

In tijd beperkt inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen

Effectiviteit op het aantal letselongevallen

RA-2007-113

Frank Van Geirt, Erik Nuyts

Onderzoekslijn infrastructuur en ruimte



DIEPENBEEK, 2012.
STEUNPUNT VERKEERSVEILIGHEID.

Documentbeschrijving

Rapportnummer: RA-2007-113
Titel: In tijd beperkt inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen

Ondertitel: Effectiviteit op het aantal letselongevallen

Auteur(s): Frank Van Geirt, Erik Nuyts
Promotor: Rob Cuyvers
Onderzoekslijn: infrastructuur en ruimte
Partner: Provinciale Hogeschool Limburg
Aantal pagina's: 63

Projectnummer Steunpunt: 2-2006-4
Projectinhoud: Toepassing van het ongevallenrisicomodel voor autosnelwegen. Nagaan of het inhaalverbod voor vrachtwagens effect heeft op het aantal ongevallen.

Uitgave: Steunpunt Verkeersveiligheid, maart 2007.

Steunpunt Verkeersveiligheid
Agoralaan
Gebouw D
B 3590 Diepenbeek

T 011 26 87 05
F 011 26 87 00
E info@steunpuntverkeersveiligheid.be
I www.steunpuntverkeersveiligheid.be

Samenvatting

In dit rapport wordt een overzicht gegeven van het effect van een inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen op de verkeersveiligheid. Hiervoor is enerzijds een literatuuroverzicht uitgevoerd, en anderzijds zijn de op dat ogenblik beschikbare data geanalyseerd.

De internationale literatuurstudie laat niet toe een éénduidige conclusie te trekken of een inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen een positief of negatief effect heeft op de verkeersveiligheid. De gemiddelde snelheid van vrachtwagens neemt af, de gemiddelde snelheid van personenwagens en van de globale verkeerstroom kan zowel afnemen als toenemen. Ook de volgtijden gaan verschillende richtingen uit afhankelijk van de studie. Uit verschillende studies komt een homogener beeld van de globale verkeerstroom naar boven. Uit verschillende studies komt een homogener beeld van de algemene verkeerstroom naar boven. Anderzijds verhoogt het aantal inhaalbewegingen van personenwagens alsook de snelheidsvariatie tussen vrachtwagens en personenwagens. In hoeverre deze effecten elkaar opheffen voor de verkeersveiligheid is niet duidelijk.

Het effect van de maatregel op het aantal ongevallen vertoont een wisselend resultaat, gaande van een daling tot een stijging van het aantal ongevallen. Slechts één studie vond één statistisch significante daling van het aantal ongevallen op een locatie.

Het doel van deze studie was ook om een effectiviteit van de maatregel te bepalen op het aantal ongevallen op Vlaamse autosnelwegen. De effectiviteit werd berekend volgens de methodiek uitgewerkt door Hauer (1997), rekening houdend met de algemene ongevallentrend en met regressie naar het gemiddelde. Correctie voor deze beide factoren gebeurt aan de hand van een vergelijkingsgroep. Het aantal ongevallen van deze vergelijkingsgroep werd berekend door een speciaal voor deze studie ontworpen risicomodel. Dit model is gebaseerd op alle letselongevallen tussen 6-10u en 16-19u. Omdat het mogelijk is dat het inhaalverbod voor vrachtwagens ook het aantal ongevallen beïnvloedt waar vrachtwagens niet rechtstreeks bij betrokken zijn (bv. door een homogenere snelheid voor personenwagens te veroorzaken) zijn alle letselongevallen in de analyse opgenomen. Mogelijke problemen met de dispersiefactor van het model zijn opgevangen door sensitiviteitsanalyses te doen voor deze dispersiefactor.

De berekende resultaten hebben echter een belangrijke beperking. De na-periode bestrijkt slechts één jaar. Hierdoor is het aantal ongevallen in de na-periode ook beperkt. Bovendien speelt het toeval ook meer bij een berekening met slechts één jaar. Toevallig hoge of lage ongevals aantallen kunnen niet uitgevlakt worden door een tweede jaar. Hierdoor moeten de resultaten met de nodige voorzichtigheid geïnterpreteerd worden.

Algemeen kunnen we concluderen dat het effect van de maatregel sterk afhankelijk is van de locatie. Op de linksegmenten van één locatie vinden we één statistisch significante daling van het aantal ongevallen met 82%. Op de opritsegmenten van twee locaties vinden we een statistisch significante daling van het aantal ongevallen met 78-82%. Op de 42 andere segmenten zijn geen significante resultaten gevonden. Het geschatte effect varieerde van een daling van het aantal letselongevallen van 85% tot een stijging met 175%. Bij de meeste resultaten is het betrouwbaarheidsinterval echter zo groot, dat stijgingen noch dalingen statistisch significant waren.

Met behulp van een meta-analyse kunnen we de resultaten van verschillende locaties samen nemen. Hoewel geen van de ongevalsstijgingen op zich significant was, blijken de stijgingen wel te overwegen in de meta-analyse. De meta-analyse van de linksegmenten geeft een statistisch significante stijging van het aantal ongevallen met 36%. De meta-analyse van de opritsegmenten geeft een statistisch significante stijging van het aantal ongevallen met 47%.

Voor de afritsegmenten dienen we rekening te houden met de dispersiefactor. Een dispersiefactor wordt niet gevonden tijdens het modelleringsproces. Een

sensitiviteitsanalyse van de dispersiefactor leverde ongevalsstijgingen op van 63% tot 30%. De grootste stijgingen waren statistisch significant.

We besluiten dat een invoering van een inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen sterk afhankelijk is van de locatie. Er spelen dus nog extra factoren mee die het effect op de verkeersveiligheid bepalen. Dit kunnen wegkenmerken zijn, maar ook andere tot op heden niet geïdentificeerde menselijke en omgevingsfactoren. Een beperkt aantal locaties geeft een positief resultaat maar op basis van de meta-analyses kunnen we zeker niet besluiten dat de maatregel globaal een positieve invloed heeft op de verkeersveiligheid.

Aangezien op sommige locaties de maatregel een positief effect vertoont op het aantal ongevallen, wordt echter een afschaffing van de maatregel op die plaatsen zeker niet aanbevolen. Verder onderzoek – met meer gegevens – zal een duidelijkere kijk moeten geven op het type locatie waar de maatregel al dan niet toegepast kan en mag worden.

De na-periode van dit onderzoek is kort, slechts één jaar. Dat maakt de resultaten van dit onderzoek nog beperkt. Nochtans kunnen we uit dit onderzoek, gecombineerd met resultaten uit andere (inter)nationale studies, toch concluderen dat het inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen een maatregel is die met enige voorzichtigheid moet worden gehanteerd. Het is een maatregel die niet op elke locatie of elk wegsegment zijn nut bewijst. Afhankelijk van de locatie kan het aantal letselongevallen stijgen of dalen. Een algemene invoering van de maatregel op alle autosnelwegen wordt bijgevolg afgeraden vanuit het oogpunt van de verkeersveiligheid.

Als voldoende gegevens beschikbaar zijn, moet dit onderzoek zeker uitgebreid worden. Nieuwe data kunnen het aantal segmenten met een inhaalverbod verhogen en de na-periode van de nu al gebruikte segmenten verlengen. *Dergelijke uitbreiding zou ook toelaten om te onderzoeken onder welke infrastructurele randvoorwaarden het inhaalverbod de verkeersveiligheid verhoogt of verlaagt.*

English summary

Title **In time limited overtaking restrictions for trucks on motorways.**

Subtitle **Effect on the number of injury accidents**

Abstract

This report discusses the effect on traffic safety of overtaking restrictions for trucks on motorways. For this purpose, literature is reviewed and Flemish data are analyzed.

The international literature does not allow a univocal conclusion. As an effect of the overtaking restriction for trucks, speed of trucks decreases, but speeds of the cars and of the traffic as a whole can increase or decrease. Also spacing can increase or decrease. Often homogeneity of the global traffic flow increases. But also the number of overtaking by private cars increases as does the speed variance between cars and trucks. To what extent these different effects counterbalance one another, is not evident.

The effect of overtaking restrictions on the number differs between study sites: both an increase and a decrease of accident numbers have been reported. Only one study found one significant result, being a decrease of the number of accidents.

A second purpose of this study was to calculate the effect of the restriction of overtaking by trucks on the number of accidents on Flemish motorways. The effect is calculated with the method presented by Hauer (1997). This method corrects both for the general accident trend on Flemish motorways and for regression to the mean. This correction is based on the use of a comparison group. The number of accidents of this comparison group was calculated using an accident risk model, that has been worked out especially for the present study. The model is based on all the injury accidents of the Flemish highways that happened between 6-10h and 16-19u. Since it is possible that the restriction of overtaking for trucks also influences the number of accidents in which no trucks were directly involved (e.g. by improving homogeneity of the global traffic flow) all injury accidents are considered in the analyses. Possible problems with the overdispersion factor are accounted for by a sensitivity analysis of the dispersion factor.

The calculated results have a major disadvantage. The after period contains only one year. As a consequence, the number of accidents in the after period is limited. Moreover, chance influences the results more than could be hoped for, since an occasional extreme result is not been blunted by data of a second year. Hence, the results have to be interpreted with care.

In general, we can conclude that the impact of the measure depends strongly on the location. On the link segments of only one location we find a statistically significant decrease of the number of accidents with 82%. On the entry zones of two locations a statistically significant decrease of the number of accidents with 78-82% is found. On the 42 other segments no significant results have been found. In the most extreme cases, the number of injury accidents is found to decrease with 85% or to increase with 175%. In most cases, the confidence interval of the estimate of the effect was that large, that increases nor decreases were statistically significant.

Using meta-analysis the results of several locations can be taken together. Although none of the accident increases in itself was significant, the increases dominate in the meta-analysis. Meta-analysis of the link zones results in a statistically significant increase of the number of accidents with 36%. Meta-analysis of the entry zones gives a statistically significant increase of the number of accidents with 47%.

For the exit zones, the dispersion factor could not be found during the modelling process. A sensitivity analysis of the dispersion factor resulted in accident increases ranging from 30% to 63%. The largest increases were statistically significant.

It is concluded that the impact of the overtaking restriction for trucks on motorways depends strongly on the specific location. Apart from the restriction as such, other factors influence the impact on traffic safety. These factors could be infrastructural, but also not

yet identified human or environmental factors. In a limited number of locations a positive result is found, but the meta-analysis does not at all support the idea that the measure increases traffic safety.

Based on the present results, abolition of the measure is not recommended for those places where there was a positive effect. Further research should show under which conditions the measure has a positive impact on traffic safety.

But the after period of the present study is short, only one year. This limits the generality of the results. Yet, from the present results and the review of the international literature, it can be concluded that overtaking restriction for trucks on motorways is a measure that should be handled with care. Depending on the location, the number of accidents can decrease or increase. And since in the meta-analysis the effect of the measure is negative, general introduction is not recommended.

When sufficient data are available, the present study should be extended. New data can raise the number of segments with an overtaking restriction and the after period of the presently used segments can be extended. Such extension would also allow examination under which infrastructural conditions the overtaking restriction increases or reduces traffic safety.

Inhoudsopgave

1.	INLEIDING	11
1.1	Probleemstelling	11
1.2	Onderzoeksvragen	11
1.3	Onderzoeksopzet	11
1.4	Beperkingen	11
2.	INTERNATIONALE LITERATUURSTUDIE	13
2.1	Wettelijke bepalingen	13
	2.1.1 <i>België</i>	13
	2.1.2 <i>Duitsland</i>	14
	2.1.3 <i>Nederland</i>	14
2.2	Gestelde doelen en risico's van een inhaalverbod	14
2.3	Onderzoekresultaten van inhaalverboden van vrachtwagens	15
	2.3.1 <i>België</i>	15
	2.3.2 <i>Duitsland</i>	16
	2.3.3 <i>Nederland</i>	17
	2.3.4 <i>Verenigde Staten van Amerika</i>	18
2.4	Overzicht en conclusies	19
3.	METHODIEK: BEREKENING VAN DE EFFECTIVITEIT	22
3.1	Een artificiële vergelijkingsgroep	22
3.2	Andere berekeningswijze dan bij een echte vergelijkingsgroep	22
3.3	Correctie voor regressie naar het gemiddelde	23
3.4	Correctie voor algemene trend, voor gewijzigde kenmerken en voor verschillend aantal jaren in de na-periode	25
3.5	Effectiviteitsindex	25
3.6	Toepassingen	26
3.7	Meta-analyse: het samennemen van verschillende onderzoeken	26
4.	RISICOMODELLEN EN EEN VERGELIJKINGSGROEP	28
4.1	Achtergrondinformatie en begrenzingen van de gebruikte ongevalsrisicomodellen	28
	4.1.1 <i>Begrenzingen van de gemaakte modellen</i>	28
	4.1.2 <i>Definities</i>	28
4.2	Risicomodellen voor alle ongevallen in de linkzone	29
4.3	Alle ongevallen in de opritzones	31
4.4	Alle ongevallen in de afritzones	33
4.5	Vergelijking tussen negatief binomiaal en Poisson modellen en de invloed van dispersiefactoren	35
	4.5.1 <i>Negatief binomiaal model met lage dispersiefactor</i>	36

4.5.2	<i>Negatief binomiaal model met hoge dispersiefactor</i>	37
4.5.3	<i>Conclusie</i>	37
4.6	Dispersiefactor op basis van de reële ongevallen	37
4.7	Modellering met vaste waarde van de dispersiefactor	38
4.7.1	<i>Link – Alle significante variabelen– Jaar variabele (6 categorieën)</i>	38
4.7.2	<i>Link – Alle significante variabelen – Jaar variabele (3 categorieën)</i>	39
4.7.3	<i>Conclusie</i>	39
4.8	Bespreking, conclusies en aanbevelingen voor de methodiek	40
5.	EFFECTIVITEIT VAN HET INHAALVERBOD VOOR VRACHTWAGENS OP VLAAMSE AUTOSNELWEGEN	41
5.1	Beperking van de gevonden resultaten.	41
5.2	Beschrijving van de onderzoekslocaties	41
5.3	Invloed van de jaar variabele op de effectiviteiten	42
5.4	Linksegmenten	44
5.4.1	<i>Ongevallen</i>	44
5.4.2	<i>Effectiviteiten en meta-analyse op basis van modellen zonder jaarvariabele</i>	45
5.4.3	<i>Effectiviteiten en meta-analyse op basis van modellen met jaarvariabele</i>	45
5.5	Opritzones	46
5.5.1	<i>Ongevallen</i>	47
5.5.2	<i>Effectiviteiten en meta-analyse op basis van modellen zonder de jaarvariabele</i>	48
5.5.3	<i>Effectiviteiten en meta-analyse op basis van modellen met de jaarvariabele</i>	49
5.6	Afritzones	49
5.6.1	<i>Ongevallen</i>	50
5.6.2	<i>Effectiviteiten en meta-analyse op basis van modellen zonder de jaarvariabele</i>	50
5.6.3	<i>Meta analyse</i>	51
5.6.4	<i>Effectiviteiten en meta-analyse op basis van modellen met de jaarvariabele</i>	51
5.7	Bespreking van de resultaten	52
6.	CONCLUSIES, AANBEVELINGEN EN VERDER ONDERZOEK	53
6.1	Conclusies	53
6.1.1	<i>Maatregel</i>	53
6.1.2	<i>Informatie</i>	54
6.2	Aanbevelingen	54
6.2.1	<i>Maatregel</i>	54
6.2.2	<i>Informatie</i>	54
6.3	Verder onderzoek	54

