiding om te geloven dat het geschatte model niet het juiste is.

In *Afbeelding 4.4* staan de voorspelde ongevallendichtheden voor de wegdelen in de database. Omdat de ongevallendichtheid ook afhangt van de lengte van een wegdeel, fluctueren ze nogal wanneer ze uitgezet worden tegen de intensiteit. Wel is in *Afbeelding 4.4* duidelijk zichtbaar dat de ongevallendichtheid toeneemt met de intensiteit maar dat deze toename niet recht evenredig is. Dit volgde ook al uit *Formule 4.1*.



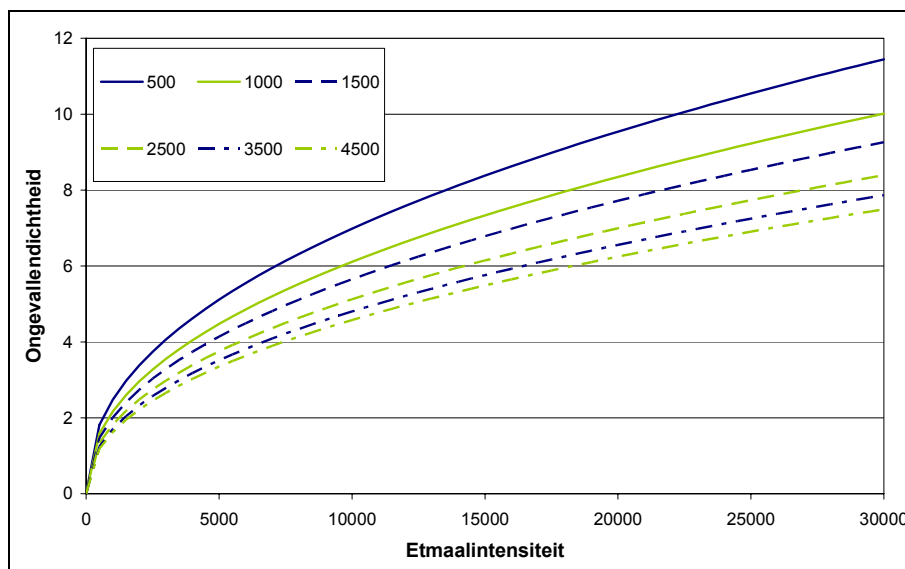
Afbeelding 4.4. De voorspelde ongevallendichtheden over zeven jaar voor de wegdelen van enkelbaanswegen in de database.

Om een idee te krijgen hoe goed het model past bij de geobserveerde data, zijn in *Afbeelding 4.5* zowel de geobserveerde als de voorspelde ongevallendichtheden weergegeven. Opgemerkt moet worden dat niet de individuele waarden weergegeven zijn, omdat dan de spreiding heel groot zou zijn, waardoor de geobserveerde en gemodelleerde ongevallendichtheden niet gemakkelijk te vergelijken zijn. Eerst zijn de data gesorteerd op etmaalintensiteit. Vervolgens zijn steeds tien opeenvolgende wegdelen samen genomen, dus het eerste tot en met het tiende wegdeel, het tweede tot en met het elfde wegdeel, en zo verder. Daarna is voor elk samengesteld wegdeel de totale lengte, de totale waargenomen en voorspelde aantallen letselongevallen en de gemiddelde etmaalintensiteit bepaald. Op basis van de zo verkregen waarden is de grafiek in *Afbeelding 4.5* getekend.



Afbeelding 4.5. De geobserveerde en verwachte ongevallendichtheden over zeven jaar voor provinciale enkelbaanswegen in Gelderland.

Uit Afbeeldingen 4.4 en 4.5 is niet goed af te leiden wat het verband is tussen de ongevallendichtheid en de lengte van een wegdeel. Daarom is in Afbeelding 4.6 voor een aantal wegdeellengtes het verloop van de ongevallendichtheid tegen de intensiteit uitgezet. Er is gekozen voor zes vaste weglengtes variërend van 500 tot 4500 meter, aangezien de lengtes van de meeste wegdelen van enkelbaanswegen in de database tussen deze twee waarden in liggen.



Afbeelding 4.6. De voorspelde ongevallendichtheden over zeven jaar, uitgezet tegen de etmaalintensiteit voor zes weglengtes op provinciale enkelbaanswegen in Gelderland.

4.3. Model voor dubbelbaanswegen

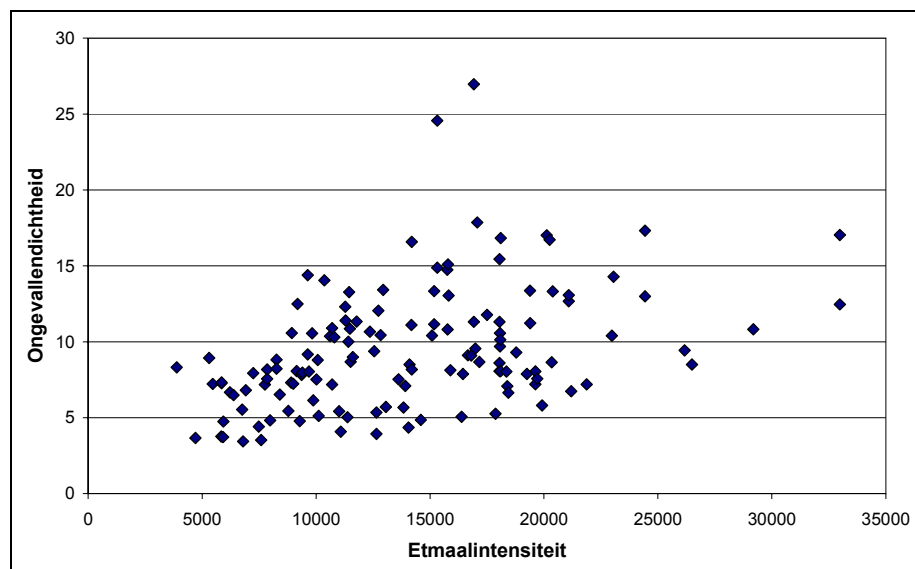
Ook voor de wegdelen van dubbelbaanswegen is met SAS een model geschat op basis van het totale aantal ongevallen in 1997-2003 en de gemiddelde etmaalintensiteit over dezelfde periode. Het model wordt uitgedrukt in de formule:

$$\hat{\mu} = 5,96 \cdot 10^{-4} \cdot L^{0,60} \cdot INT^{0,53}. \quad (4.2)$$

De exponent van L in dit model (0,60) is kleiner dan die in het model voor enkelbaanswegen (0,81). Dit betekent dat het dalende effect van de weglengte op het aantal letselongevallen voor dubbelbaanswegen sterker is dan voor enkelbaanswegen. Het omgekeerde geldt voor de etmaalintensiteit.

De parameterschattingen verschillen weer zeer significant van nul, en de overdispersieparameter en gestandaardiseerde deviantieresiduen voldoen aan de aannamen van het model. De betreffende grootheden staan in *Bijlage 2*. Ook in dit geval is er dus geen reden om aan te nemen dat het model niet het juiste is.