7.	AFKORTINGEN EN VARIABELEN	56
7.1	Afkortingen	56
7.2	Verklaring van de gebruikte variabelen	56
8.	LITERATUURLIJST	57
8.1	Websites	57
8.2	Publicaties	57
9.	APPENDIX A	60
9.1	Afleiding standard error van R	60
9.2	Variantie van R, gewicht van een locatie in de meta-analyse	60
	9.2.1 Formules.....	60
	9.2.2 Voorbeeld voor de data van autosnelwegen	61

Figuren

Figuur 1: Opritzone met aanduiding van de invoegstrook en de invloedzone.	29
--	----

Tabellen

Tabel 1: Overzicht van de resultaten van de literatuurstudie naar de gevolgen van een inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen.	20
Tabel 2: Autosnelwegmodellen voor alle letselongevallen buiten de complexzones tijdens de spitsuren, alle significante variabelen opgenomen in de modellen.....	30
Tabel 3: Autosnelwegmodellen voor alle letselongevallen buiten de complexzone tijdens de spitsuren, enkel intercept, intensiteit en al dan niet jaarvariabelen	31
Tabel 4: Autosnelwegmodellen voor alle letselongevallen in de opritzone tijdens de spitsuren, alle significante variabelen opgenomen in de modellen	32
Tabel 5: Autosnelwegmodellen voor alle letselongevallen in de opritzone tijdens de spitsuren, enkel intercept, intensiteit en al dan niet jaarvariabelen	33
Tabel 6: Autosnelwegmodellen voor alle letselongevallen in de afritzone tijdens de spitsuren, alle significante variabelen opgenomen in de modellen	34
Tabel 7: Autosnelwegmodellen voor alle letselongevallen in de afritzone tijdens de spitsuren, enkel intercept, intensiteit en al dan niet jaarvariabelen	35
Tabel 8: Vergelijking tussen de coëfficiënten van een negatief binomiaal model en een Poisson model, voor dezelfde ongevallen en wegkenmerken, en een lage dispersiefactor.	36
Tabel 9: Vergelijking tussen de coëfficiënten van een negatief binomiaal model en een Poisson model, voor dezelfde ongevallen en wegkenmerken, en een hoge dispersiefactor.	37
Tabel 10: Dispersiefactoren op basis van de reële ongevaldata.....	37
Tabel 11: Resultaten van de variatie van de dispersiefactor bij een negatief binomiaal modellering van het model LAGN + jaar.	38
Tabel 12: Resultaten van de variatie van de dispersiefactor bij een negatief binomiaal modellering van het model LACP + jaar.....	39

Tabel 13: Onderzoekslocaties met een beperkt inhaalverbod in tijd voor vrachtwagens.	42
Tabel 14: Invloed van jaar variabele, via de vergelijkingsgroep, op de effectiviteit van de maatregel per studielocatie.....	43
Tabel 15: Onderzoekslocaties (linksegmenten) met hun bijhorende ongevallendata.	44
Tabel 16: Effectiviteiten, dispersiefactoren en 95% betrouwbaarheidsintervallen voor de linksegmenten van de onderzoekslocaties (* = statistisch significant).	45
Tabel 17: Effectiviteiten, dispersiefactoren en 95% betrouwbaarheidsintervallen voor de linksegmenten van de onderzoekslocaties (* = statistisch significant).	46
Tabel 18: Onderzoekslocaties (opritsegmenten) met hun bijhorende ongevallendata. ...	47
Tabel 19: Effectiviteiten, dispersiefactoren en 95% betrouwbaarheidsintervallen voor de opritsegmenten van de onderzoekslocaties (* = statistisch significant).	48
Tabel 20: Effectiviteiten, dispersiefactoren en 95% betrouwbaarheidsintervallen voor de opritsegmenten van de onderzoekslocaties (* = statistisch significant).	49
Tabel 21: Onderzoekslocaties (afritsegmenten) met hun bijhorende ongevallendata.	50
Tabel 22: Effectiviteiten, dispersiefactoren en 95% betrouwbaarheidsintervallen voor de afritsegmenten van de onderzoekslocaties (* = statistisch significant).	50
Tabel 23: Effectiviteiten, dispersiefactoren en 95% betrouwbaarheidsintervallen voor de afritsegmenten van de onderzoekslocaties (* = statistisch significant).	51

1. INLEIDING

1.1 Probleemstelling

Een inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen is van oorsprong een mobiliteitsmaatregel om de doorstroming te verbeteren van wegsegmenten. De vraag wordt uiteraard ook gesteld wat de invloed van deze maatregel is op de verkeersveiligheid. Uiteenlopende meningen bestaan hier rond, maar in de samenvatting van hun literatuuroverzicht "Inhaalverbod vrachtwagens" stellen Adriaensen & Scheers (2004) dat de verhoging van de verkeersveiligheid door het instellen van een inhaalverbod in geen enkele studie als eerste punt aan de orde komt en nog niet wetenschappelijk onderzocht werd.

In dit rapport onderzoeken we het effect op de verkeersveiligheid van het instellen van een inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen.

1.2 Onderzoeksvragen

In dit rapport wordt één onderzoeksvraag behandeld. Hierbij wordt de verkeersveiligheid voorop gesteld.

Wat is het effect van een inhaalverbod tussen 6-10u en tussen 16-19u voor vrachtwagens op autosnelwegen op het aantal letselongevallen?

1.3 Onderzoekopzet

We starten met een internationale literatuurstudie naar wettelijke bepalingen en onderzoeksresultaten i.v.m. een inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen.

In een tweede gedeelte selecteren we de studielocaties, autosnelwegsegmenten in Vlaanderen waar een inhaalverbod ingesteld werd. Bijhorende ongevallendata en wegkenmerken worden verzameld.

Op basis van de beschikbare wegkenmerken worden risicomodellen opgesteld. Deze moeten dienen om een vergelijkingsgroep op te stellen ten einde een berekening van de effectiviteit toe te laten.

Na de berekening van de effectiviteiten van de maatregel op de afzonderlijke studielocaties, wordt een meta-analyse toegepast om uiteindelijk tot een totaal effect cijfer voor de maatregel te komen.

Het rapport wordt afgesloten met de bespreking van de resultaten aan de hand van internationale bevindingen. Conclusies, aanbevelingen en verder onderzoek worden aangegeven.

1.4 Beperkingen

Dit rapport onderzoekt het effect van de maatregel op de verkeersveiligheid, met name het aantal letselongevallen. Het effect op andere factoren zoals doorstroming, vermindering van conflicten, colonnevorming met zijn gevolgen, snelheid, etc wordt niet onderzocht. Eventueel kunnen deze elementen in de literatuurstudie en de bespreking van de resultaten aangehaald worden, maar ze vormen geen hoofddoel en kunnen dan ook niet als volledig aanzien worden.

In dit rapport wordt veelvuldig het begrip inhaalverbod gebruikt. Zelfs al wordt het niet altijd expliciet vermeld, gaat het hierbij altijd over een inhaalverbod voor vrachtwagens van meer dan 7,5 ton op autosnelwegen. Inhaalverbod op andere wegen dan autosnelwegen wordt niet behandeld. Inhaalverbod voor andere voertuigtypen dan vrachtwagens wordt niet behandeld.

Voor de literatuurstudie en de bespreking worden enkel (inter)nationale resultaten en rapporten gebruikt in de Nederlandse en Engelse taal.

Verder wordt in deze studie het inhaalverbod in zijn geheel onderzocht, d.w.z. dat er geen invloed van bepaalde wegkenmerken op de effectiviteit wordt onderzocht.

In Van Geirt & Nuyts (2005b) werden regressiemodellen voor autosnelwegen gebouwd. Deze zijn echter opgesteld voor ongevallen gedurende de ganse dag. In dit onderzoek over inhaalverbod beschouwen we enkel de ongevallen in de periodes 6u-10u en 16-19u. Om die reden gebruiken we dan ook regressiemodellen voor ongevallen in deze perioden van de dag.

2. INTERNATIONALE LITERATUURSTUDIE

Het instellen van een inhaalverbod voor vrachtwagens kan een invloed hebben op reistijden, omvang van de verkeersveiligheid, de kwaliteit van het milieu (emissies) en, als tweede orde-effect, de flexibiliteit en de betrouwbaarheid van het transportsysteem (Logghe & Immers, 2003).

In dit hoofdstuk verzamelen we internationale wettelijke bepalingen en onderzoeksresultaten betreffende inhaalverboden voor vrachtwagens op autosnelwegen. De focus ligt in dit rapport op verkeersveiligheid, maar effecten op andere factoren worden eveneens vermeld. Het is uiteraard altijd zinvol om een idee te krijgen van het effect van een maatregel op de maatschappij.

Ter verzameling van literatuur zijn drie "bibliotheken" geraadpleegd, namelijk:

- persoonlijke literatuurcollectie van de medewerkers van het Steunpunt Verkeersveiligheid, onderzoekslijn Infrastructuur;
- Science Direct;
- Google.

Voor de digitale archieven en bronnen werd gebruik gemaakt van volgende zoektermen¹: autosnelwegen, inhaalverbod, vrachtwagen(s), vrachtverkeer, freeway(s), motorway(s), lorr(y)(ies), heavy vehicle(s), overtaking, restriction, prohibition, filetype:pdf².

2.1 Wettelijke bepalingen

2.1.1 België

Vrachtwagens mogen sowieso niet altijd inhalen in België. Artikel 17 "Inhaalverbod" van het Koninklijk besluit van 1 december 1975 houdende algemeen reglement op de politie van het wegverkeer en van het gebruik van de openbare weg (wegcode, 2006) verbiedt dat vrachtwagens met een maximale toegelaten massa (MTM) van meer dan 7,5 ton bij regen niet mogen inhalen op de autosnelweg, op autowegen en op wegen met ten minste vier rijstroken (met of zonder een middenberm). Deze regel geldt voor alle voertuigen en slepen met een MTM van meer dan 7,5 ton, dus ook voor autobussen en autocars. Dit is een maatregel die volgt uit resolutie 94/1 (dd 26 en 27 mei 1994) van de Europese conferentie van Ministers van Transport (Adriaensen & Scheers, 2004). Hierbij wordt het criterium zichtbaarheid als bepalende factor genomen.

Artikel 21 "Verkeer op autosnelwegen" (wegcode, 2006) verbiedt bij elk weer het gebruik van de links gelegen rijstrook van de rijbaan op een autosnelweg met drie of meer rijstroken door autobussen, autocars en andere voertuigen en slepen met een maximaal toegelaten massa van meer dan 7,5 ton, behalve om de aanwijzingen van de verkeersborden F13 en F15 op te volgen.



F13



F15

¹ Diverse combinaties van de zoektermen werden gebruikt.

² Deze zoekterm wordt soms toegevoegd aan de Google query om gericht te zoeken naar wetenschappelijke artikels, die in veel gevallen in een pdf-formaat ter beschikking gesteld worden.

In de periode 1998 – 2005 zijn op diverse secties van de Vlaamse autosnelwegen inhaalverboden voor vrachtwagens ingesteld. Een gedetailleerde chronologische lijst is praktisch niet samen te stellen. O.a. op aanraden van de Vlaamse Infolijn hebben we op diverse websites (het Staatsblad³, het Vlaams Parlement⁴, Codex Vlaanderen⁵) naar informatie over de tijdstippen en exacte locaties van invoering van de inhaalverboden, maar deze informatie is daar niet te vinden. Deze informatie wordt in principe officieel gemaakt via Ministeriele besluiten. Enkel een hardcopy van een Ministerieel besluit van juni 2000 werd via de Administratie Wegen en Verkeer verkregen. Dit document diende uiteindelijk als basis voor de onderzoekslocaties die in deze studie verder worden behandeld.

2.1.2 Duitsland

In Duitsland bestaat een inhaalverbod voor vrachtwagens (van minstens 7,5 ton) als de zichtbaarheid tot minder dan 50 m beperkt is (Adriaensen & Scheers, 2004).

2.1.3 Nederland

Sinds juni 1997 is er een inhaalverbod voor vrachtwagens op acht wegsegmenten; van maandag tot vrijdag van 6-10u en van 15-19u. In oktober 1999 werd dit inhaalverbod uitgebreid tot 800 km weglengte (SWOV, 2003). Vanaf 1 juni 2003 geldt op 1100 kilometer van de 2x2 snelwegen een inhaalverbod voor vrachtwagens. Dat is ongeveer vijftig procent van alle snelwegen in Nederland en zestig procent van alle 2-strooks autosnelwegen. Het inhaalverbod is ingesteld op snelwegen met 2x2 rijstroken met een benuttingsgraad van gemiddeld zesenvijftig procent of hoger gedurende de spitsperiodes en de tussenliggende dalperiode. Op 700 kilometer daarvan is sprake van een inhaalverbod op werkdagen in de ochtend- (06:00-10:00) en avondspits (15:00-19:00). Voor de overige 400 kilometer is het inhaalverbod tijdens het dagvenster van 06:00-19:00 van kracht (MVW, nd).

2.2 Gestelde doelen en risico's van een inhaalverbod

Diverse studies en beleidsmakers halen het inhaalverbod aan als een nuttige maatregel voor diverse problemen. We sommen hier enkele doelen op. Een aantal doelen overlappen elkaar, zeggen bijna hetzelfde met andere woorden en/of zijn zelf een gevolg van een ander verwacht doel.