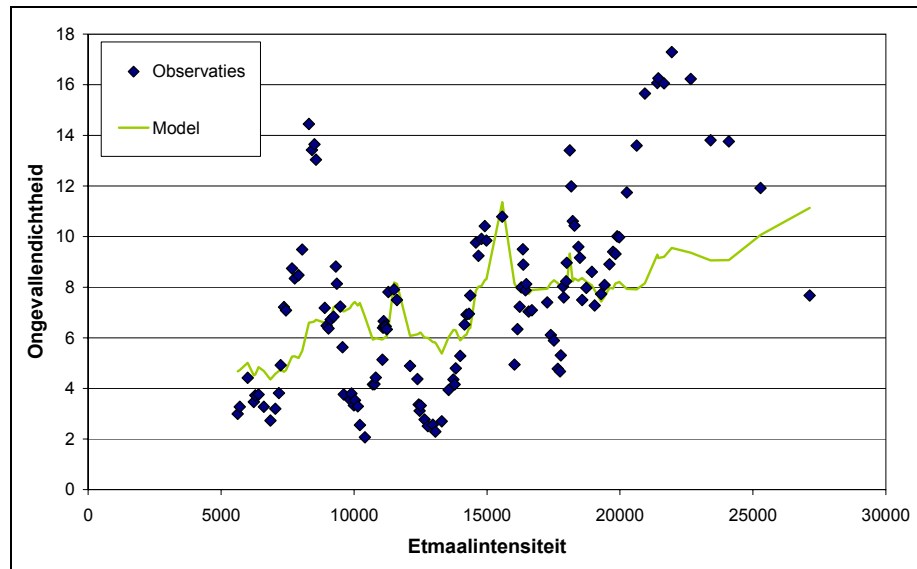
In *Afbeelding 4.7* staan de voorspelde ongevallendichtheden voor de wegdelen in de database. Hierbij moet wel opgemerkt worden dat één punt niet geplot is maar wel meegenomen in de analyse. Het gaat hier om een wegdeel met een intensiteit van 23.566 waarop 0,3 letselongevallen voorspeld worden. Maar omdat dit wegdeel slechts 4,74 meter lang is, heeft het een ongevallendichtheid van 67. Als dit punt wel in de grafiek gezet zou worden, zou de stijgende lijn in de puntenwolk minder duidelijk naar voren komen.



Afbeelding 4.7. De voorspelde ongevallendichtheden over zeven jaar voor de wegdelen van dubbelbaanswegen in de database.

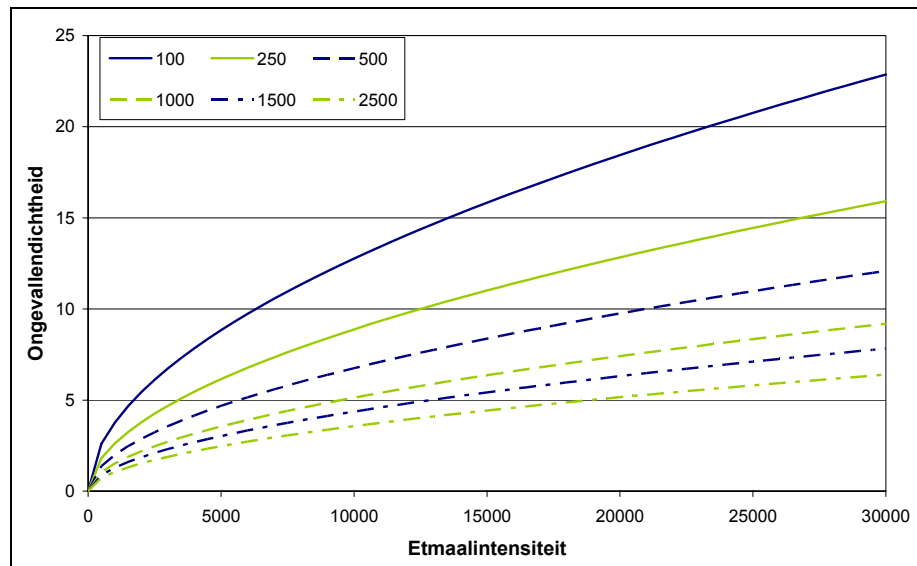
In *Afbeelding 4.8* zijn zowel de door het model voorspelde als de geobserveerde ongevallendichtheden weergegeven, waarbij weer steeds

tien opeenvolgende wegdelen zijn samengenomen. Het model lijkt aardig aan te sluiten bij de waargenomen waarden, zeker voor intensiteiten onder de 20.000.



Afbeelding 4.8. De geobserveerde en verwachte ongevallendichtheden over zeven jaar voor provinciale dubbelbaanswegen in Gelderland.

In Afbeelding 4.9 is voor een aantal wegdeellengtes het verloop van de ongevallendichtheid tegen de intensiteit uitgezet. Er is gekozen voor zes vaste weglengtes variërend van 100 tot 2500 meter, aangezien de lengtes van de meeste wegdelen van dubbelbaanswegen in de database tussen deze twee waarden in liggen.

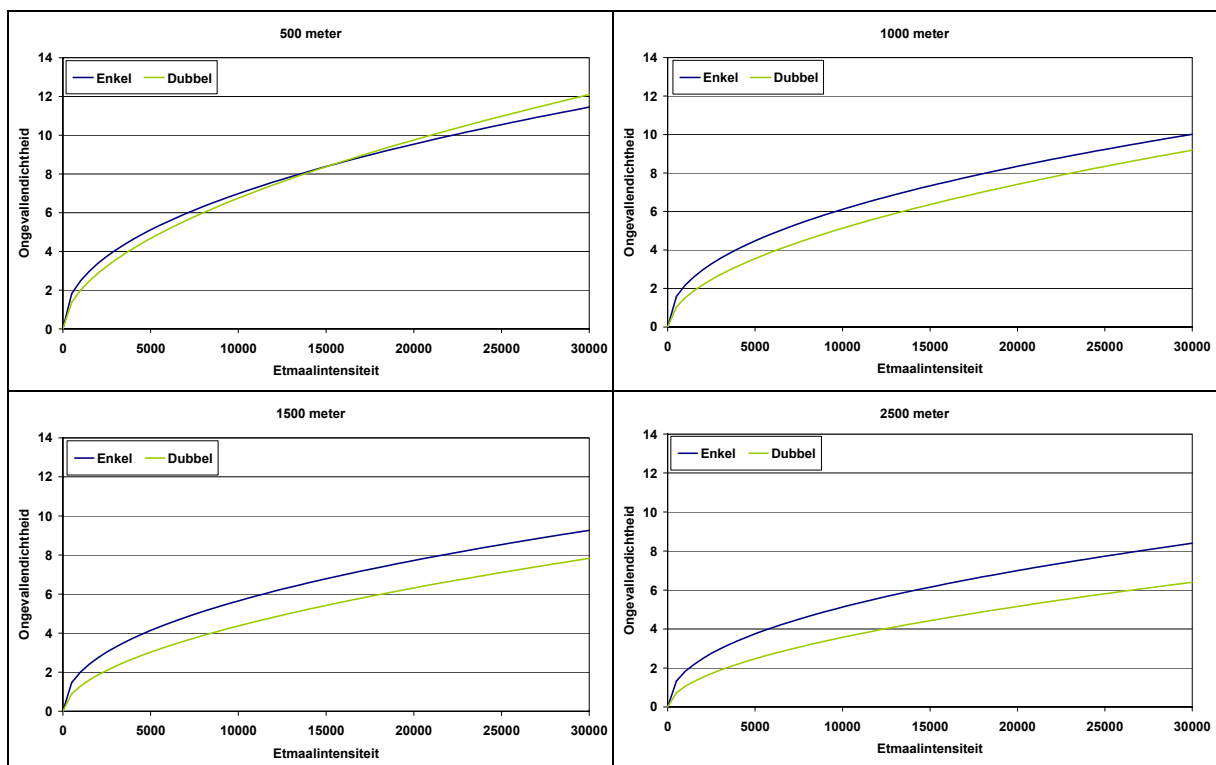


Afbeelding 4.9. De voorspelde ongevallendichtheden over zeven jaar, uitgezet tegen de etmaalintensiteit voor zes weglengtes, op provinciale dubbelbaanswegen in Gelderland.

4.4. Vergelijking van de risico's van enkel- en dubbelbaanswegen

In deze paragraaf zullen de risico's van enkel- en dubbelbaanswegen vergeleken worden. Dat wil zeggen dat voor een vaste etmaalintensiteit en een vaste weglengte gekeken wordt welke soort weg het laagste risico heeft. Zoals gezien in de vorige twee paragrafen hebben de wegdelen van enkelbaanswegen gemiddeld genomen een grotere lengte en een lagere intensiteit dan de wegdelen van dubbelbaanswegen. Alleen voor overlappende lengtes en intensiteiten heeft het zin de risico's te vergelijken.

In *Afbeelding 4.10* zijn voor wegdelen van enkel- en dubbelbaanswegen van respectievelijk 500, 1000, 1500 en 2500 meter de ongevallendichtheden uitgezet tegen de gemiddelde etmaalintensiteit. In alle gevallen ligt het risico op enkelbaanswegen hoger, behalve voor wegdelen met een lengte van 500 meter en een intensiteit groter dan 15.222.