- Capaciteit (doorstroming) verhogen van een weggedeelte (AGV, 1992; RWSL, 1996; RWSO, 1996; Drews, 1999)
- toename rijnsnelheden personenwagens als gevolg (Brilon & Lühder, nd)
- toename algemene rijnsnelheid (personenwagens en vrachtwagens) (Brilon & Lühder, nd)
- ononderbroken, homogeen verkeersbeeld met meer capaciteit als gevolg (Brilon & Lühder, nd)
- betere verdeling van de verkeersvolumes over de verschillende rijstroken met meer capaciteit als gevolg (Brilon & Lühder, nd)

³ <http://www.staatsblad.be> (informatie rond de inhaalverboden is niet te vinden ondanks het feit dat de informatie via Ministeriële Besluiten wordt verspreid)

⁴ <http://www.vlaamsparlement.be>

⁵ <http://www.codex.vlaanderen.be>

- positief effect op de verkeersveiligheid (AGV, 1992; Drews, 1999)
- vermindering van schokgolven in de verkeersstroom ten gevolge van snelheidsverschillen tussen inhalend vrachtverkeer (Schuurman, 1995 geciteerd in Adriaensen & Scheers, 2004)

Vervolgens sommen we ook een aantal verwachte risico's op. Deze worden dikwijls intuïtief aangevoeld en zijn ook niet altijd op wetenschappelijke basis aangetoond.

- colonnevorming, waarbij de lengte van de colonne afhangt van de weglengte (Schuurman, 1995 geciteerd in Adriaensen & Scheers, 2004);
- zichtbelemmering in voor- en achterwaartse richting bij het rijden tussen twee vrachtwagens (Schuurman, 1995 geciteerd in Adriaensen & Scheers, 2004);

2.3 Onderzoeksresultaten van inhaalverboden van vrachtwagens

In deze sectie bespreken we onderzoeksresultaten van studies die betrekking hebben op inhaalverboden voor vrachtwagens op autosnelwegen én verkeersveiligheid. Andere effecten dan verkeersveiligheid worden besproken indien ze (on)rechtstreeks een invloed kunnen hebben op verkeersveiligheid. De resultaten worden per land en per onderzoek besproken.

2.3.1 België

Logghe & Immers (2003) hebben onderzocht wanneer de invoering van een inhaalverbod voor vrachtwagens zinvol is. Daartoe hebben ze een groot aantal situaties doorgerekend met gebruikmaking van een heterogeen dynamisch model. Deze studie was economisch georiënteerd. De te behalen reistijdwinst werd als criterium gehanteerd. De resultaten van de modelstudies gaven aan dat:

- het invoeren van een inhaalverbod voor vrachtwagens interessanter is naarmate het vraagpatroon⁶ van personenwagens toeneemt
- het te behalen voordeel afneemt zodra het vraagpatroon van personenwagens de rijstrookcapaciteit overschrijdt en/of het vraagpatroon van vrachtwagens toeneemt (bij een constant vraagpatroon van personenwagens) en/of het aantal rijstroken per richting toeneemt.

Traficon (1999, 2000) heeft in opdracht van de afdeling Verkeerskunde van de Vlaamse Gemeenschap onderzoek uitgevoerd naar de inhaalverboden voor vrachtwagens die op dat ogenblik van kracht waren. Er werd in deze studies gekeken naar het aantal overtredingen, de gereden snelheden, de volgtijden⁷, voertuigcategorieën en clustervorming. In totaal werden vijf segmenten onderzocht.

- Het aantal overtredingen van het inhaalverbod varieert van 0.57 tot 1.85% van het totale aantal vrachtwagens. Het inhaalverbod wordt dus doorgaans nageleefd door de vrachtwagens.
- Effect op volgtijden voor personenwagens op rijstrook 2 varieert van een lichte daling, over nagenoeg geen verandering tot een lichte stijging.
- Snelheden voor personenwagens op rijstrook 2 zijn (licht) dalend tot licht stijgend. Er wordt nog altijd vlot gereden.

⁶ Met het vraagpatroon wordt in feite de verkeersintensiteit bedoeld. We behouden in deze paragraaf echter de terminologie van Logghe & Immers (2003).

⁷ Volgtijd: de tijd, in seconden, gemeten tussen de voorkant van een voertuig en de achterkant van het voorliggende voertuig.

- Volgtijden voor vrachtwagens op rijstrook 1 dalen of stijgen.
- Snelheden voor vrachtwagens op rijstrook 1 dalen of blijven nagenoeg constant. Omdat vrachtwagens niet kunnen inhalen wordt de snelheid bepaald door de traagste uit de cluster.
- Het invoeren van het inhaalverbod voor vrachtwagens zal de files niet oplossen.
- Naar clustervorming toe konden soms geen conclusies getrokken worden. In andere gevallen bleef de verdeling van grootte en aantal clusters nagenoeg dezelfde.

2.3.2 *Duitsland*

Brilon & Lühder (nd) vinden uit snelheidsonderzoek bij een inhaalverbod voor vrachtwagens dat de homogeniteit van de verkeersstroom toeneemt. Een oorzaak hiervoor is o.a. het afnemen van de grote volgtijden op de linkerrijstrook. Als een vrachtwagen inhaalt wordt namelijk een grote opening tussen de inhalende vrachtwagen en de vorige wagen gecreëerd. Het toenemen van de homogeniteit linken ze aan een mogelijk verbeterde verkeersveiligheid. Ze vinden een significante toename van de globale gemiddelde snelheid na invoering van een inhaalverbod; ondanks het feit dat vooral op de rechter rijstrook een daling verwacht werd. Voor de vrachtwagens met een gewicht boven de 4 ton werd een kleine niet significante daling van de gemiddelde snelheid op de rechterrijstrook gevonden bij een vrije verkeersstroom. Het effect is echter zeer klein waardoor de globale stijging wordt geweten aan de snelheden van personenwagens die, ondanks het inhaalverbod toch nog hogere snelheden rijden op de rechterrijstrook.

Brilon & Lühder (nd) onderzochten verder de effecten van het inhaalverbod door snelheden en intensiteiten te combineren. Een praktische conclusie die ze trokken was dat een inhaalverbod vooral interessant wordt als de verkeersintensiteiten groter zijn dan 2000 voertuigen per uur per rijstrook. Specifiek naar de verkeersveiligheid hebben ze geen kwalitatieve conclusies of resultaten.

Verder concludeert Lühder (1990 – geciteerd in AGV, 1992) dat er zonder inhaalverbod hogere gemiddelde snelheden optreden. Zonder een inhaalverbod daalt de gemiddelde snelheid bij een toenemend percentage vrachtverkeer sneller dan in vergelijking met de situatie met inhaalverbod. De invloed van een toenemende intensiteit in de situatie zonder inhaalverbod is groter dan in de situatie met verbod.

Drews (1999) heeft een onderzoek uitgevoerd naar het effect van een inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen op de doorstroming en de verkeersveiligheid. Voor het onderzoek naar doorstroming heeft hij met videocamera's en inductielussen een aantal cross-sectionele, quasi lokale metingen uitgevoerd. Verder heeft hij ook met videocamera's reistijdmetingen uitgevoerd. Volgende resultaten werden gevonden. De gemiddelde snelheid van personenwagens nam toe terwijl de gemiddelde snelheid van vrachtwagens afnam. Er ontstond een homogener verkeersstroom. Het aantal gevaarlijke korte volgafstanden nam af. Er was een toename van het aantal inhaalbewegingen door personenwagens omdat de rechter rijstrook zwaarder bezet was.

Voor het verkeersveiligheidsonderzoek heeft Drews (1999) gebruik gemaakt van ongevallendata. De deelstaten met en zonder inhaalverbod voor vrachtwagens werden vergeleken met voor- en nastudies. In totaal werden 10700 ongevallen in de studie opgenomen. Er werd geen uniforme trend gevonden in de totale ongevallen cijfers. In sommige gebieden daalde het aantal ongevallen na invoering van een inhaalverbod voor vrachtwagens; in andere gebieden steeg het aantal ongevallen. Algemeen werden enkel kleine verschillen gezien tussen de voor- en naperiode. Slechts één autosnelweg toonde een statistisch significante daling van het aantal ongevallen.

2.3.3 *Nederland*

In Nederland vallen ongeveer 2,6% van de doden ten gevolge van inhaalbewegingen (Hegeman, 2004). Metingen van het inhaalgedrag werden in Nederland uitgevoerd. Hegeman (2004) kwam tot de conclusie dat op normale wegen zonder inhaalverbod ongeveer 4,5 – 10,1% van de bestuurders inhaalbewegingen maakt. Op wegen met een inhaalverbod maakt ongeveer 0,6 – 1,4% de overtreding door in te halen. Verder zijn 7,9% van de dodelijke ongevallen een gevolg van inhaalbewegingen.

a. Oost-Nederland, A50 tussen Waterberg en Terlet

Rijkswaterstaat Directie Oost-Nederland (RWSO, 1996) heeft van 1 oktober 1995 tot 1 maart 1996 een proef met inhaalverbod voor vrachtwagens op de A50 tussen Waterberg en Terlet ingesteld. Het inhaalverbod was van kracht tijdens de spits, d.w.z. 's ochtends van 7 tot 9u en 's middags van 16 tot 18u. De spitsintensiteit is circa 3000 voertuigen per uur, het gemiddelde vrachtwagenpercentage in de spits bedraagt 11%.

Het verkeerstechnisch onderzoek was gericht op de indicatoren capaciteit, snelheid, schokgolven, clusters, rijstrookverdeling, rijstrookwisselingen, in- en uitvoegen, en compenserend inhaalgedrag. De onderzochte effecten waren gericht op doorstroming, verkeersveiligheid en naleving. We vatten hier de conclusies samen die betrekking hebben op de verkeersveiligheid.

De capaciteit stijgt door het inhaalverbod met circa 8%. Deze toename wordt bevestigd door het feit dat er zich minder files voordeden terwijl de intensiteiten in de nasituatie hoger waren dan in de voorsituatie. Het inhaalverbod heeft geen significant effect gehad op de gemiddelde snelheid. In de nasituatie vond er wel een afname van de snelheidsverschillen plaats waardoor er een homogener verkeersbeeld ontstond. Om de schokgolven te kunnen beoordelen is voor de voor- en nasituatie de "Time To Collision" (TTC) bepaald en vergeleken. TTC is een maat voor de tijd die het duurt dat twee voertuigen met elkaar in botsing komen indien zij hun snelheid niet wijzigen. Een hogere TTC heeft in principe een verkeersveiliger situatie tot gevolg. Uit de vergelijking bleek dat de gemiddelde TTC was gestegen in de nasituatie, ondanks de toegenomen intensiteit. Tijdens de observaties en met behulp van de meetgegevens is gekeken naar clustervorming. Binnen de clusters op de linkerrijstrook is het aantal zeer korte volgtijden, met name in de ochtendspits, gedaald na het instellen van het inhaalverbod. Het aantal rijstrookwisselingen is in de nasituatie 25% hoger dan in de voorsituatie. Dit betreft voornamelijk een toename van het aantal rijstrookwisselingen door lichte voertuigen. Het aantal rijstrookwisselingen van het vrachtverkeer is fors gedaald. Deze laatste brengen meer risico met zich mee dan rijstrookwisselingen door lichte voertuigen. De observaties hebben aangetoond dat het aantal moeilijke invoegbewegingen in de nasituatie lager was dan in de voorsituatie (-66%). Het invoegproces is dus niet bemoeilijkt door het instellen van het inhaalverbod. Ten slotte is er geen sprake van compenserend inhaalgedrag op 500 meter voorbij het traject.

Naast een verkeerstechnisch onderzoek werd ook een meningenonderzoek verricht. Bij automobilisten is een breed draagvlak voor het inhaalverbod. 85% van de respondenten vindt het inhaalverbod voor vrachtwagens een (zeer) goede maatregel. Vrachtwagenchauffeurs oordelen duidelijk minder positief over het inhaalverbod: 29% vindt het een (zeer) goed maatregel. Bij de automobilisten is er meer draagvlak voor de voortzetting van het inhaalverbod (76%) dan bij vrachtwagenchauffeurs (35%).

b. Nederlands Limburg, A2 tussen Roosteren en Swentibold

Rijkswaterstaat Directie Limburg (RWSL, 1996) heeft van 1 november 1995 tot 1 mei 1996 een proef met inhaalverbod voor vrachtwagens op de A2 tussen Roosteren en Swentibold ingesteld. Het inhaalverbod was van kracht tijdens de spits, d.w.z. 's ochtends van 7 tot 9u en 's middags van 16 tot 18u. Het gemiddelde vrachtwagenpercentage op dit traject bedroeg tussen de 14% (in de avondspits) en de 18% (in de ochtendspits).

Het verkeerstechnisch onderzoek was gericht op de indicatoren capaciteit, snelheid, schokgolven, clusters, rijstrookverdeling, rijstrookwisselingen, in- en uitvoegen, en compenserend inhaalgedrag. De onderzochte effecten waren gericht op doorstroming, verkeersveiligheid en naleving. We vatten hier de conclusies samen die betrekking hebben op de verkeersveiligheid.

Geen verandering van de capaciteit werd gevonden. De gemiddelde snelheid op het traject was enigszins afgenomen (circa 2 km/u). Belangrijker voor zowel de verkeersveiligheid als de doorstroming is dat ook de spreiding rond de gemiddelde snelheid was afgenomen. Met betrekking tot schokgolven werden veranderingen geconstateerd die duiden op het afnemen van de ernst van de schokgolven. Hiervan is een positief effect op de verkeersveiligheid te verwachten. Het aantal voertuigen met onderlinge volgtijden van minder dan één seconde, een indicator voor de verkeersveiligheid, was met circa 5% afgenomen. Het aantal rijstrookwisselingen door vrachtwagens is sterk afgenomen. In de eerste kilometer na het traject van het inhaalverbod wordt duidelijk meer ingehaald door vrachtwagens (van circa 35 inhaalbewegingen per uur naar 65 per uur). Vooral in de eerste 300 m doen zich hierbij relatief vaak kritische situaties voor (onder andere remlichten).

De algemene conclusie betreffende verkeersveiligheid is dat er een homogener verkeersbeeld is ontstaan en dat het aantal kritische situaties (zowel bij schokgolven als in clusters) is afgenomen. Een gedeelte van deze veiligheidswinst gaat verloren aan het eind van het traject. Per saldo is echter duidelijk sprake van een toename van de verkeersveiligheid op de A2 gedurende het inhaalverbod.

Naast een verkeerstechnisch onderzoek werd ook een meningenonderzoek verricht. Bij automobilisten is een breed draagvlak voor het inhaalverbod. 77% van de respondenten vindt het inhaalverbod voor vrachtwagens een (zeer) goede maatregel. Vrachtwagenchauffeurs oordelen duidelijk minder positief over het inhaalverbod: 27% vindt het een (zeer) goede maatregel. Bij de automobilisten is er meer draagvlak voor de voortzetting van het inhaalverbod (74%) dan bij vrachtwagenchauffeurs (22%).

2.3.4 *Verenigde Staten van Amerika*

a. Californië

Grenzeback et al (1990 - geciteerd in AGV, 1992) hebben in Californië onderzoek gedaan naar het effect van zware vrachtauto's op congestie in de spitsperioden. Zwaar verkeer werd gedefinieerd als voertuigen met drie of meer assen en een bruto gewicht van meer dan 26000 lb (circa 11800 kg). Zij vonden dat vrachtverkeer een invloed heeft op de verkeersafwikkeling. Op stedelijke autosnelwegen, met minder dan 10% vrachtverkeer en hellingen van minder dan 2%, is het effect van vrachtverkeer vergelijkbaar met dat van 1,5 tot 2 personenwagens. Op lange hellingen is sprake van een substantieel groter effect (4 tot 8 pae). De volgfstand tussen personenwagens wordt iets groter bij het inhalen van vrachtverkeer, waarschijnlijk veroorzaakt door de afmetingen van de vrachtwagen (zichtbeperking), geluid en psychologische factoren.

b. Virginia

Garber & Gadiraju (1990 - geciteerd in AGV, 1992) hebben, op basis van snelheidsverdelingen en intensiteiten van een wegvak in Virginia, onderzoek uitgevoerd door middel van simulaties. Op de onderzochte 2x2 strooks wegen reed gemiddeld 76% van het verkeer op de rechterrijstrook en 24% op de linker. Uit hun studie is gebleken dat snelheidsdifferentiatie alleen niet resulteerde in andere intensiteitsverdelingen over de verschillende rijstroken.

Aansluitend hebben ze onderzoek gedaan naar de invloed van een inhaalverbod op de gemiddelde volgfstand op de rechterrijstrook. Er is sprake van een significant effect bij

hoge intensiteiten en hoge percentages vrachtverkeer. De volgtijd is significant afgenomen bij een inhaalverbod. Dit geldt op 2x3 strooks autosnelwegen met een dagintensiteit van meer dan 75000 motorvoertuigen en meer dan 3,6% vrachtverkeer en bij 2x2 strooks autosnelwegen met meer dan 23000 voertuigen en meer dan 32% vrachtverkeer. De afname van de hiaatafstand op de rechterrijstrook leidt tot minder geschikte hiaten voor invoegbewegingen. Bij invoegstroken kan de maatregel dus tot problemen leiden.

Analyse van de snelheidsverdeling bij verschillende percentages vrachtverkeer met snelheidsdifferentiatie (55/65 mph = ca 90/105 km/u) geeft aan dat de scheefheid van de verdeling toeneemt bij een hoger percentage vrachtverkeer. De ongevalspotentie neemt toe bij een hogere scheefheid van de snelheidsverdeling. Geconcludeerd wordt dat de ongevalskans toeneemt bij een snelheidsdifferentiatie en een inhaalverbod voor vrachtverkeer. Een effect dat toeneemt bij een toename van het aandeel vrachtverkeer.

Uit een variantie analyse, waarbij gebruik gemaakt werd van de uit een ongevallen analyse gevonden relatie tussen congestie en het aantal ongevallen, bleek dat het aantal ongevallen op de linkerstroken niet veranderde. Een lichte stijging van het aantal ongevallen in de rechterrijstrook (met en zonder vrachtverkeer) was niet significant (bij een 95% betrouwbaarheidsinterval).

2.4 Overzicht en conclusies

In Tabel 1 geven we een overzicht van de resultaten uit de vorige secties.

Variabele	Effect	Toestand bij inhaalverbod	Auteurs
Snelheid vrachtwagens	+	Lager bij inhaalverbod	Drews (1999) Traficon (1999, 2000)
		Niet significant lager bij inhaalverbod	Brilon & Lühder (n.d.)
Snelheid personenwagens	+ & -	Licht dalend tot licht stijgend	Traficon (1999, 2000)
		Hoger bij inhaalverbod	Drews (1999) Brilon & Lühder (n.d.)
Snelheid globaal	+ & -	Gedaald	RWSL (1996)
		Niet significante effect	RWSO (1996)
		Hoger bij inhaalverbod, invloed van intensiteit kleiner bij inhaalverbod	Lühder (1990)
		Significant hoger bij inhaalverbod	Brilon & Lühder (n.d.)
Snelheidsvariatie	+ & -	Neemt vooral af op linkerrijstrook	Brilon & Lühder (n.d.)
		Daalt bij inhaalverbod	RWSO (1996) RWSL (1996)
		Verschil vrachtverkeer tgv personenwagens stijgt	Garber & Gadiraju (1990)

Verkeersstroom	+	Homogener bij inhaalverbod	Brilon & Lühder (n.d.) Drews (1999) RWSO (1996)
		Schokgolven nemen af	RWSL (1996)
		Clustervorming geen conclusies	Traficon (1999, 2000)
Volgtijd Vrachtwagens	?	Neemt soms af, soms toe	Traficon (1999, 2000)
Volgtijd personenwagens	?	Neemt soms af, soms gelijk, soms toe	Traficon (1999, 2000)
Volgtijd	?	Gevaarlijk korte volgtijden nemen af	Drews (1999) RWSO (1999) RWSL (1999)
		Volgtijden nemen af	Garber & Gadiraju (1990)
		Grote volgtijd neemt af bij inhaalverbod	Brilon & Lühder (n.d.)
Time To Collision	+	Stijgt met inhaalverbod	RWSO (1996)
Inhaalbewegingen door personenwagens	-	Nemen toe bij inhaalverbod	Drews (1999)
		Hoger bij inhaalverbod	RWSO (1996)
Rijstrookwisselingen vrachtwagens	+	Lager bij inhaalverbod, geen compensatie nadien	RWSO (1996)
		Lager bij inhaalverbod, maar compensatie nadien	RWSL (1996)
Moeilijke invoegbewegingen	+	Gedaald	RWSO (1999)
Aantal ongevallen	?	Neemt soms af, neemt soms toe, meestal niet significant. Eén significant resultaat: daling.	Drews (1999)
		Aantal ongevallen op linkerrijstrook verandert niet, rechterrijstrook niet significante stijging	Garber & Gadiraju (1990)

Tabel 1: Overzicht van de resultaten van de literatuurstudie naar de gevolgen van een inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen.

De globale gemiddelde snelheid kan zowel afnemen als toenemen. Beide effecten werden in studies terug gevonden. Het instellen van een inhaalverbod kan dus wat de globale gereden snelheid betreft zowel een positief als een negatief effect op de verkeersveiligheid hebben. De snelheid van vrachtwagens neemt doorgaans af; de snelheid van personenwagens wijzigt, maar de internationale literatuur is het niet eens over de richting.

Volgtijden nemen soms af en soms toe. Afhankelijk van de studie wordt er een positief of negatief effect aan toegekend. Te korte volgtijden worden als gevaarlijk beschouwd. Een

toename is dus positief. Het homogener worden van de verkeersstromen wordt gelinkt aan het afnemen van volgtijden en aan een veiliger verkeersbeeld. Een afname is dus positief. Zonder kwantitatieve resultaten kan bijgevolg aan de volgtijden geen conclusie gekoppeld worden.

Algemeen wordt een homogenere verkeerstream gevonden. Het is echter niet duidelijk welk rechtstreeks effect dit heeft op de verkeersveiligheid. De snelheidsvariatie op één bepaalde rijstrook neemt wel af maar de snelheidsvariatie tussen vrachtverkeer en personenwagens neemt toe.

De rijstrookwisselingen van de vrachtwagens dalen. De inhaalbewegingen van de personenwagens nemen echter toe. Kwantitatieve informatie ontbreekt echter om te besluiten of het totaal aantal conflicten nu daalt of stijgt.

Het effect van een inhaalverbod voor vrachtwagens op het aantal ongevallen is nog niet heel duidelijk te stellen op basis van de internationale literatuur. Er worden dalingen en stijgingen, al dan niet significant gevonden. Het aantal studies betreffende het effect op het aantal ongevallen is zeer laag.

Op basis van een internationale literatuurstudie kunnen we geen éénduidige conclusie trekken betreffende het effect op de verkeersveiligheid van een inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen. Voor diverse indicatoren wordt zowel een stijging als een daling gevonden. Kwantitatieve resultaten ontbreken in grote mate.

3. METHODIEK: BEREKENING VAN DE EFFECTIVITEIT

In de volgende twee hoofdstukken gaan we in op de berekening van het effect van een verkeersveiligheidsmaatregel, indien er geen echte vergelijkingsgroep is, maar een vergelijkingsgroep die gebaseerd is op een model. Voor zover we weten is dit de eerste keer dat dit gebeurt in Vlaanderen. We nemen daarom de tijd om stap voor stap alle gebruikte formules uit te leggen.

3.1 Een artificiële vergelijkingsgroep

Bij de berekening van de effectiviteit van een maatregel moet rekening gehouden worden met regressie naar het gemiddelde en met de algemene ongevallentrend. In eerdere Vlaamse berekeningen die hiervoor corrigeerden, is gewerkt met een reële vergelijkingsgroep (Nuyts, 2004; De Brabander et al., 2005; Wauters, 2005; Dreesen & Nuyts, 2006; Nuyts, 2006 ; Vrolix, 2006).

Bij het gebruik van reële vergelijkingsgroepen zit men dikwijls geprangd tussen twee problemen. Het is vaak moeilijk om wegen te vinden die echt vergelijkbaar zijn met de locatie waar een maatregel getroffen is. Maar als men de vergelijkingsgroep beperkt tot wegen die echt volledig vergelijkbaar zijn, dan wordt het aantal beschikbare ongevallen vaak zo klein, dat er nauwelijks nog statistische analyses mogelijk zijn. In alle onderzoeken wordt gewerkt met een compromis tussen beide. Maar aangezien de analyses irrelevant worden als de vergelijkingsgroep te ver afwijkt, wordt er vaak gewerkt met kleine aantallen.

Beide problemen worden grotendeels opgelost indien men niet werkt met reële vergelijkingswegen, maar een vergelijkingsgroep creëert met behulp van een ongevalenrisicomodel (Hauer, 1997). Dergelijk model geeft het verwachte aantal ongevallen voor een wegsegment op basis van een aantal wegkenmerken. Het grote voordeel is dat, om dergelijk model op te stellen, men veel verschillende wegen met verschillende kenmerken kan gebruiken. Om dan later te vergelijken met één specifieke situatie was het niet noodzakelijk dat er initieel veel wegen waren met die specifieke combinatie van eigenschappen. Het volstaat dat er per kenmerk voldoende wegen waren om de coëfficiënten van het model te bepalen (Hauer, 1997).

3.2 Andere berekeningswijze dan bij een echte vergelijkingsgroep

De statistiek bij het gebruik van een modelmatige vergelijkingsgroep verschilt van het gebruik van een echte vergelijkingsgroep. Het meest opvallende verschil is dat bij een echte vergelijkingsgroep de effectiviteitindex een odds-ratio is, terwijl bij het gebruik van modellen de effectiviteitindex een gewone ratio is.

Zonder op details in te gaan (L staat voor aantal ongevallen op de Locatie van de maatregel, V voor het aantal ongevallen in de Vergelijkingsgroep) is de effectiviteit bij het gebruik van een echte vergelijkingsgroep:

$$\text{Vergelijking 1} \quad EFF = \frac{L_{na}/L_{voor, regr gem}}{V_{na}/V_{voor}}$$

En bij het gebruik van modellen:

$$\text{Vergelijking 2} \quad EFF = \frac{L_{na}}{L \text{ indien maatregel niet was toegepast}} .$$

Dit verschil in de vorm van de variabele geeft reeds andere resultaten bij de berekeningen. Daarnaast is er nog een verschil in de berekeningen in vergelijking met de in de eerste alinea gerefereerde Vlaamse studies, doordat we de formules nu baseren op een andere auteur. De formules bij het gebruik van reële vergelijkingsgroepen waren voornamelijk gebaseerd op het werk van R. Elvik (1995, 1997, 1999, 2002). De formules voor het gebruik van modellen zijn gebaseerd op het werk van Hauer (Hauer, 1997; Hauer et al., 2002). Bij toegepaste statistiek maakt men veronderstellingen om formules te kunnen construeren. De formules gebruikt door Hauer zijn gebaseerd op meer uitgebouwde veronderstellingen, en dus ook meer gedetailleerde formules. Deze extra nuanceringen maken dat de resultaten van beide berekeningen niet identiek zijn, zelfs indien van identieke input zou kunnen vertrokken worden.

Een lezer vertrouwd met het werk van Hauer zal merken dat de getoonde formules niet identiek overeenkomen met die van het standaardwerk uit 1997, noch met de tutorial uit 2002. In de tutorial hebben Hauer et al. de resultaten uit het handboek voorgesteld met eenvoudiger begrijpbare formules, waarvan men wiskundig kan bewijzen dat deze identiek zijn aan de oorspronkelijke uit het handboek. De tutorial stopt echter bij het berekenen van de correctie naar het gemiddelde (cfr sectie 3.3). We hebben de wiskunde achter de overgang van compleet uitgewerkte achtergrond (1997) naar de meer begrijpbare formules uit de tutorial nagerekend. Op basis van deze wiskunde hebben we de formules van de tutorial iets algemener gemaakt, en daarna deze ook toegepast op de correctie voor de trend (zie sectie 3.4). Hoewel de resultaten verbazend eenvoudig lijken in vergelijking met de oorspronkelijke presentatie uit 1997, zijn de formules toch correct. De belangrijkste reden hiervoor is dat de formules uit de tutorial al veel eenvoudiger zijn⁸. Voor de zekerheid hebben we de wiskundige berekeningen opnieuw gecontroleerd, alle voorbeelden uit de tutorial evenals de voorbeelden uit het laatste hoofdstuk van het handboek herrekend met de in dit rapport beschreven formules. Alle controles waren positief.

3.3 Correctie voor regressie naar het gemiddelde

Uit de ongevalsdata kennen we het aantal ongevallen λ na het uitvoeren van de maatregel. We willen dit aantal eigenlijk niet vergelijken met het aantal ongevallen voor de maatregel. We willen vergelijken met het aantal ongevallen dat na de maatregel zou zijn gebeurd, moest de maatregel niet zijn toegepast. Het startpunt van dit laatste aantal is het aantal ongevallen vóór het invoeren van de maatregel. Maar we corrigeren in eerste plaats voor regressie naar het gemiddelde. Het gemiddelde wordt in dit onderzoek bepaald door het aantal ongevallen dat voor een plaats met de eigenschappen van de locatie met de maatregel voorspeld wordt door het risicomodel.

Bemerk dat in de definities hieronder steeds volledige periodes gebruikt worden, en er behalve de dispersiefactor 'k' geen enkel van de variabelen uitgedrukt is 'per jaar'.

Definieer:

λ = het aantal ongevallen op locatie L (=locatie met maatregel) in de na-periode,

K = het aantal ongevallen op locatie L in de voor-periode,

κ = het verwacht aantal ongevallen in locatie L in de voor-periode, na correctie voor regressie naar het gemiddelde,

$E(\kappa \mid L, \text{voor})$ = verwacht aantal ongevallen in de voor-periode, berekend met het model, voor een locatie met de eigenschappen van locatie L

⁸ Bemerk dat het handboek dan ook geschreven is door één auteur, met een ruime achtergrond die op zeer veel details ingaat, terwijl de tutorial het werk is van vier personen die waarschijnlijk naar de meest praktische formulering gezocht hebben.