Afbeelding 4.10. De voorspelde ongevallendichtheden over zeven jaar voor enkel- en dubbelbaanswegen in Gelderland.

Een verklaring voor het lagere risico van dubbelbaanswegen bij gelijke weglengte en etmaalintensiteit kan gevonden worden in het feit dat op dubbelbaanswegen de rijrichtingen van elkaar gescheiden zijn. Hierdoor is het zo goed als onmogelijk dat tegemoetkomende auto's tegen elkaar aan kunnen rijden. Het hogere risico van korte dubbelbaanswegen (500 m) met een hoge etmaalintensiteit (> 15.222) zou verklaard kunnen worden door hogere kruisingsdichtheden. Deze dubbelbaanswegen worden verondersteld voornamelijk in de buurt van bebouwing te liggen; ze hebben daardoor meer potentiële conflicten als gevolg van afslaand verkeer dan de enkelbaanswegen. De juistheid van deze veronderstelling kan in een vervolgonderzoek worden vastgesteld.

4.5. Ongevallenrisico's op werk- en weekenddagen

Uit de vorige paragraaf is het duidelijk dat het risico op enkelbaanswegen over het algemeen hoger ligt dan op dubbelbaanswegen. Op basis van de beschikbare data kan er ook nog een andere vergelijking gemaakt worden, namelijk tussen het ongevallenrisico op werk- en weekenddagen. Met SAS zijn wederom modellen geschat die het aantal letselgevallen per wegdeel uitdrukken in weglengte en etmaalintensiteit, uitgesplitst naar enkel- en dubbelbaanswegen en werk- en weekenddagen.

De geschatte modellen zijn:

- voor enkelbaanswegen en werkdagen:

$$\hat{\mu} = 2,97 \cdot 10^{-4} \cdot L^{0,78} \cdot INT^{0,45};$$

- voor enkelbaanswegen en weekenddagen:

$$\hat{\mu} = 6,10 \cdot 10^{-5} \cdot L^{0,87} \cdot INT^{0,46};$$

- voor dubbelbaanswegen en werkdagen:

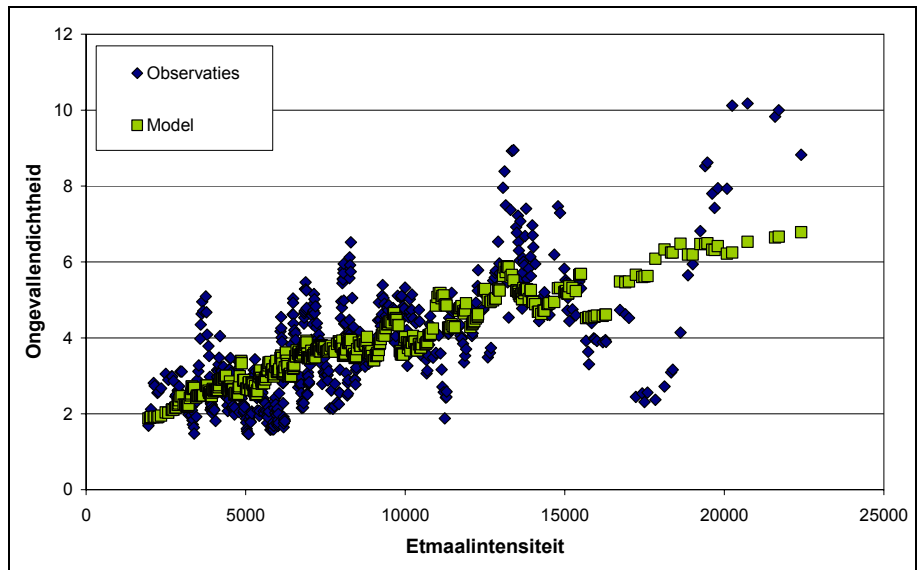
$$\hat{\mu} = 2,50 \cdot 10^{-4} \cdot L^{0,62} \cdot INT^{0,58};$$

- voor dubbelbaanswegen en weekenddagen:

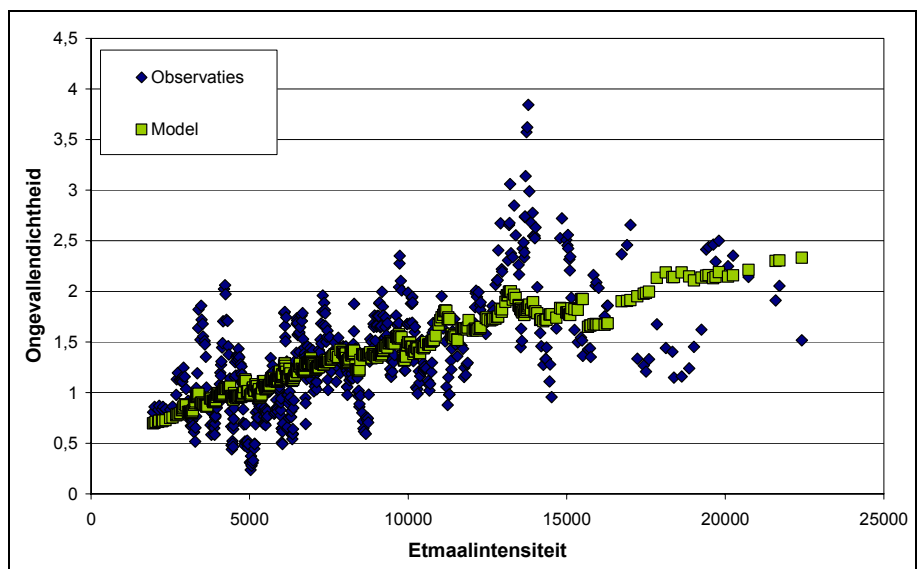
$$\hat{\mu} = 2,50 \cdot 10^{-4} \cdot L^{0,51} \cdot INT^{0,55}.$$

Alle parameterschattingen zijn zeer statistisch significant (zie *Bijlage 2*), en de dispersieparameter en gestandaardiseerde deviantieresiduen voldoen aan de aannamen van de modellen.

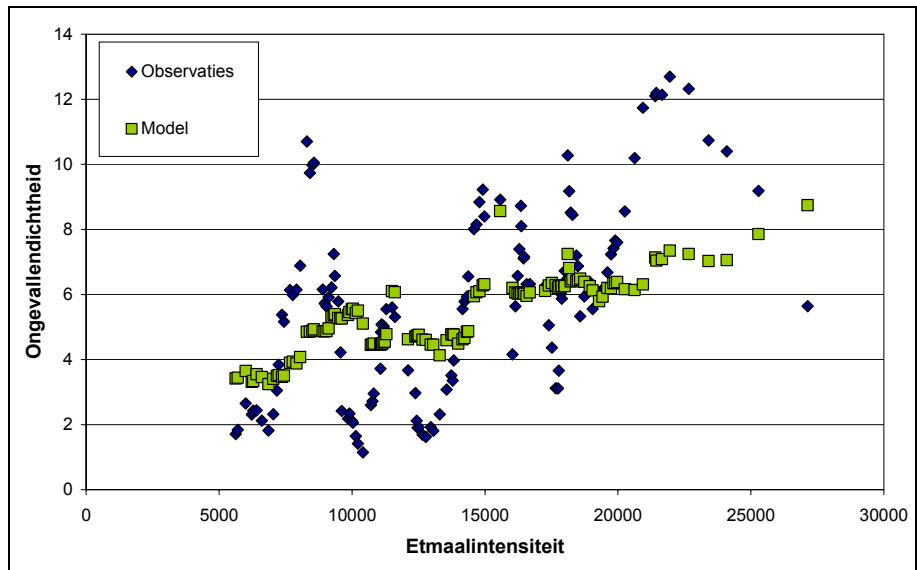
In *Afbeeldingen 4.11 t/m 4.14* zijn de geobserveerde en voorspelde waarden voor de wegdelen in de database uitgezet. Net als eerder zijn steeds tien opeenvolgende wegdelen samengenomen. De orde van grootte van zowel de geobserveerde als de door de modellen voorspelde waarden komen aardig overeen.



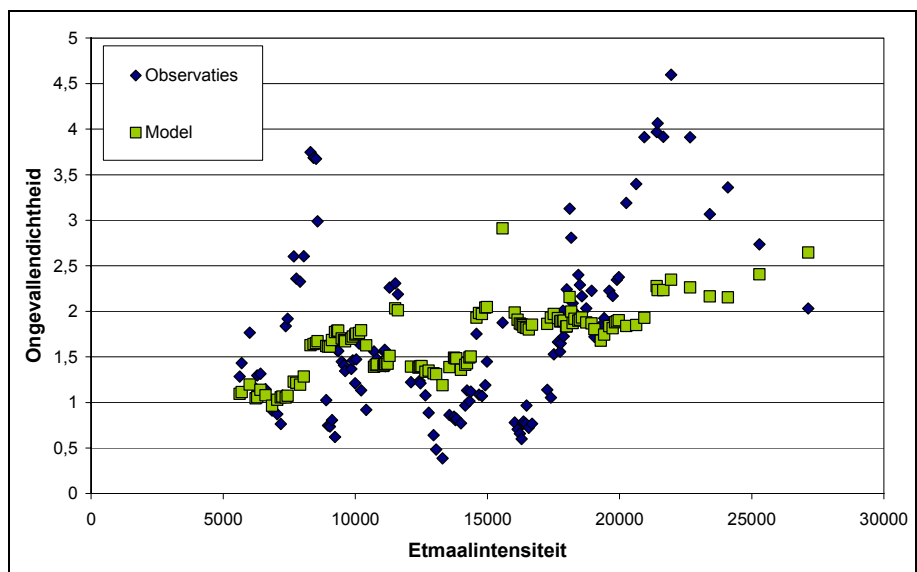
Afbeelding 4.11. De geobserveerde en verwachte ongevallendichtheden over zeven jaar voor provinciale enkelbaanswegen in Gelderland op werkdagen.



Afbeelding 4.12. De geobserveerde en verwachte ongevallendichtheden over zeven jaar voor provinciale enkelbaanswegen in Gelderland op weekenddagen.



Afbeelding 4.13. De geobserveerde en verwachte ongevallendichtheden over zeven jaar voor provinciale dubbelbaanswegen in Gelderland op werkdagen.



Afbeelding 4.14. De geobserveerde en verwachte ongevallendichtheden over zeven jaar voor provinciale dubbelbaanswegen in Gelderland op weekenddagen.

Voor zowel enkel- als dubbelbaanswegen zijn de ongevallendichtheden op weekenddagen beduidend lager dan op werkdagen. Dit is niet zo vreemd, aangezien een jaar meer werkdagen dan weekenddagen bevat en het grootste deel van de letselongevallen op werkdagen zal plaatsvinden.

De Afbeeldingen 4.11 t/m 4.14 kunnen niet gebruikt worden om de risico's op werk- en weekenddagen met elkaar te vergelijken. De tangens van een hoek α in Afbeelding 4.11 moet namelijk met een ander getal vermenigvuldigd worden om het risico te krijgen dan de tangens van een hoek α in

Afbeelding 4.12, omdat de verkeersprestatie voor werk- en weekenddagen anders berekend wordt.

Om toch met een grafiek de risico's voor werk- en weekenddagen te kunnen vergelijken, worden de volgende ongevallendichtheden geïntroduceerd:

$$d_{\text{werk}} = \frac{\text{aantal letselongevallen op werkdagen in zeven jaar}}{\frac{5}{7} \cdot 365 \cdot 7} \cdot \frac{1000}{\text{weglengte}}$$

en

$$d_{\text{weekend}} = \frac{\text{aantal letselongevallen op weekenddagen in zeven jaar}}{\frac{2}{7} \cdot 365 \cdot 7} \cdot \frac{1000}{\text{weglengte}}$$

De ongevallendichtheid voor werkdagen is dus het gemiddelde aantal letselongevallen op een werkdag, waarbij het gemiddelde is genomen over zeven jaar, per 1000 kilometer. Het risico op werkdagen is nu

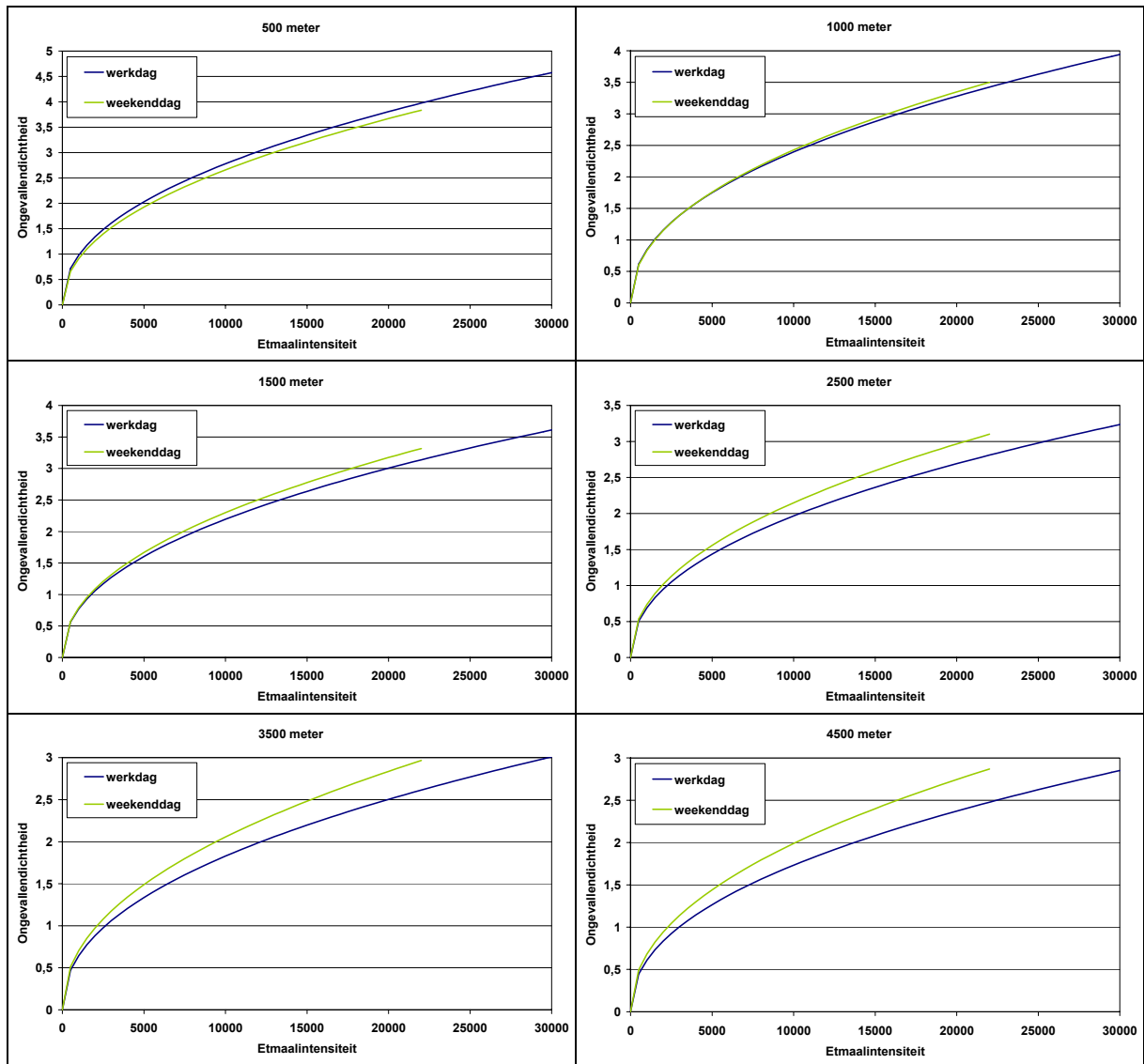
$$R_{\text{risico}}_{\text{werk}} = \frac{d_{\text{werk}}}{\text{etmaalintensiteit}_{\text{werk}}} \cdot 10^6$$

en het risico op weekenddagen is

$$R_{\text{risico}}_{\text{weekend}} = \frac{d_{\text{weekend}}}{\text{etmaalintensiteit}_{\text{weekend}}} \cdot 10^6$$