μ = het gemiddeld aantal ongevallen per eenheid van lengte in de voor-periode, berekend met het model, voor een plaats met de eigenschappen van de locatie L,

w = het gewicht is dat aan de vergelijkingsgroep wordt toegekend,

$(1-w)$ = het gewicht van de locatie L.

$$\text{Vergelijking 3} \quad \kappa = w * E(\kappa | L, \text{voor}) + (1-w) * K$$

Het gewicht w dat aan de groep toegekend wordt is dan

$$\text{Vergelijking 4} \quad w = \frac{1}{1 + k * \mu}$$

k is een overdispersie parameter per eenheid lengte⁹, die mee berekend wordt in het risicomodel. Een grote overdispersie ($k > 0$) duidt er op dat de data meer gespreid zijn dan 'verwacht'¹⁰.

Zowel het verwacht aantal ongevallen in de voor-periode $E(\kappa | L)$, als het verwacht aantal per km μ , is een som over alle verschillende segmenten van de betrokken locatie L en over alle jaren van de voor-periode. Een voorbeeld. Stel dat het model zegt dat het verwacht aantal ongevallen voor jaar 1 gelijk is aan een macht van de verkeersintensiteit

$y = \text{int}^{0.02}$ en dat voor jaar 2 wegens slechte weersomstandigheden dit aantal vermenigvuldigd moet worden met een factor 1.04. Stel dat locatie L bestaat uit een segment van 0.5 km met een verkeersintensiteit van 1200 en 3 km met een verkeersintensiteit van 2500. De voorperiode bedraagt de twee jaar, en per segment is de intensiteit gedurende de twee jaar dezelfde.

Het verwacht aantal ongevallen in de voor-periode $E(\kappa | L, \text{voor})$ is dan de som voor de twee segmenten over de twee jaar:

$$E(\kappa | L, \text{voor}) = 0.5 * 1200^{0.02} + 3 * 2500^{0.02} + 0.5 * 1.04 * 1200^{0.02} + 3 * 1.04 * 2500^{0.02}.$$

En het verwacht aantal per km μ , is

$$\mu = \frac{E(\kappa | L, \text{voor})}{0.5 + 3} = \frac{0.5 * 1200^{0.02} + 3 * 2500^{0.02} + 0.5 * 1.04 * 1200^{0.02} + 3 * 1.04 * 2500^{0.02}}{3.5}$$

κ is een verwachte waarde, waarover ook onzekerheid bestaat. De variantie van κ is

$$\text{Vergelijking 5} \quad \text{Var}(\kappa) = (1 - w) * \kappa$$

De standaardafwijking van κ is:

$$\text{Vergelijking 6} \quad \text{St.Dev}(\kappa) = \sqrt{(1 - w) * \kappa}$$

⁹ In de literatuur worden twee parameters gebruikt met de naam 'overdispersie parameter'. Deze twee parameters zijn elkaars inverse ($\phi = 1/k$). Hauer et al. (2002) gebruiken ϕ . Maar het gebruik van 'k' maakt het toch iets eenvoudiger om te begrijpen wat de overdispersie juist doet. Daarom kiezen we in dit document voor 'k'. Zeker in de minder technische artikels wordt niet uitgelegd welke parameter juist gebruikt wordt, maar wordt er verwezen naar 'een parameter die in een ander onderzoek reeds bepaald is'. Het is dan aan de technisch meer geïnteresseerde lezer zelf om, aan de hand van de daar gebruikte formules, uit te puzzelen welke overdispersie parameter er gebruikt is, en vanwaar dat gegeven juist komt.

¹⁰ Verwacht, in vergelijking met een Poissonverdeling. Bij een Poissonverdeling is de variantie gelijk aan het gemiddelde. Bij ongevalsdata gebaseerd op een groep van meerdere locaties is de variantie meestal groter dan het gemiddelde, en is $k > 0$.

3.4 Correctie voor algemene trend, voor gewijzigde kenmerken en voor verschillend aantal jaren in de na-periode

Na de correctie voor regressie naar het gemiddelde moet ook gecorrigeerd worden voor wijzigingen in de tijd. Dat is in eerste plaats de algemene ongevallentrend. Maar daarnaast kunnen ook andere kenmerken van de locatie gewijzigd zijn. Verkeersintensiteit is de meest voor de hand liggende, maar in principe komen alle kenmerken waarmee het model gemaakt is in aanmerking.

Opnieuw wordt de verwachte waarde van het aantal ongevallen voor de locatie L berekend, maar nu met de eigenschappen en de jaarcoëfficiënten van de na-periode.

Definieer:

$E(\kappa | L, na)$ = verwacht aantal ongevallen in de volledige na-periode, berekend met het model, voor een locatie met de eigenschappen van locatie L.

C_t = correctiefactor voor de tijd (algemene trend) en de gewijzigde kenmerken,

π = het verwacht aantal ongevallen in locatie L, na correctie voor regressie naar het gemiddelde, en na correctie voor trend en gewijzigde kenmerken.

Dan is de correctiefactor:

$$\text{Vergelijking 7} \quad C_t = \frac{E(\kappa | L, na)}{E(\kappa | L, voor)}$$

Bemerk dat, doordat voor $E(\kappa | L, voor)$ de volledige voor-periode gebruikt wordt, en voor $E(\kappa | L, na)$ de volledige na-periode, Vergelijking 7 ook corrigeert voor een verschil in de duur van de voor- en de na-periode.

Het verwacht aantal ongevallen π in de na-periode is dan:

$$\text{Vergelijking 8} \quad \pi = C_t * \kappa$$

En de standaardafwijking van π is:

$$\text{Vergelijking 9} \quad \text{StDev}(\pi) = C_t * \text{StDev}(\kappa)$$

3.5 Effectiviteitsindex

De effectiviteitsindex θ is dan het percentage ongevallen in de naperiode, relatief t.o.v. de voor-periode.

Volgens Elvik zou dit zijn:

$$\text{Vergelijking 10} \quad \theta(\text{Elvik}) = \frac{\lambda}{\pi}$$

Volgens Hauer –wiskundig iets correcter omdat de schatter minder vertekend is, maar intuïtief wat moeilijker te begrijpen- is de effectiviteitsindex:

$$\text{Vergelijking 11} \quad \theta = \theta(\text{Hauer}) = \frac{\frac{\lambda}{\pi}}{1 + \frac{\text{Var}(\pi)}{\pi^2}}$$

In een voorperiode met 100 ongevallen is dit een correctie van 1% op de effectiviteitsindex, met 500 ongevallen is de correctie zeker verwaarloosbaar (Hauer, 1997, pag. 64).

De variantie van de effectiviteitsindex is

Vergelijking 12

$$Var(\theta) = \theta^2 * \frac{\left(\frac{Var(\lambda)}{\lambda^2} + \frac{Var(\pi)}{\pi^2} \right)}{\left(1 + \frac{Var(\pi)}{\pi^2} \right)^2}.$$

Zonder correctie vallen de noemers in Vergelijking 11 en Vergelijking 12 weg.

Een effectiviteitsindex wordt als significant ($P < 5\%$) beschouwd indien 1 niet behoort tot $[\theta - 2*st.dev(\theta); \theta + 2*st.dev(\theta)]$ (Hauer, 1997, pag. 217: Harwood et al. 2003). Dit is o.a. zo als men veronderstelt dat de effectiviteitsindex normaal verdeeld is. Dit wordt nergens bewezen, en ook nergens op die manier geformuleerd. Maar er wordt evenmin een andere verantwoording gegeven waarom men dit betrouwbaarheidsinterval neemt.

3.6 Toepassingen

Deze of erg vergelijkbare methodes om effectiviteit van maatregelen te berekenen zijn o.a. gebruikt door Hauer (1995, 1997), Chen et al. (2002), Harwood et al. (2003),

3.7 Meta-analyse: het samennemen van verschillende onderzoeken

Bij een meta-analyse worden de resultaten van verschillende studies samen genomen. Indien een reële vergelijkingsgroep gebruikt wordt, is de effectiviteitindex een odds-ratio (zie Vergelijking 1). De manier om odds-ratio's samen te nemen is in het Nederlands beschreven in Nuyts & Cuyvers (2003), gebaseerd op het werk van Elvik (1995) en Fleiss (1981) In principe hoeft deze methode hier niet te werken, omdat de effectiviteitindex geen odds-ratio meer is, maar een enkelvoudige ratio.

In de literatuur zijn verschillende berekeningswijzen te vinden voor meta-analyses, afhankelijk van de beschouwde variabele waarmee men een effect meet: een odds-ratio, of een gestandaardiseerd verschil van gemiddeldes, of correlatiecoëfficiënten, of het absolute verschil van gemiddeldes, of ... We hebben echter nergens formules kunnen terugvinden voor de ratio van twee gemiddeldes of de ratio van twee verwachte waarden. We zouden de meest algemene formules kunnen nemen, waarbij we er van uitgaan dat het effect normaal verdeeld is (zie bv. Hedges, nd.). Vaak worden effectiviteiten van maatregelen berekend als odds-ratios, waarbij de verdeling van die effectiviteiten log-normaal verdeeld zijn (Elvik, 1995, 1999). Hoewel de effectiviteiten in de hierboven getoonde berekeningen geen odds-ratio's meer zijn, maar enkelvoudige ratio's, blijft het redelijk om te veronderstellen dat het uiteindelijke resultaat nog steeds lognormaal verdeeld is. Fysisch gezien blijft de betekenis hetzelfde. En als we Vergelijking 11 herschrijven (zie Vergelijking 13), bekommen we een (gecorrigeerde) odds-ratio. Weliswaar niet volledig gebaseerd op echte ongevals aantallen, maar nog steeds op ongevals aantallen (in drie van de vier gevallen verwachte aantallen i.p.v. getelde aantallen):

Vergelijking 13

$$\theta = \theta(Hauer) = \frac{\frac{\lambda}{\kappa}}{\frac{E(\kappa | L, na)}{E(\kappa | L, voor)}} * \left(\frac{1}{1 + \frac{Var(\pi)}{\pi^2}} \right).$$

De formules zoals gebruikt door Elvik zijn echter niet volledig bruikbaar, omdat ze voor de berekening van de standaard error expliciet uitgaan van echte ongevals aantallen in de vergelijkingsgroep.

Voor elke locatie l (of voor elke studie l) hebben we een schatting van de effectiviteit θ_l en de variantie hiervan $Var(\theta_l)$ (Vergelijking 11 en Vergelijking 12). We nemen aan dat θ_l log-normaal verdeeld is. Definieer

Vergelijking 14
$$R_l = \ln(\theta_l)$$

Vergelijkbaar met de formules uit Harwood et al. (2003), en afgeleid op een vergelijkbare manier als formules van Hauer (1997) (zie Appendix A) is de variantie van R_l :

Vergelijking 15
$$Var(R_l) = \frac{Var(\theta_l)}{\theta_l^2}$$

Binnen de berekening van het overkoepelende effect krijgt elke studie een gewicht. Dit gewicht is omgekeerd evenredig met de variantie:

Vergelijking 16
$$w_l = \frac{1}{Var(R_l)}$$

Bemerkt dat, hoe kleiner de variantie van θ_l , en dus ook de variantie van R_l hoe groter het gewicht (Vergelijking 16). Op deze manier krijgen de studies met de grootste betrouwbaarheid ook het grootste gewicht. Op het eerste zicht is er ook een ongewild pervers effect. Het lijkt alsof de locaties met het slechtste effect (de grootste θ) ook het meeste gewicht krijgen. Want uit de combinatie van Vergelijking 15 en Vergelijking 16 volgt dat het gewicht evenredig lijkt met θ^2 . Dieper ingaan op de formules leer echter dat deze θ^2 wegvalt tegen een factor in $Var(\theta)$ (zie Appendix B). Het blijkt dat uiteindelijk het gewicht van een locatie in de meta-analyse afhangt van het aantal waargenomen ongevallen in de na-periode (λ) en van het aantal waargenomen ongevallen in de voor-periode (κ), voor zover dit niet gecorrigeerd wordt door regressie naar het gemiddelde ($1-w$).

Stel dat we beschikken over n verschillende studies. Het gewogen gemiddelde effect EFFECT van de maatregel over alle plaatsen heen wordt:

Vergelijking 17
$$EFFECT = \exp \left[\frac{\sum_{l=1}^n w_l * \ln(\theta_l)}{\sum_{l=1}^n w_l} \right]$$

De schatting van een 95% betrouwbaarheidsinterval (= BI) daar rond is dan:

Vergelijking 18
$$95\% \text{ BI EFFECT} = \exp \left[\frac{\sum_{l=1}^n w_l * \ln(EFF_l)}{\sum_{l=1}^n w_l} \pm 1.96 * \frac{1}{\sqrt{\sum_{l=1}^n w_l}} \right]$$

4. RISICOMODELLEN EN EEN VERGELIJKINGSGROEP

4.1 Achtergrondinformatie en begrenzingen van de gebruikte ongevalsrisicomodellen

4.1.1 *Begrenzingen van de gemaakte modellen*

- In Van Geirt & Nuyts (2005b) werden ongevalsrisicomodellen voor autosnelwegen gebouwd. Deze zijn echter opgesteld voor ongevallen gedurende de ganse dag. In dit onderzoek over inhaalverbod beschouwen we enkel de ongevallen in de periodes 6u-10u en 16-19u. De eerder opgestelde modellen zijn dus niet rechtstreeks bruikbaar. Maar de eerder gebruikte regressiemethodiek is dat wel. Daarom wordt dezelfde methodiek opnieuw gebruikt, maar **nu enkel voor het aantal ongevallen tussen 6u-10u en 16-19u**.
- Deze risicomodellen worden gemaakt voor de vergelijkingsgroep. Dit wil zeggen dat alle data van **alle wegsegmenten** gebruikt werden, **behalve deze waar een inhaalverbod voor vrachtwagens** van kracht werd in 2000. De modellen zijn gebaseerd op de ongevalsdata van \pm 2000 km autosnelwegen, waar de 15 segmenten met inhaalverbod uit weggelaten zijn.
- Een inhaalverbod van vrachtwagens zou de snelheid van personenwagens kunnen doen stijgen (zie literatuurbespreking), wat op zijn beurt eventueel meer ongevallen met personenwagens zou kunnen veroorzaken. Anderzijds zou de snelheid homogener kunnen zijn, waardoor er minder ongevallen met personenwagens zouden kunnen zijn. We moeten er dus rekening mee houden dat een inhaalverbod voor vrachtwagens ook een invloed kan hebben op het risico op ongevallen waar geen vrachtwagens rechtsreeks in betrokken zijn. Daarom houden de modellen rekening met alle ongevallen, en **niet enkel met ongevallen waarbij in het PV genoteerd was dat er een vrachtwagen bij betrokken was**.
- We bouwen per zone **drie risicomodellen**: een model zonder jaarvariabelen, een model waarbij voor elk jaar een dummy variabele gebruikt wordt (behalve voor het referentiejaar) en een model waarbij de jaren opgesplitst worden in de voor-periode (1996-1999) de overgangperiode (2000) en de na-periode (2001). Hier zijn verschillende redenen voor. In sommige gevallen is het jaar niet statistisch significant. Om consequent te blijven hebben we daarom voor elke zone een model zonder jaarvariabelen gebouwd. Hauer argumenteert theoretisch dat een jaarvariabele nodig is (Hauer, 1997: 230) eventueel als een 'secular trend' (Hauer et al. 2002: 13), en gebruikt bij de meer volledige modellen ook systematisch jaarvariabelen, zonder aan te geven of deze significant waren of niet (Hauer, 1997; Hauer et al., 2002). Ondertussen is het gebruikelijk om jaarvariabelen te gebruiken bij dergelijke ongevalsmodellen (Persaud & Lyon, 2006:10). Daarom bouwen we ook voor elke zone een model met de jaar variabele.
- Omdat het ook de eerste keer is dat dergelijke analyse uitgevoerd wordt in Vlaanderen, nemen we opnieuw de tijd om alle genomen stappen grondig uit te leggen.