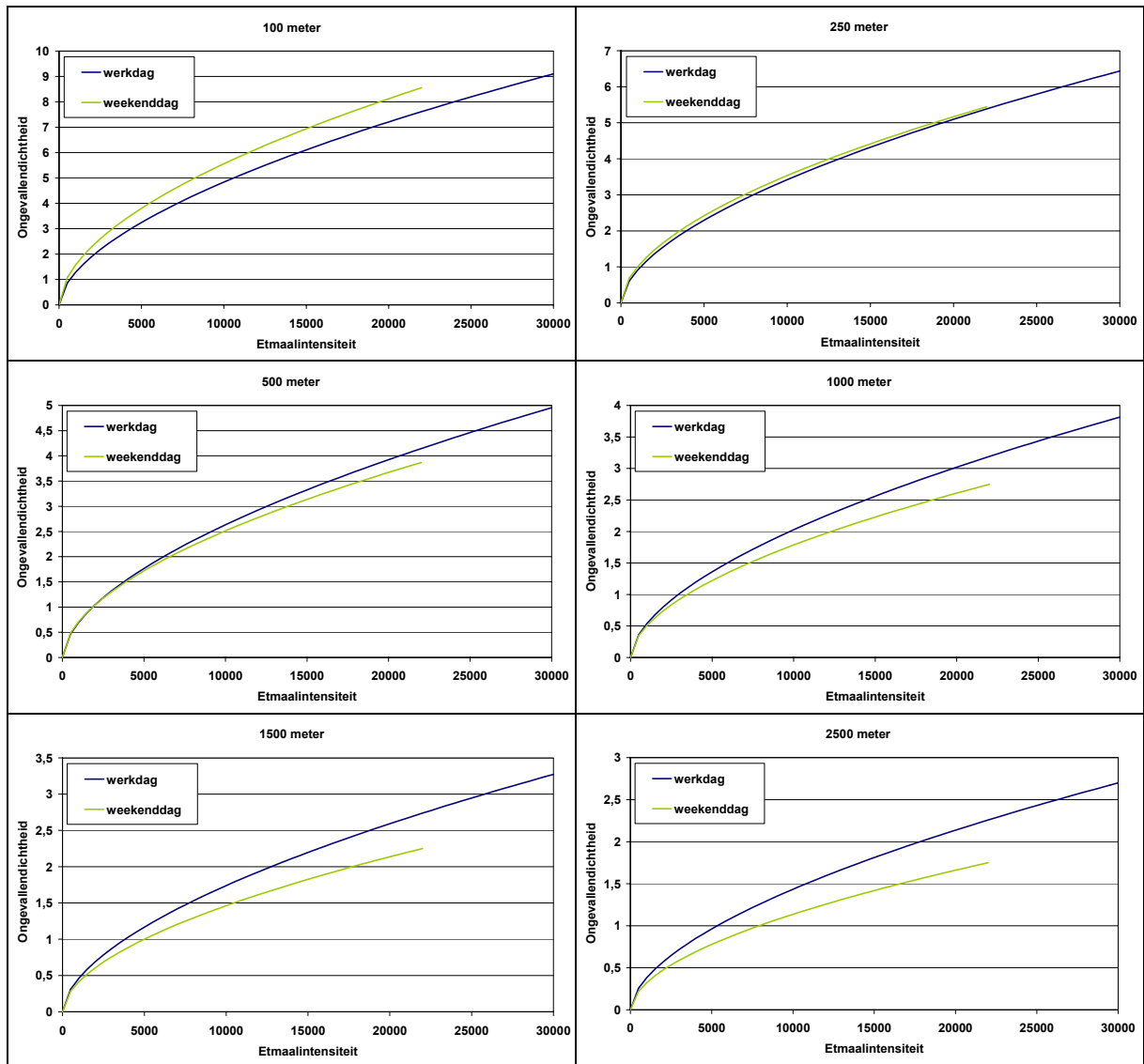
Als dus d_{werk} en d_{weekend} in een grafiek worden uitgezet tegen de etmaalintensiteit, dan zijn de bijbehorende risico's gelijk aan 10^6 maal de tangens van α , waar α is zoals in *Afbeelding 3.1*.

In *Afbeelding 4.15* zijn voor zes vaste weglengtes de ongevallendichtheden van enkelbaanswegen op werk- en weekenddagen uitgezet tegen de gemiddelde etmaalintensiteit. In *Afbeelding 4.16* staan de grafieken voor dubbelbaanswegen. Het blijkt dat voor enkelbaanswegen het ongevalrisico op weekenddagen hoger is dan op werkdagen. Dit is in overeenstemming met *Tabel 2.3*. Voor dubbelbaanswegen is het echter net andersom. Uit *Tabel 2.3* volgt dat de risico's voor dubbelbaanswegen nogal fluctueert. Het ene jaar is het hoger op weekenddagen, het andere jaar op werkdagen. Op basis van *Afbeelding 4.16* en *Tabel 2.3* is geen eenduidige conclusie te trekken over het ongevalrisico op werk- en weekenddagen op dubbelbaanswegen, aangezien het risico op weekenddagen sterk fluctueert.



Afbeelding 4.15. De ongevallendichtheden op werk- en weekenddagen voor provinciale enkelbaanswegen in Gelderland.

De afbeeldingen laten ook zien dat de gemiddelde intensiteit op de weekenddagen lager ligt dan op de werkdagen. Dit is in overeenstemming met de eerder getoonde Tabel 2.1.



Afbeelding 4.16. De ongevallendichtheden op werk- en weekenddagen voor provinciale dubbelbaanswegen in Gelderland.

Gezien de interactie met het aantal rijbanen kan een verklaring voor de verschillen moeilijk gevonden worden in verschillende rijstijlen of ritmotieven op werk- en weekenddagen. Wel moet worden opgemerkt dat de modellen voor de enkelbaanswegen beter fitten dan die voor de dubbelbaanswegen. Door de lage aantallen weggedelen – en dus ongevallen – voor de dubbelbaanswegen is het risico sterk fluctuerend, in ieder geval minder stabiel over de zeven onderzoeksjaren dan voor de enkelbaanswegen (zie *Afbeelding 2.1*). De vraag of op de weekenddagen het risico hoger of lager is dan op de werkdagen is nu niet goed te beantwoorden. Door het gegevensbestand uit te breiden met meer provinciale dubbelbaanswegen, zou deze vraag misschien wel beantwoord kunnen worden.

5. Conclusies en aanbevelingen

5.1. Conclusies

De relatie tussen de gemiddelde weekdagintensiteit en de verkeers-onveiligheid is goed uit te drukken in een model waarbij wordt aangenomen dat het aantal letselongevallen per wegdeel negatief binomiaal verdeeld is. Dit betekent dat het aantal letselongevallen een Poissonverdeling volgt waarvan de parameter zelf een Gammaverdeelde stochastische variabele is.

De geschatte modellen voor de provinciale wegen in Gelderland zijn:

- voor enkelbaanswegen: $\hat{\mu} = 3,68 \cdot 10^{-4} \cdot L^{0,81} \cdot INT^{0,45}$;
- voor dubbelbaanswegen: $\hat{\mu} = 5,96 \cdot 10^{-4} \cdot L^{0,60} \cdot INT^{0,53}$.

waarbij $\hat{\mu}$ het verwachte aantal letselongevallen is op een bepaald wegdeel in zeven jaar en L en INT de lengte en etmaalintensiteit zijn van dat wegdeel. Voor beide wegtypen geldt dat bij gelijkblijvende weglengte het aantal letselongevallen toeneemt als de intensiteit toeneemt, en dat bij eenzelfde intensiteit op langere wegdelen meer letselongevallen zullen gebeuren dan op kortere. De toenamen zijn echter minder sterk bij hogere intensiteit of grotere lengte van het wegdeel. De exponent van L in het model voor dubbelbaanswegen is kleiner dan die in het model voor enkelbaanswegen. Dit betekent dat het dalende effect van de weglengte op het aantal letselongevallen voor dubbelbaanswegen sterker is dan voor enkelbaanswegen. Het omgekeerde geldt voor de etmaalintensiteit.

Bij een onderscheid naar lengte van de wegdelen blijkt zowel voor de enkelbaans- als voor de dubbelbaanswegen dat het risico, uitgedrukt in het aantal letselongevallen per afgelegde motorvoertuigkilometer, afneemt bij een toenemende wegdeellengte.

Uit de vergelijking van de twee modellen voor een aantal vaste weglengtes (*Afbeelding 4.10*) volgt dat in het algemeen enkelbaanswegen meer letselongevallen per kilometer hebben dan dubbelbaanswegen bij eenzelfde etmaalintensiteit, wat aansluit bij het Duurzaam Veilig-principe.

In de vergelijking van de weekdagen is voor enkelbaanswegen het risico op weekenddagen hoger dan op werkdagen. Voor dubbelbaanswegen is echter het omgekeerde het geval. De bijbehorende modellen zien er als volgt uit:

- voor enkelbaanswegen en werkdagen: $\hat{\mu} = 2,97 \cdot 10^{-4} \cdot L^{0,78} \cdot INT^{0,45}$;
- voor enkelbaanswegen en weekenddagen: $\hat{\mu} = 6,10 \cdot 10^{-5} \cdot L^{0,87} \cdot INT^{0,46}$;
- voor dubbelbaanswegen en werkdagen: $\hat{\mu} = 2,50 \cdot 10^{-4} \cdot L^{0,62} \cdot INT^{0,58}$;
- voor dubbelbaanswegen en weekenddagen: $\hat{\mu} = 2,50 \cdot 10^{-4} \cdot L^{0,51} \cdot INT^{0,55}$.

De resultaten van de analyses nodigen uit tot het vinden van verklaringen voor de verschillen in risico tussen:

- enkel- en dubbelbaanswegen;
- korte en lange wegdelen;
- weekend- en werkdagen.

Met het bestand van de provinciale wegdelen uit Gelderland zijn echter slechts veronderstellingen voor de verklaringen te geven. Enkelbaanswegen hebben bij eenzelfde intensiteit meer potentiële conflicten tussen de tegengestelde richtingen van de verkeersstromen dan dubbelbaanswegen. Dit zou het verschil in risico kunnen verklaren tussen beide typen weg, vooral bij de langere wegdelen. Voor de bijzonder korte wegdelen van de dubbelbaanswegen – van 100 en 250 m – kan het hogere risico misschien verklaard worden door een hoger aandeel kruisingen. Deze dubbelbaanswegen worden verondersteld voornamelijk bij bebouwde gebieden te liggen en hebben daardoor meer potentiële conflicten als gevolg van afslaand verkeer dan de enkelbaanswegen. De juistheid van deze veronderstelling kan in een vervolgonderzoek worden vastgesteld.

Het verschil in risico op werk- en weekenddagen zou verklaard kunnen worden uit verschillen in samenstelling van het verkeer (op weekenddagen minder vrachtverkeer) en in ritmotieven en de daarbij veronderstelde verschillen in rijgedrag. Maar omdat het verschil voor de enkelbaanswegen tegengesteld is aan dat voor de dubbelbaanswegen, zijn deze veronderstellingen niet aannemelijk. Het is nog wel mogelijk dat in de grotere onzekerheid binnen de analyseresultaten bij de dubbelbaanswegen een oorzaak te vinden is voor het verschil met de meer stabiele resultaten bij de enkelbaanswegen.

5.2. Praktisch nut van ongevallenmodellen voor wegbeheerders

Wegbeheerders zouden ongevallenmodellen kunnen gebruiken om het veiligheidsniveau van hun wegen te onderzoeken. Met een geschikt ongevallenmodel kunnen ze schatten hoeveel ongevallen er op een bepaalde weg gebeuren. Dit geschatte aantal kan beschouwd worden als het gemiddelde aantal ongevallen op een verzameling wegvakken die qua wegkenmerken en intensiteit erg lijken op de te onderzoeken weg. Wanneer dit geschatte aantal lager is dan het werkelijke aantal kan de weg als relatief onveilig beschouwd worden.

Om uit te sluiten dat het geschatte en het werkelijke aantal door toeval van elkaar verschillen, is er een statistische test nodig. Wood (2005) geeft het 95%-betrouwbaarheidsinterval voor de voorspellingen die volgen uit gegeneraliseerde lineaire modellen. Het interval voor voorspellingen op basis van de negatief binomiale verdeling is:

$$\left(0, \left\lfloor \hat{\mu}_i + \sqrt{19} \sqrt{\hat{\mu}_i^2 \text{Var}(\hat{\eta}_i) + \frac{\hat{\mu}_i^2 \text{Var}(\hat{\eta}_i) + \hat{\mu}_i^2}{\hat{v}}} + \hat{\mu}_i \right\rfloor \right),$$

waarbij $\lfloor x \rfloor$ staat voor het grootste gehele getal kleiner dan of gelijk aan x .

Wanneer een geobserveerde waarde van het aantal ongevallen op een bepaalde weg buiten dit interval ligt, wijkt het statistisch significant af van de voorspelde waarde, waaruit volgt dat de weg een hoger risico heeft dan op basis van het model verwacht zou worden. De wegbeheerder kan die weg dan nader onderzoeken om een verklaring te vinden voor dat hoge risico om zo het probleem op te kunnen lossen. Aangezien de linkergrens van het betrouwbaarheidsinterval gelijk is aan 0, kan nooit de conclusie getrokken

worden dat een bepaalde weg een lager risico heeft dan op basis van het model verwacht werd.

Ongevallenmodellen kunnen ook gebruikt worden om bepaalde wegtypen met elkaar te vergelijken, zoals in dit rapport is gebeurd. Zo volgde uit de modellen in dit rapport dat over het algemeen dubbelbaanswegen een lager ongevallenrisico hebben dan enkelbaanswegen, waaruit de aanbeveling voor wegbeheerders volgt om rijrichtingen te scheiden. Ook is duidelijk dat korte wegvakken onder een grotere invloed staan van kruispunten dan lange wegvakken, dus wegbeheerders zouden kruispunten op korte afstand van elkaar moeten voorkomen.

Door in de toekomst ongevallenmodellen voor meer gedetailleerde wegtypen te ontwikkelen, kunnen ook andere wegkenmerken beoordeeld worden op hun invloed op het aantal ongevallen.

5.3. **Aanbevelingen voor gegevensbestanden**

Met het gegevensbestand van Gelderland zijn al een paar interessante analyses uitgevoerd. Toch kennen deze analyses een aantal beperkingen, aangezien het bestand niet voldoende informatie bevat om verdere disaggregaties van wegtypen te definiëren. Voor het vervolgonderzoek worden er daarom in deze paragraaf enkele aanbevelingen gedaan voor de opbouw van nieuwe bestanden.

Aangezien het registreren van intensiteiten een tijdrovende klus is, is het aan te raden voorlopig nog bestanden van provinciale wegen te gebruiken waarop permanente verkeersstellingen plaatsvinden. In de in dit rapport besproken analyses is alleen gebruik gemaakt van provinciale wegen buiten de bebouwde kom, maar het is interessant hier de aansluitende wegen binnen de bebouwde kom aan toe te voegen. Voor de wegen binnen de bebouwde kom zouden ook gegevens over de aanwezigheid en liefst ook over de hoeveelheid langzaam verkeer meegenomen moeten worden.

Het is aan te bevelen dat er aan het gegevensbestand meer wegkenmerken toegevoegd worden die invloed kunnen hebben op de verkeersonveiligheid. Een eerste vereiste is dat in ieder geval verschil wordt gemaakt tussen enkel- en dubbelbaanswegen, aangezien uit de analyses tot nu toe is gebleken dat tussen deze twee wegtypen grote verschillen zitten wat betreft het risico. Ook kan gedacht worden aan het aantal rijstroken per rijbaan en de geldende gedragsregels.