4.1.2 *Definities*

De modellen worden in deze studie gebruikt voor het samenstellen van een vergelijkingsgroep. Het is belangrijk om een vergelijkingsgroep te bouwen die – wat de wegkenmerken betreft – zo homogeen mogelijk is met de studielocatie. Om op een

eenvoudige manier de wegkenmerken vergelijkbaar te houden en te kiezen, bouwen we modellen met enkel categorische variabelen.

Om gemakkelijker naar modellen te verwijzen gebruiken we een 4-karakter codering XYZU, waarbij:

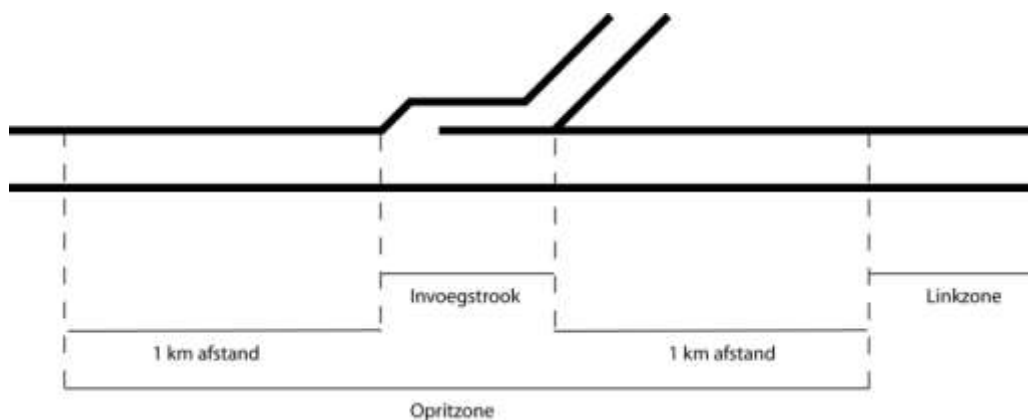
X = zone (L = link, O = oprit, A = afrit);

Y = variabelen (A = alle significante, I = intercept + intensiteit)

Z = jaar (G = geen jaar variabele, A = alle jaren een eigen variabele, C = jaren in drie categorieën)

U = model (N = negatief binomiaal, P = Poisson)

De risicomodellen worden opgesteld per zone: opritzone, afritzone en linkzone. De grenzen van deze zones werden experimenteel bepaald door Van Geirt & Nuyts (2005b). De grenzen van de invloedzones liggen op 1 km vóór het begin van de invoeg- of uitvoegstrook en 1 km na het einde van de invoeg- of uitvoegstrook. Dit wordt geïllustreerd op Figuur 1.



Figuur 1: Opritzone met aanduiding van de invoegstrook en de invloedzone.

4.2 Risicomodellen voor alle ongevallen in de linkzone

In Tabel 2 tonen we de regressiemodellen voor de linkzones; dit zijn de wegsegmenten die niet tot een op- en afrittencomplex behoren. Deze tabel bevat modellen met alle significante variabelen. In de internationale literatuur wordt geen aanbeveling gevonden betreffende het gebruik van het jaartal. We bouwen dan ook modellen zonder het jaartal, en twee versies met het jaartal als klasse variabele. Dit geeft ons de mogelijkheid om het effect hiervan op de effectiviteit van een maatregel verder te bestuderen.

Bij de modellen LAAP en LACP voegen we de jaar variabele toe. Ten gevolge van deze toevoeging convergeren de negatief binomiaal modellen niet meer. Om die reden stappen we voor deze situaties over naar Poisson modellen. Bij de Poisson modellen hebben we dan een dispersiefactor = 0. Dit wordt telkens in de tabellen aangeduid.

Parameter	Klassen	Model LAGN	Model LAAP	Model LACP
Intercept		-2.3032	-2.2179	-2.3642
T24_W3	0 – 38000	-1.2121	-1.1654	-1.1655
	38000 - 60000	-0.4807	-0.4255	-0.4345
	60000 - 120000	0	0	0
JAAR	1996		-0.3590	
	1997		-0.0115	
	1998		-0.1778	
	1999		-0.0653	
	2000		-0.0583	
	2001		0	
JAAR_K3	1996-1999			0
	2000			0.1482
	2001			0.0855
SNELHEID_K7	70 km/u	-0.1299	-0.1528	-0.1427
	90 km/u	0.8532	0.8261	0.8372
	100 km/u	0.6606	0.6865	0.6615
	120 km/u	0	0	0
RSAANTAL_K	2	-0.1756	-0.2020	-0.1993
	3	0.2556	0.2354	0.2412
	4	0	0	0
PSBREED_1KO3	0.00 – 2.60 m	0.0873	0.0890	0.0899
	2.60 – 3.70 m	-0.2287	-0.2363	-0.2347
	> 3.70 m	0	0	0
MBBREED_1KO	0.00 – 1.30 m	0.2929	0.2857	0.2883
	> 1.30 m	0	0	0
Dispersie		0.5560	0.0000 (Poisson)	0.0000 (Poisson)
AIC		7176	7184	7186
BIC		7303	7358	7337

Tabel 2: Autosnelwegmodellen voor alle letselongevallen buiten de complexzones tijdens de spitsuren, alle significante variabelen opgenomen in de modellen

Significante infrastructurale kenmerken zijn de maximaal toegelaten snelheid, het aantal rijstroken, de vluchtstrookbreedte en de redresseerstrookbreedte.

Omdat we van sommige studielocaties enkel beschikken over intensiteitdata, hebben we ook nood aan een model met enkel de intensiteit als onafhankelijke variabele. De vergelijkingsgroep moet namelijk op een gelijkaardige manier opgebouwd worden als de studielocatie. In Tabel 3 tonen we de modellen met enkel een intercept term en de verkeersintensiteit; al dan niet aangevuld met het jaar.

Parameter	Klassen	Model LIGN	Model LIAN	Model LICN
Intercept		-1.6996	-1.6345	-1.7593
T24_W3	0 – 38000	-1.5382	-1.5171	-1.5211
	38000 - 60000	-0.7197	-0.7029	-0.7048
	60000 - 120000	0	0	0
JAAR	1996		-0.2419	
	1997		-0.0791	
	1998		-0.1765	
	1999		-0.0317	
	2000		-0.0109	
	2001		0	
JAAR_K3	1996-1999			0
	2000			0.1169
	2001			0.1277
Dispersie		6.6897	6.6495	6.6782
AIC		12616	12618	12618
BIC		12650	12702	12677

Tabel 3: Autosnelwegmodellen voor alle letselongevallen buiten de complexzone tijdens de spitsuren, enkel intercept, intensiteit en al dan niet jaarvariabelen

De coëfficiënten van de parameters tussen de drie modellen liggen in dezelfde grootteorde. Ook de dispersiefactoren vertonen amper verschil. Op basis van de AIC zijn de drie modellen evenwaardig. Op basis van de BIC kunnen we eerder stellen dat het model LIGN, dus zonder de jaar variabele, het beste model is.

4.3 Alle ongevallen in de opritzones

In Tabel 4 tonen we de regressiemodellen voor de schatting van het aantal letselongevallen in de opritzones van de autosnelwegen tijdens de spitsuren. Naast de verkeersintensiteit zien we de maximaal toegelaten snelheid en de breedte van de vluchtstroken als significante infrastructuurkenmerken naar boven komen. Een bredere vluchtstrook heeft een positief effect op het aantal ongevallen.

Parameter	Klassen	Model OAGN	Model OAAP	Model OACP
Intercept		-1.9258	-1.9148	-1.9665
T24_W3	0 – 38000	-1.3607	-1.3525	-1.3601
	38000 – 60000	-0.4877	-0.4742	-0.4812
	60000 – 120000	0	0	0
JAAR	1996		-0.0912	
	1997		-0.0327	
	1998		-0.1808	
	1999		0.0483	
	2000		0.1623	
	2001		0	
JAAR_K3	1996-1999			0
	2000			0.2203
	2001			0.0581
SNELHEID_K7	70	0.2954	0.2756	0.2856
	90	0.3206	0.3125	0.3097
	100	0.8010	0.7907	0.7850
	120	0	0	0
PSBREED_1KO	0.00 – 1.30 m	0.3614	0.3534	0.3520
	1.30 – 2.60 m	0.1478	0.1282	0.1278
	2.60 – 3.70 m	-0.1243	-0.1447	-0.1445
	> 3.70 m	0	0	0
Dispersie		0.7257	0.0000 (Poisson)	0.0000 (Poisson)
AIC		5620	5636	5634
BIC		5710	5770	5746

Tabel 4: Autosnelwegmodellen voor alle letselongevallen in de opritzone tijdens de spitsuren, alle significante variabelen opgenomen in de modellen

Net zoals voor de linkzones maken we ook modellen waarbij naast verkeersintensiteit enkel nog jaarvariabelen worden meegenomen.

Parameter	Klassen	Model OIGP	Model OIAP	Model OICP
Intercept		-1.5501	-1.5590	-1.6081
T24_W3	0 – 38000	-1.7532	-1.7491	-1.7527
	38000 - 60000	-0.8604	-0.8517	-0.8562
	60000 - 120000	0	0	0
JAAR	1996		-0.1089	
	1997		-0.0300	
	1998		-0.1286	
	1999		0.0342	
	2000		0.1733	
	2001		0	
JAAR_K3	1996-1999			0
	2000			0.2258
	2001			0.0525
Dispersie		0.0000 (Poisson)	0.0000 (Poisson)	0.0000 (Poisson)
AIC		5972	5776	5972
BIC		6002	5851	6025

Tabel 5: Autosnelwegmodellen voor alle letselongevallen in de opritzzone tijdens de spitsuren, enkel intercept, intensiteit en al dan niet jaarvariabelen

4.4 Alle ongevallen in de afritzones

In deze sectie bespreken we de ongevallenmodellen voor alle ongevallen in de afritzones. In eerste instantie probeerden we negatief binomiaal modellen op te stellen. We vonden echter geen modellen die ook de verkeersintensiteit bevatten. Daarom schakelden we over naar Poisson modellen in de afritzone. In Tabel 6 tonen we de coëfficiënten.

Parameter	Klassen	Model AAGP	Model AAAP	Model AACP
Intercept		-2.4329	-2.4528	-2.4588
T24_W3	0 – 38000	-1.0843	-1.0832	-1.0840
	38000 - 60000	-0.3966	-0.3997	-0.3985
	60000 - 120000	0	0	0
JAAR	1996		0.0165	
	1997		0.0317	
	1998		-0.1172	
	1999		0.0390	
	2000		0.1357	
	2001		0	
JAAR_K	1996-1999			0
	2000			0.1443
	2001			0.0087
SNELHEID_K4	50-60 km/u	0.9440	0.9442	0.9487
	70-90 km/u	-0.0753	-0.0852	-0.0853
	100 km/u	0.7189	0.7195	0.7160
	120 km/u	0	0	0
RSAANTAL_K	1	-18.1523	-18.1412	-18.1563
	2	-0.1189	-0.1215	-0.1259
	3	0.2065	0.2075	0.2051
	4	0	0	0
RSBREED_1KO	2.80 – 3.25 m	0.1130	0.1087	0.1157
	3.25 – 3.60 m	0.2634	0.2644	0.2659
	3.60 – 4.40 m	0	0	0
MBBREED_1KO		0.4089	0.4089	0.4079
		0	0	0
AFRIT	0	-0.1905	-0.1909	-0.1899
	1	0	0	0
Dispersie		0.0000 (Poisson)	0.0000 (Poisson)	0.0000 (Poisson)
AIC		5346	5354	5350
BIC		5486	5538	5512

Tabel 6: Autosnelwegmodellen voor alle letselongevallen in de afritzone tijdens de spitsuren, alle significante variabelen opgenomen in de modellen

Parameter	Klassen	Model AIGP	Model AIAP	Model AICP
Intercept		-1.6681	-1.6955	-1.6940
T24_W3	0 – 38000	-1.6201	-1.6207	-1.6228
	38000 - 60000	-0.6565	-0.6592	-0.6585
	60000 - 120000	0	0	0
JAAR	1996		0.0289	
	1997		0.0398	
	1998		-0.1296	
	1999		0.0647	
	2000		0.1435	
	2001		0	
JAAR_K	1996-1999			0
	2000			0.1425
	2001			-0.0010
Dispersie		0.0000 (Poisson)	0.0000 (Poisson)	0.0000 (Poisson)
AIC		5556	5562	5558
BIC		5586	5636	5610

Tabel 7: Autosnelwegmodellen voor alle letselongevallen in de afritzone tijdens de spitsuren, enkel intercept, intensiteit en al dan niet jaarvariabelen

4.5 Vergelijking tussen negatief binomiaal en Poisson modellen en de invloed van dispersiefactoren

De effectiviteit wordt bepaald door het gekozen regressiemodel en de dispersiefactor. Bij gebruik van een Poisson model wordt, ten gevolge van een dispersiefactor $k = 0$, geen rekening gehouden met de studielocatie omdat de gewichtsfactor $w = 1$ wordt (zie Vergelijking 3 en Vergelijking 4). Het is echter zo dat we niet in elke situatie een convergerend negatief binomiaal model vinden. Dit heeft te maken met bepaalde variabelen die het model doen divergeren, aantal observaties in de specifieke situatie, etc. Toch wensen we effectiviteitindices te bepalen op basis van realistische basisgegevens, zoals een dispersiefactor die niet 0 is. We laten daarvoor de dispersiefactor variëren en bestuderen de invloed op de effectiviteit.

Als we de dispersiefactor laten variëren, is het echter mogelijk dat we ook de parameter coëfficiënten van de regressiemodellen in de effectiviteitberekeningen moeten laten variëren. In dat geval komen we in een zeer tijdsintensieve – en waarschijnlijk onmogelijke – opdracht terecht.

Daarom bestuderen we in deze sectie de verandering van de coëfficiënten ten gevolge van een verandering van de dispersiefactor.

4.5.1 Negatief binomiaal model met lage dispersiefactor

Model LAGN (Linkzone –Alle significante variabelen – geen jaar – negatief binomiaal) is een negatief binomiaal model met dispersiefactor $k = 0.5560$. Aangezien de waarde van k , en dus ook de keuze van Poisson of negatief binomiaal een grote invloed heeft op de berekening van de effectiviteit, wensen we een beeld te krijgen van de invloed van deze keuze op de model estimates.

We beginnen met een negatief binomiaal model met een relatief lage dispersiefactor.

Model LAGN heeft een dispersiefactor $k = 0.5560$. In Tabel 8 tonen we de parameter coëfficiënten voor het LAGN (negatief binomiaal) en LAGP (Poisson) model. We berekenen het procentueel verschil van de coëfficiënten.

Parameter	Klassen	Model LAGN	LAGP	Vershil (%)
Intercept		-2.3032	-2.3077	0.19
T24_W3	0 – 38000	-1.2121	-1.2118	-0.02
	38000 - 60000	-0.4807	-0.4806	-0.02
	60000 - 120000	0	0	
SNELHEID_K7	70 km/u	-0.1299	-0.1336	2.85
	90 km/u	0.8532	0.8522	-0.12
	100 km/u	0.6606	0.6573	-0.50
	120 km/u	0	0	
RSAANTAL_K	2	-0.1756	-0.1708	-2.73
	3	0.2556	0.2615	2.31
	4	0	0	
PSBREED_1KO3	0.00 – 2.60 m	0.0873	0.0900	3.09
	2.60 – 3.70 m	-0.2287	-0.2290	0.13
	> 3.70 m	0	0	
MBBREED_1KO	0.00 – 1.30 m	0.2929	0.2917	-0.41
	> 1.30 m	0	0	
Dispersie		0.5560	0	
AIC		7176	7184	0.11
BIC		7303	7311	0.11

Tabel 8: Vergelijking tussen de coëfficiënten van een negatief binomiaal model en een Poisson model, voor dezelfde ongevallen en wegkenmerken, en een lage dispersiefactor.

Wanneer we het procentuele verschil berekenen, vinden we een verwaarloosbaar verschil. Als we de AIC en BIC vergelijken vinden we vergelijkbare modellen om de ongevallen te verklaren op basis van de kenmerken. Het negatief binomiaal model heeft een lichte voorsprong (lagere AIC en BIC), doch met een procentueel verschil van 0.11 is dit verwaarloosbaar.

4.5.2 Negatief binomiaal model met hoge dispersiefactor

We maken nu dezelfde oefening met een model met een relatief hoge dispersiefactor. Model LIGN heeft een dispersiefactor $k = 6.6897$.

We tonen de parameter coëfficiënten in Tabel 9. Ook hier vinden we een verwaarloosbaar verschil tussen de coëfficiënten van het negatief binomiaal en Poisson model.

Parameter	Klassen	Model LIGN	Model LIGP	Vershil (%)
Intercept		-1.6996	-1.6996	0.00
T24_W3	0 – 38000	-1.5382	-1.5381	-0.01
	38000 - 60000	-0.7197	-0.7197	0.00
	60000 - 120000	0	0	
Dispersie		6.6897	0.0000	
AIC		12616	13736	8.88
BIC		12650	13770	8.85

Tabel 9: Vergelijking tussen de coëfficiënten van een negatief binomiaal model en een Poisson model, voor dezelfde ongevallen en wegkenmerken, en een hoge dispersiefactor.

4.5.3 Conclusie

Het verschil tussen de coëfficiënten van een Poisson en negatief binomiaal model, met dezelfde onafhankelijke variabelen, is verwaarloosbaar. In onze berekeningen van de effectiviteit kunnen we dus de dispersiefactor laten variëren om de invloed te bestuderen zonder daarbij ook de coëfficiënten van de modellen mee te laten variëren.

4.6 Dispersiefactor op basis van de reële ongevallen

Aangezien we in de berekeningen voor de effectiviteit een dispersiefactor willen gebruiken – ook voor de situaties waarbij we enkel over een Poisson-model beschikken –, willen we uiteraard een zo realistisch mogelijke waarde nemen. In deze paragraaf bepalen we een dispersiefactor op basis van de werkelijke ongevalgegevens.

Voor een negatief binomiaal verdeling geeft de dispersiefactor k het verband weer tussen de variantie (var) en het gemiddelde (μ). Het verband kan als volgt geschreven worden (SAS, 1999):

Vergelijking 19
$$Var = \mu + k \cdot \mu^2$$

Als we deze vergelijking gebruiken om op basis van onze ongevalldata een dispersiefactor te berekenen komen we op de volgende resultaten:

Zone	Gemiddelde μ	Variantie	Dispersiefactor k
Link	0.0507	0.0025	-18.76
Oprit	0.0643	0.0002	-15.50
Afrit	0.0680	0.0002	-14.67

Tabel 10: Dispersiefactoren op basis van de reële ongevalldata.

We vinden dus negatieve dispersiefactoren. Deze kunnen we niet verder gebruiken om regressiemodellen met vaste dispersiefactor te laten bepalen in SAS. De GENMOD procedure in SAS vereist positieve dispersiefactoren.

Ook in andere studies is dit probleem van negatieve dispersiefactoren reeds naar boven gekomen (De Brabander et al., 2005; Daniëls et al. submitted; Van Geirt & Nuyts, in revisie). Een verklaring voor dit fenomeen / probleem is nog niet gevonden.

4.7 Modelling met vaste waarde van de dispersiefactor

Uit de negatief binomiaal modellen halen we dispersiefactoren met waarden van 0.55 tot 6.69. Uit de reële ongevallendata halen we enkel negatieve dispersiefactoren. Met deze laatste kunnen we dus verder niets aanvangen. We hebben in een vorige sectie reeds aangetoond dat de parameter coëfficiënten verwaarloosbaar veranderen met de dispersiefactor. In deze sectie onderzoeken we uiteindelijk de mogelijkheden om toch een negatief binomiaal model te bekomen, startende met een vaste waarde van de dispersiefactor. SAS biedt de mogelijkheid om de dispersiefactor een vaste waarde te geven tijdens het modelleringproces.

Zoals reeds eerder aangehaald, heeft het gebruik van Poisson modellen met dispersiefactoren gelijk aan 0, het nadeel dat de studielocatie geen invloed heeft op de effectiviteit van de maatregel op die locatie. Dit gaat tegen het intuïtieve in.

We laten de dispersiefactor variëren van 0.20 tot 10.00, met enkele tussenwaarden.

4.7.1 Link – Alle significante variabelen – Jaar variabele (6 categorieën)

Het model LAGN ($k=0.5560$) dat een ideaal bruikbaar negatief binomiaal model is, convergeert niet meer na toevoeging van de jaar variabele (6 cat.). Om toch een model met een jaar variabele te kunnen gebruiken, dienden we naar Poisson modellering over te stappen. Dit leverde het model LAAP op, met een AIC = 7184.

De resultaten van een variatie van de dispersiefactor worden in Tabel 11 getoond.

Model	Dispersiefactor k	Resultaat	AIC
LAGN + jaar (6 categorieën)	0.20 – 0.48	Het model convergeert niet.	Nvt
LAGN + jaar (6 categorieën)	0.49 – 10.00	Dit model convergeert nu. Jaar is significant.	7176

Tabel 11: Resultaten van de variatie van de dispersiefactor bij een negatief binomiaal modellering van het model LAGN + jaar.

We merken dat vanaf een waarde 0.49 voor de dispersiefactor het modelleringproces begint te convergeren. Het is echter niet mogelijk om een optimale waarde te bepalen. Voor om het even welke waarde van 0.49 tot 10.00 vinden we hetzelfde AIC resultaat.

Het jaar wordt significant in dat specifieke bereik. Ook de dispersiefactor is groter dan 0, wat waarschijnlijker is. SAS vindt geen model als we het vrij laten in de bepaling van de dispersiefactor. SAS blijft dus ergens op een lokaal “instabiel” punt hangen. Pas als we het systeem verplichten een dispersiefactor te gebruiken, verplichten we het om een beter optimum te vinden.

We concluderen hier uit dat het gebruik van modellen met een dispersiefactor $> 0,49$ geloofwaardiger zijn.

4.7.2 Link – Alle significante variabelen – Jaar variabele (3 categorieën)

Het model LACN ($k=0.5560$) dat een ideaal bruikbaar negatief binomiaal model is, convergeert niet meer na toevoeging van de jaar variabele (3 cat.). Om toch een model met een jaar variabele te kunnen gebruiken, dienden we naar Poisson modellering over te stappen. Dit leverde het model LACP op, met een AIC = 7186. De variatie van de dispersiefactor leverde volgende resultaten op.

Model	Dispersiefactor k	Resultaat	AIC
LACP + jaar (3 categorieën)	0.20 – 0.48	Het model convergeert niet.	Nvt
LACP + jaar (3 categorieën)	0.49 – 0.60	Dit model convergeert nu. Jaar is niet significant.	7178
LACP + jaar (3 categorieën)	0.61 – 1.50	Het model convergeert niet.	Nvt
LACP + jaar (3 categorieën)	1.51 – 3.99	Dit model convergeert. Jaar is niet significant.	7178
LACP + jaar (3 categorieën)	4.00 – 4.10	Het model convergeert niet.	Nvt
LACP + jaar (3 categorieën)	4.11 – 10.00	Dit model convergeert. Jaar is niet significant.	7178

Tabel 12: Resultaten van de variatie van de dispersiefactor bij een negatief binomiaal modellering van het model LACP + jaar.

AIC blijft steeds dezelfde waarde hebben. Het is dus blijkbaar niet mogelijk om m.b.v. de AIC een optimale dispersiefactor te vinden.

Opvallend is ook dat het model convergeert in bepaalde bereiken van de dispersiefactor. Aangezien de bereiken soms heel klein zijn (bv 4.00 – 4.10 convergeert niet), is het mogelijk dat er nog dergelijke bereiken zijn die al dan niet convergeren. Er werd in eerste instantie met sprongen van 1.00 gewerkt. De coëfficiënten van de modellen blijven dezelfde grootteorde.

Voor het verschijnen van deze banden hebben we geen verklaring. Dit kan deel uitmaken van een diepgaand onderzoek naar de dispersiefactor van de verdeling van ongevallen. Misschien is dit wiskundig wel te bewijzen en te verklaren. Dit valt echter buiten dit onderzoek.

Het jaar is niet significant in de specifieke bereiken. De dispersiefactor is groter dan 0, wat waarschijnlijker is. SAS vindt geen model als we het vrij laten in de bepaling van de dispersiefactor. SAS blijft dus ergens op een lokaal "instabiel" punt hangen. Pas als we het systeem verplichten een dispersiefactor te gebruiken, verplichten we het om een beter optimum te vinden.

We kunnen in deze situatie geen conclusie trekken rond een optimale dispersiefactor.

4.7.3 Conclusie

Via deze aanpak is het onmogelijk een optimale dispersiefactor te bepalen. De waardegebieden van de dispersiefactoren waar de modellen al dan niet convergeren, blijken vrij wispelturig te zijn. De waarden van de dispersiefactor waarvoor de modellen convergeren, geven uiteindelijk aanleiding tot modellen die – door vergelijking van de AIC – evenwaardig zijn. Uit de vorige oefening kunnen we niet afleiden wat de beste dispersiefactor is om de effectiviteit te berekenen voor situaties waar we enkel beschikken over een Poisson model.

De overblijvende optie is dus om de Poisson modellen te gebruiken voor het samenstellen van de vergelijkingsgroep. Vervolgens een oefening doen waarbij we de dispersiefactor laten variëren tijdens de effectiviteitsberekening om zijn invloed in kaart te brengen.

4.8 Bespreking, conclusies en aanbevelingen voor de methodiek

Het werken met drie zones (link, oprit en afrit) blijft een goede keuze voor het opstellen van risicomodellen. De collectie statistisch significante parameters zijn in elk geval steeds verschillend. Dit werd gevonden door Van Geirt & Nuyts (2005b), waar risicomodellen werden opgesteld voor de volledige autosnelwegen en alle letselongevallen. Dit wordt hier gevonden waar risicomodellen worden opgesteld voor autosnelwegen en letselongevallen tijdens de perioden waarin het inhaalverbod voor vrachtwagens van kracht is.

Per zone worden drie modellen uitgewerkt waarbij het jaar van het ongeval als variërende parameter wordt gebruikt. In sommige gevallen is het jaartal significant, in andere niet. Niettemin worden de modellen verder gebruikt en wordt op de gepaste plaats uitleg gegeven rond het gebruik.

Een aantal auteurs maken effectiviteitsberekeningen met modellen waarvan ook niet aangetoond is dat elke variabele significant is (Hauer, 1997; Hauer et al., 2002; Persaud & Lyon, 2006). Het belangrijkste is dan dat de meest voor de hand liggende variabelen worden opgenomen. Zo is ook bijvoorbeeld de verkeersintensiteit een variabele die om geen enkele reden mag worden weggelaten.

In sommige gevallen worden negatief binomiaal modellen gevonden; in andere situaties moeten we ons tevreden stellen met Poisson modellen. In deze laatste situaties convergeren de modellen niet als negatief binomiaal als randvoorwaarde wordt gesteld voor de modellering. Het gebruik van Poisson modellen is nadelig omdat, t.g.v. van dispersiefactor met waarde 0 de studielocatie tijdens de berekening van de effectiviteit volledig wordt genegeerd. Om die reden worden een aantal experimenten uitgevoerd met de dispersiefactor. Doel is een optimale dispersiefactor te vinden.

Het variëren van de dispersiefactor tijdens het modelleringproces toont aan dat de coëfficiënten van de variabelen in de modellen slechts verwaarloosbaar veranderen. Het verschil tussen de coëfficiënten van een negatief binomiaal model en een Poisson model is verwaarloosbaar klein.

Berekening van een dispersiefactor op basis van de ruwe ongevaldata geeft aanleiding tot negatieve waarden van de dispersiefactor. Op deze manier kan geen optimale waarde gevonden worden.