In het databestand zouden ook kruisingen opgenomen moeten worden, voorzien van relevante kenmerken en van de intensiteiten van de kruisende wegen. Nu worden kruispuntongevallen toegekend aan aanliggende weggedeelten, zodat de invloed van het type kruispunt verloren gaat.

5.4. **Aanbevelingen voor vervolgonderzoek**

Er kan op twee manieren vervolgonderzoek gedaan worden. Ten eerste kunnen er soortgelijke modellen ontwikkeld worden als de modellen die besproken zijn in dit rapport, maar dan voor meer gedetailleerde wegtypen. In de vorige paragraaf zijn aanbevelingen gedaan voor de opbouw van gegevensbestanden die voor dit vervolgonderzoek gebruikt zouden kunnen

worden. Als er genoeg informatie beschikbaar komt over kruispunten, kunnen ook aparte modellen voor kruispunten ontwikkeld worden. Hierdoor kan onderzocht worden wat de invloed is van verschillende type kruispunten op de verkeersonveiligheid. Uiteindelijk is het wenselijk een wegennetwerk te verdelen in aparte wegvakjes en kruispunten en voor elk onderdeel apart het aantal verwachte ongevallen te bepalen.

Het is ook mogelijk net iets andere modellen te ontwikkelen dan in dit rapport. De huidige modellen bevatten alleen de intensiteit en de weglengte als verklarende variabelen. De reden hiervoor was dat als een model een groot aantal verklarende variabelen bevat, er geen betekenis meer kan worden toegekend aan de parameterschattingen omdat de variabelen ook onderling kunnen samenhangen. Het is zelfs mogelijk dat parameters negatief zijn, terwijl normaal wordt aangenomen dat ze positief zijn, en andersom.

Harwood et al. (2000) hebben dit probleem op een andere manier opgelost. Zij volgen een aantal stappen:

- Eerst wordt er een model ontwikkeld gebaseerd op het zeer uitgebreide gegevensbestand HSIS (Highway Safety Information System). Dit model bevat een aantal verklarende variabelen.
- Dan worden vaste waarden voor de verklarende variabelen ingevoerd in het model. Dit geeft het zogenoemde basismodel.
- Voor andere waarden van de verklarende variabelen moet het basismodel vermenigvuldigd worden met 'accident modification factors' (AMF's). Zij representeren het effect van individuele kenmerken van wegen en zijn bepaald door twee groepen deskundigen, gebaseerd op hun expertise en hun literatuuronderzoek.
- Op het aantal ongevallen op een wegvak bepaald in de vorige stap wordt de Empirical Bayes-methode toegepast om het aantal ongevallen op een gegeven wegvak te voorspellen.

Het is interessant om te onderzoeken in hoeverre deze methode ook in Nederland toegepast zou kunnen worden en wat dan de waarden van de 'accident modification factors' zouden zijn.

Het vervolgonderzoek zal in het SWOV-programma 2007-2010 plaatsvinden binnen het onderzoeksprogramma Wegen en verkeer. Eerst zal onderzocht worden of een gegevensbestand zoals HSIS ook voor Nederland geschikt en haalbaar is. Afhankelijk van de uitkomsten van dit onderzoek worden dan zowel ongevallenmodellen als AMF's opgesteld voor diverse wegcategorieën. Het ligt voor de hand eerst ongevallenmodellen zoals in dit rapport te ontwikkelen voor gedetailleerdere wegtypen, waaruit dan het effect van individuele kenmerken op het aantal ongevallen afgeleid kan worden. Deze effecten kunnen dan vertaald worden naar AMF's.

Literatuur

Abbess, C., Jarrett, D. & Wright, C. (1981). *Accident at blackspots: estimating the effectiveness of remedial treatment, with special reference to the 'regression-to-the-mean' effect*. In: Traffic Engineering and Control, Vol. 22, Nr. 10, p. 535-543.

Harwood, D., Council, F., Hauer, E., Hughes, W. & Vogt, A. (2000). *Prediction of the expected safety performance of rural two-lane highways*. FHWA-RD-99-207, Office of Safety Research and Development, Federal Highway Administration, McLean, Virginia.

Janssen, S.T.M.C. & Reurings, M.C.B. (2007). *De relatie tussen ongevallen en uurintensiteit op provinciale wegen in Noord-Holland; Intensiteitsmetingen en wegkenmerken van enkelbaans- en dubbelbaanswegen*. R-2006-20. Stichting Wetenschappelijk Onderzoek Verkeersveiligheid SWOV, Leidschendam.

McCullagh, P. & Nelder, J. (1983). *Generalized linear models in the analysis of road accidents*. Transport and Road Research Laboratory, Crowthorne.

Maycock, G. (s.a.). *Generalized linear models in the analysis of road accidents*. Transport and Road Research Laboratory, Crowthorne.

Provincie Gelderland (2004). *Gelders verkeer 2004*. Dienst Wegen, Verkeer en Vervoer, Afdeling Verkeer en Vervoer.

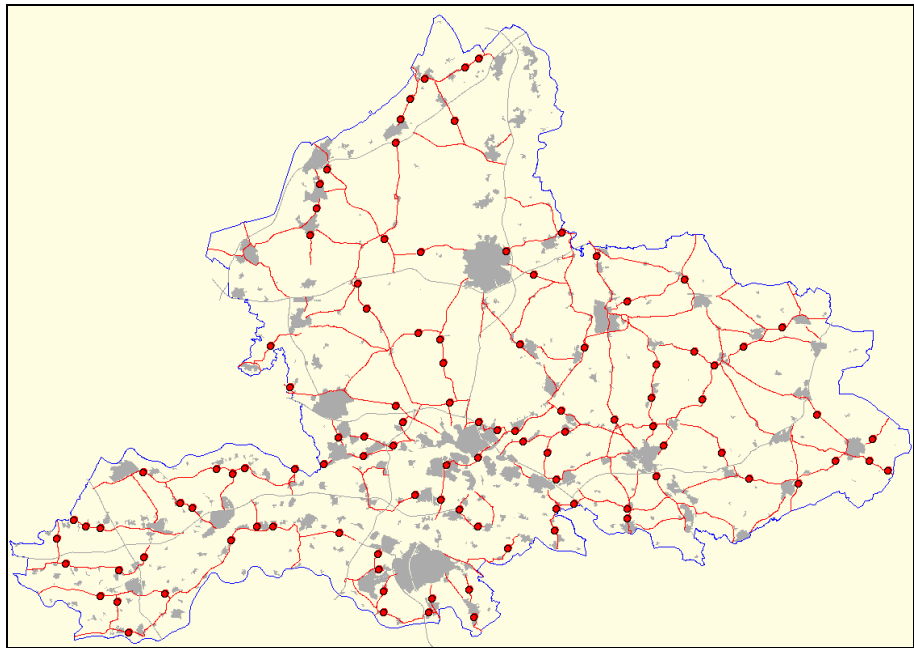
Reurings, M. & Janssen, T. (2007). *Accident prediction models for urban and rural carriageways. Based on data from The Hague region Haaglanden*. R-2006-14. Stichting Wetenschappelijk Onderzoek Verkeersveiligheid SWOV, Leidschendam.

Reurings, M., Janssen, T., Eenink, R., Elvik, R., Cardoso, J. & Stefan, C. (2005). *Accident prediction models and road safety impact assessments: a state-of-the-art*. First deliverable of WP2 of RIPCoRD-ISEREST.

Wood, G. (2005). *Confidence and prediction intervals for generalised linear accident models*. In: Accident Analysis and Prevention, Vol. 37, p. 267-273.

Bijlage 1

Permanente telpunten in Gelderland



Afbeelding B.1. De permanente telpunten op de provinciale wegen in Gelderland in 2004. (Bron: Provincie Gelderland)

Bijlage 2

De goodness-of-fit van de geschatte modellen

Het model voor provinciale enkelbaanswegen in Gelderland

Grootheid	Vrijheidsgraden (VG)	Waarde	Waarde/VG
Deviantie	628	733,5568	1,1681
Pearsons χ^2	628	744,0021	1,1847
Log aannemelijkheid	628	5.007,0634	-

Tabel B.1. Grootheden om de goodness-of-fit te beschrijven.

Parameter	Schatting	Standaard-fout	Walds 95% betrouwbaarheids-interval	Walds χ^2	p-waarde
Intercept	-7,9084	0,6674	(-9,2166; -6,6002)	140,39	< 0,0001
log(L)	0,8073	0,0364	(0,7360; 0,8786)	492,81	< 0,0001
log(INT)	0,4497	0,0625	(0,3271; 0,5722)	51,71	< 0,0001
1/v	0,3892	0,0356	(0,3193; 0,4590)		

Tabel B.2. Analyse van de parameterschattingen.

Bron	2 x log aannemelijkheid	Vershil van devianties	p-waarde
Intercept	9.624,1262	-	-
log(L)	9.964,6548	340,53	< 0,0001
log(INT)	10.014,1269	49,47	< 0,0001

Tabel B.3. Statistieken van de Type 1-analyse.

Bron	Vershil van devianties	p-waarde
log(L)	385,81	< 0,0001
log(INT)	49,47	< 0,0001

Tabel B.4. Statistieken van de Type 3-analyse.

Het model voor provinciale dubbelbaanswegen in Gelderland

Grootheid	Vrijheidsgraden (VG)	Waarde	Waarde/VG
Deviantie	130	148,8123	1,1447
Pearsons χ^2	130	131,4830	1,0114
Log aannemelijkheid	-	358,7132	-

Tabel B.5. Grootheden om de goodness-of-fit te beschrijven.

Parameter	Schatting	Standaard-fout	Walds 95% betrouwbaarheids-interval	Walds χ^2	p-waarde
Intercept	-7,4247	2,0990	(-11,5385; -3,3108)	12,51	0,0004
log(L)	0,6041	0,1037	(0,4008; 0,8073)	33,94	< 0,0001
log(INT)	0,5306	0,2224	(0,0946; 0,9666)	5,69	0,0171
1/v	0,7536	0,1441	(0,4712; 1,0361)	-	-

Tabel B.6. *Analyse van de parameterschattingen.*

Bron	2 x log aannemelijkheid	Vershil van devianties	p-waarde
Intercept	676,1477	-	-
log(L)	711,9741	35,83	< 0,0001
log(INT)	717,4264	5,45	0,0195

Tabel B.7. *Statistieken van de Type 1-analyse.*

Bron	Vershil van devianties	p-waarde
log(L)	31,72	< 0,0001
log(INT)	5,45	0,0195

Tabel B.8. *Statistieken van de Type 3-analyse.*

Het model voor provinciale enkelbaanswegen in Gelderland op werkdagen

Grootheid	Vrijheidsgraden (VG)	Waarde	Waarde/VG
Deviantie	628	730,5598	1,1633
Pearsons χ^2	628	761,6985	1,2129
Log aannemelijkheid	-	2.745,2351	-

Tabel B.9. *Grootheden om de goodness-of-fit te beschrijven.*

Parameter	Schatting	Standaard-fout	Walds 95% betrouwbaarheids-interval	Walds χ^2	p-waarde
Intercept	-8,1207	0,7305	(-9,5524; -6,6890)	123,59	< 0,0001
log(L)	0,7847	0,0395	(0,7073; 0,8621)	394,73	< 0,0001
log(INT)	0,4533	0,0679	(0,3201; 0,5864)	44,52	< 0,0001
1/v	0,4359	0,0427	(0,3523; 0,5195)	-	-

Tabel B.10. *Analyse van de parameterschattingen.*

Bron	2 x log aannemelijkheid	Vershil van devianties	p-waarde
Intercept	5.160,1477	287,34	-
log(L)	5.447,4891	287,34	< 0,0001
log(INT)	5.490,4701	42,98	< 0,0001

Tabel B.11. *Statistieken van de Type 1-analyse.*

Bron	Vershil van devianties	p-waarde
log(L)	325,76	< 0,0001
log(INT)	42,98	< 0,0001

Tabel B.12. *Statistieken van de Type 3-analyse.*

Het model voor provinciale enkelbaanswegen in Gelderland op weekenddagen

Grootheid	Vrijheidsgraden (VG)	Waarde	Waarde/VG
Deviantie	628	681,3261	1,0849
Pearsons χ^2	628	666,7265	1,0617
Log aannemelijkheid	-	-177,2249	-

Tabel B.13. *Grootheden om de goodness-of-fit te beschrijven.*

Parameter	Schatting	Standaard- fout	Walds 95% betrouwbaarheids- interval	Walds χ^2	p-waarde
Intercept	-9,7040	0,8465	(-11,3631; -8,0448)	131,40	< 0,0001
log(L)	0,8678	0,0482	(0,7733; 0,9623)	324,07	< 0,0001
log(INT)	0,4648	0,0797	(0,3086; 0,6209)	34,04	< 0,0001
1/v	0,2541	0,0511	(0,1539; 0,3543)	-	-

Tabel B.14. *Analyse van de parameterschattingen.*

Bron	2 x log aannemelijkheid	Vershil van devianties	p-waarde
Intercept	-649,6698	-	-
log(L)	-387,9174	261,75	< 0,0001
log(INT)	-354,4497	33,47	< 0,0001

Tabel B.15. *Statistieken van de Type 1-analyse.*

Bron	Vershil van devianties	p-waarde
log(L)	292,79	< 0,0001
log(INT)	33,47	< 0,0001

Tabel B.16. *Statistieken van de Type 3-analyse.*

Het model voor provinciale dubbelbaanswegen in Gelderland op werkdagen

Grootheid	Vrijheidsgraden (VG)	Waarde	Waarde/VG
Deviantie	130	146,6097	1,1278
Pearsons χ^2	130	135,4174	1,0417
Log aannemelijkheid	-	174,3541	-

Tabel B.17. *Grootheden om de goodness-of-fit te beschrijven.*

Parameter	Schatting	Standaard-fout	Walds 95% betrouwbaarheids-interval	Walds χ^2	p-waarde
Intercept	-8,2927	2,3254	(-12,8504; -3,7350)	12,72	0,0004
log(L)	0,6224	0,1120	(0,4030; 0,8419)	30,01	< 0,0001
log(INT)	0,5756	0,2433	(0,0987; 1,0526)	5,60	0,0180
1/v	0,8440	0,1765	(0,4980; 1,1899)	-	-

Tabel B.18. *Analyse van de parameterschattingen.*

Bron	2 x log aannemelijkheid	Vershil van devianties	p-waarde
Intercept	310,8140	-	-
log(L)	343,3540	32,54	< 0,0001
log(INT)	348,7082	5,35	0,0207

Tabel B.19. *Statistieken van de Type 1-analyse.*

Bron	Vershil van devianties	p-waarde
log(L)	29,09	< 0,0001
log(INT)	5,35	0,0207

Tabel B.20. *Statistieken van de Type 3-analyse.*

Het model voor provinciale dubbelbaanswegen in Gelderland op weekenddagen

Grootheid	Vrijheidsgraden (VG)	Waarde	Waarde/VG
Deviantie	130	125,4400	0,9649
Pearsons χ^2	130	125,0698	0,9621
Log aannemelijkheid	-	-104,5972	-

Tabel B.21. *Grootheden om de goodness-of-fit te beschrijven.*

Parameter	Schatting	Standaard-fout	Walds 95% betrouwbaarheids-interval	Walds χ^2	p-waarde
Intercept	-8,2764	2,6786	(-13,5263; -3,0265)	9,55	0,0020
log(L)	0,5069	0,1383	(0,2358; 0,7779)	13,44	0,0002
log(INT)	0,5472	0,2886	(-0,0184; 1,1128)	3,60	0,0579
1/v	0,6960	0,2574	(0,1915; 1,2006)	-	-

Tabel B.22. *Analyse van de parameterschattingen.*

Bron	2 x log aannemelijkheid	Vershil van devianties	p-waarde
Intercept	-228,7584	-	-
log(L)	-212,7485	16,01	< 0,0001
log(INT)	-209,1944	3,55	0,0594

Tabel B.23. *Statistieken van de Type 1-analyse.*

Bron	Vershil van devianties	p-waarde
log(L)	13,68	0,0002
log(INT)	3,55	0,0594

Tabel B.24. *Statistieken van de Type 3-analyse.*