Het variëren van de dispersiefactor tijdens het modelleringproces leidt tot waarden waarbij de modellen convergeren en waarden waarbij de modellen niet convergeren. Een optimale waarde van dispersiefactor kan niet worden gevonden aangezien voor de situaties waarbij convergentie optreedt, de modellen allen evenwaardig zijn.

Algemene aanbeveling is de volgende:

- bij situaties waar een negatief binomiaal model beschikbaar is, gebruiken we de dispersiefactor van dit model;
- bij situaties waar enkel een Poisson model beschikbaar is, gebruiken we de coëfficiënten van dit model en laten de dispersiefactor variëren bij de effectiviteitsberekening om de invloed op de effectiviteit te onderzoeken. We gebruiken volgende vier waarden voor de dispersiefactor: 0, 0.55 (laagste waarde uit NB modellen), 6.69 (hoogste waarde uit NB modellen), 10.

5. EFFECTIVITEIT VAN HET INHAALVERBOD VOOR VRACHTWAGENS OP VLAAMSE AUTOSNELWEGEN

In dit hoofdstuk bespreken we de effectiviteit van het inhaalverbod voor vrachtwagens op het aantal letselongevallen. Op segmenten met een inhaalverbod voor vrachtwagens geldt dit van 6u tot 10u en van 16 tot 19u.

Zoals ook al eerder vermeld houden we rekening met alle letselongevallen, ook met die ongevallen waar vrachtwagens niet rechtsreeks in betrokken waren.

De effectiviteiten geven het percentage ongevallen dat nog overblijft na het invoeren van het inhaalverbod. Als bijvoorbeeld de effectiviteit 0,70 is, hebben we te maken met 30% minder ongevallen; als de effectiviteit 2,40 is, hebben we 140% meer ongevallen.

Een meta-analyse is een onderzoek waarin onderzoeken van een bepaald fenomeen worden samengevoegd om één secuurdere uitkomst te verkrijgen. We bespreken eerst de theoretische achtergrond. Nadien worden de resultaten van de meta-analyse voorgesteld en besproken.

5.1 Beperking van de gevonden resultaten.

De in dit rapport berekende resultaten hebben een belangrijke beperking. Op het ogenblik van de berekening waren de meest recente beschikbare ongevalsdata die van 2001. Dat maakt dat de na-periode slechts één jaar bestrijkt. Hierdoor is het aantal ongevallen in de na-periode ook beperkt. Bovendien speelt het toeval ook meer bij een berekening met slechts één jaar. Toevallig hoge of lage ongevalsaantallen kunnen niet uitgevlakt worden door een tweede jaar. Alle resultaten moeten bekeken worden met deze gegevens als achtergrond.

5.2 Beschrijving van de onderzoekslocaties

In deze sectie bespreken we de onderzoeklocaties met hun ongevallen. De wegnummers, begin en eind kilometerpunten van de segmenten en het jaartal van invoering van de maatregel worden steeds aangegeven.

Door een ministerieel besluit van 27 juni 2000 (Vlaamse regering, 2000) werden een aantal locaties ingesteld als zones met een tijdelijk inhaalverbod voor bestuurders van voertuigen of slepen waarvan de maximale toegelaten massa meer dan 7500 kg bedraagt. In Tabel 13 tonen we de locaties waar een inhaalverbod werd ingesteld in 2000. Wegnummer, rijrichting en kilometerpalen zijn opgegeven.

Studieweg	Weg	Richting	VanKMP	TotKMP	Ingevoerd	Rijrichting
IV01 ¹¹	A001	Antwerpen - Nederland	35168	51000	2000	1
IV02	A001	Nederland - Antwerpen	51530	35168	2000	2
IV03	A014	Kortrijk - Gent	600	23400	2000	1
IV04	A014	Gent - Kortrijk	8600	1500	2000	2
IV05	A013	Hasselt - Antwerpen	42200	9580	2000	2
IV06	A013	Antwerpen - Hasselt	9400	42600	2000	1
IV07	A002	Nederland - Leuven	18852	39367	2000	1
IV08	A002	Leuven - Nederland	38158	17970	2000	2
IV09	A002	Nederland - Leuven	56500	86000	2000	1
IV10	A002	Leuven - Nederland	86000	56400	2000	2
IV11	A012	Antwerpen - Nederland	38000	45300	2000	1
IV12	A012	Nederland - Antwerpen	46136	38000	2000	2
IV13	A021	Antwerpen - Nederland	10040	38970	2000	1
IV14	A021	Nederland - Antwerpen	38630	9800	2000	2
IV15	R004	Gent	20888	14700	2000	2

Tabel 13: Onderzoekslocaties met een beperkt inhaalverbod in tijd voor vrachtwagens.

De inhaalverboden zijn beperkt in de tijd. Ze zijn enkel geldig op weekdays tussen 6 en 10u 's morgens en tussen 16 en 19 u 's avonds.

Aangezien we de regressiemodellen opgesteld hebben per zone, moeten we ook de onderzoekslocaties opsplitsen per zone. Op die manier gaan we dus het effect van het inhaalverbod op het aantal letselgevallen onderzoeken per zone.

5.3 Invloed van de jaar variabele op de effectiviteiten

We hebben drie modellen per zone gebouwd: zonder jaar, met jaar (6 cat) en met jaar (3 cat). In deze sectie onderzoeken we de invloed van de jaar variabele op de effectiviteit.

We kiezen voor de linkzones voor de modellen waarbij enkel een intercept en de intensiteit werden gemodelleerd. In deze situatie beschikken we namelijk over drie negatief binomiaal modellen en kan de invloed (het probleem) van de dispersiefactor uitgeschakeld worden.

We geven in Tabel 14 de volgende effectiviteiten:

- EFF1: met vergelijkingsgroep op basis van model zonder jaar
- EFF2: met vergelijkingsgroep op basis van model met jaar in 6 categorieën
- EFF3: met vergelijkingsgroep op basis van model met jaar in 3 categorieën

¹¹ "IV" staat voor inhaalverbod en dient enkel om een unieke identificatie te creëren voor de onderzoekslocaties.

Studieweg	EFF1	EFF2	EFF3
IV14	0.15 [0.00; 0.55]	0.13 [0.00; 0.50]	0.13 [0.00; 0.50]
IV13	0.42 [0.00; 1.22]	0.37 [0.00; 1.10]	0.37 [0.00; 1.10]
IV11	0.48 [0.00; 1.77]	0.45 [0.00; 1.67]	0.45 [0.00; 1.67]
IV15	0.52 [0.00; 1.93]	0.49 [0.00; 1.82]	0.49 [0.00; 1.82]
IV09	0.58 [0.00; 1.71]	0.52 [0.00; 1.53]	0.52 [0.00; 1.53]
IV12	0.72 [0.00; 2.67]	0.69 [0.00; 2.57]	0.69 [0.00; 2.57]
IV07	0.87 [0.00; 2.52]	0.78 [0.00; 2.26]	0.79 [0.00; 2.27]
IV01	0.93 [0.14; 1.37]	0.84 [0.13; 1.55]	0.84 [0.13; 1.55]
IV10	0.95 [0.00; 2.28]	0.85 [0.00; 2.05]	0.85 [0.00; 2.05]
IV06	0.97 [0.25; 1.69]	0.87 [0.23; 1.52]	0.87 [0.23; 1.52]
IV05	1.02 [0.37; 1.67]	0.92 [0.34; 1.50]	0.92 [0.34; 1.50]
IV02	1.23 [0.18; 2.29]	1.11 [0.16; 2.05]	1.11 [0.16; 2.06]
IV03	1.47 [0.36; 2.58]	1.32 [0.33; 2.31]	1.32 [0.33; 2.31]
IV08	1.52 [0.00; 3.66]	1.36 [0.00; 3.28]	1.37 [0.00; 3.29]
IV04 ¹²	Geen data	Geen data	Geen data
Dispersiefactor k	6.69	6.65	6.68

Tabel 14: Invloed van jaar variabele, via de vergelijkingsgroep, op de effectiviteit van de maatregel per studielocatie.

Tussen het gebruik van de jaar variabele in drie of zes categorieën is geen enkel verschil te merken. De effectiviteiten en hun 95% betrouwbaarheidsintervallen, vallen op een sporadisch enkele procent na, volledig gelijk.

Het toevoegen van de jaar variabele aan het risicomodel, en dus impliciet aan de vergelijkingsgroep doet de effectiviteit met gemiddeld 8% dalen. Wanneer we de 95% betrouwbaarheidsintervallen vergelijken, vinden we echter voor geen enkele locatie een statistisch significant verschillend resultaat. Tussen het gebruik van de jaarvariabel in drie of zes categorieën vinden we geen verschil.

In de volgende secties gebruiken we enkel nog de modellen zonder jaarvariabele en de modellen met een jaarvariabele in drie categorieën.

¹² Voor dit segment hebben we geen linkdata ondanks het feit dat het om een 7 km lang segment gaat. De reden is dat dit segment een verkeerswisselaar en twee op-en afrittencomplexen bevat.

5.4 Linksegmenten

In deze sectie bepalen we de effectiviteit van de maatregel op de linksegmenten van de verschillende studiewegen.

5.4.1 Ongevallen

In Tabel 15 tonen we het aantal ongevallen op de linksegmenten per jaar en per studielocatie. Het aantal segmenten wordt weergegeven in de vorm van de lengte in kilometers per studielocatie. Deze lengte geeft een idee over hoeveel segmenten de berekening loopt. Hoe meer segmenten, hoe betrouwbaarder de berekening in feite.

Studieweg	Lengte (km)	1996	1997	1998	1999	2000	2001
IV01	14.00	5	6	6	11	6	6
IV02	9.80	5	3	6	8	4	6
IV03	17.70	2	5	1	7	9	9
IV04	Geen data						
IV05	19.20	8	17	10	11	7	10
IV06	20.00	11	11	4	3	10	8
IV07	2.70	0	1	1	1	4	0
IV08	4.00	1	1	0	0	0	2
IV09	5.50	1	1	1	1	4	1
IV10	7.70	2	1	0	1	7	2
IV11	0.50	1	2	0	0	0	0
IV12	0.20	0	0	1	0	0	0
IV13	6.40	3	2	0	0	0	1
IV14	7.70	0	4	4	2	0	0
IV15	0.10	0	2	1	0	2	0

Tabel 15: Onderzoekslocaties (linksegmenten) met hun bijhorende ongevallendata.

5.4.2 Effectiviteiten en meta-analyse op basis van modellen zonder jaarvariabele

In Tabel 16 tonen we per studielocatie de effectiviteit, de variantie van de effectiviteit, de dispersiefactor voor de vergelijkingsgroep en het 95% betrouwbaarheidsinterval.

Studieweg	EFF	Var (EFF)	k ¹³	95%BI -	95% BI +	gewicht in meta-analyse
IV14	0.19*	0.07	0.56	0.00	0.71	0.50
IV07	0.40	0.33	0.56	0.00	1.55	0.51
IV15	0.52	0.49	6.69	0.00	1.93	0.55
IV09	0.56	0.32	0.56	0.00	1.69	1.01
IV13	0.58	0.34	0.56	0.00	1.75	1.01
IV11	0.80	1.26	0.56	0.00	3.04	0.50
IV10	0.83	0.35	0.56	0.00	2.01	2.00
IV12	0.88	1.56	0.56	0.00	3.38	0.50
IV01	0.94	0.16	6.69	0.14	1.73	5.57
IV06	1.37	0.24	0.56	0.40	2.35	7.88
IV05	1.45	0.21	0.56	0.52	2.37	9.80
IV03	1.60	0.33	6.69	0.45	2.74	7.76
IV08	2.48	3.07	0.56	0.00	5.99	2.00
IV02	2.75	1.29	0.56	0.48	5.02	5.88
IV04	Geen	data				
Meta-analyse	1.36*			1.01	1.81	

Tabel 16: Effectiviteiten, dispersiefactoren en 95% betrouwbaarheidsintervallen voor de linksegmenten van de onderzoekslocaties (* = statistisch significant).

Slechts één locatie geeft een statistisch significant resultaat voor de effectiviteit. We vinden op deze locatie een daling van het aantal ongevallen met 81%. Alle andere locaties geven een niet significante daling (-6% tot -60%) of stijging (+37% tot +175%) van het aantal ongevallen.

Om een globale effectiviteitindex te verkrijgen, passen we een meta analyse toe op de resultaten van Tabel 16.

We vinden een gecombineerde effectiviteitindex van 1.36 met een 95% betrouwbaarheidsinterval van 1.02 tot 1.83, dus een **statistisch significante toename met 36% van het aantal letselongevallen op de linksegmenten.**

5.4.3 Effectiviteiten en meta-analyse op basis van modellen met jaarvariabele

In hoofdstuk 4. hebben we de modellen met en zonder jaarvariabel bepaald voor de linkzone. Zonder jaarvariabele vonden we volledige negatief binomiaal modellen met een dispersiefactor = 0,56 (volledige modellen). In paragraaf 4.5 hebben we aangetoond dat de dispersiefactor geen invloed heeft op de coëfficiënten van de modellen. In deze paragraaf maken we daarom gebruik van het Poisson model met de jaarvariabele in drie categorieën en de dispersiefactoren uit het negatief binomiaal model. In de gevallen (segmenten) waar we enkel een beroep kunnen doen op de modellen met enkel de

¹³ De keuze van de dispersiefactor hangt af van de beschikbaarheid van data. Voor sommige segmenten (k=6.69) beschikken we enkel over de verkeersintensiteit en niet over infrastructurele data.

verkeersintensiteit is er geen probleem aangezien we zowel met (k=6,68) als zonder jaarvariabele (k=6,69) een negatief binomiaal model vinden.

In Tabel 16 tonen we per studielocatie de effectiviteit, de variantie van de effectiviteit, de dispersiefactor voor de vergelijkingsgroep en het 95% betrouwbaarheidsinterval.

Studieweg	EFF	Var (EFF)	k	95%BI -	95% BI +	gewicht in meta-analyse
IV14	0.18*	0.06	0.56	0.00	0.69	0.50
IV07	0.40	0.31	0.56	0.00	1.52	0.51
IV09	0.54	0.29	0.56	0.00	1.61	1.01
IV15	0.49	0.44	6.68	0.00	1.82	0.55
IV13	0.56	0.31	0.56	0.00	1.68	1.01
IV11	0.79	1.23	0.56	0.00	3.01	0.50
IV10	0.80	0.32	0.56	0.00	1.92	2.00
IV12	0.88	1.54	0.56	0.00	3.36	0.50
IV01	0.97	0.17	6.68	0.15	1.79	5.57
IV06	1.32	0.22	0.56	0.38	2.26	7.88
IV05	1.39	0.20	0.56	0.50	2.28	9.80
IV03	1.43	0.27	6.68	0.40	2.47	7.76
IV08	2.37	2.82	0.56	0.00	5.73	2.00
IV02	2.63	1.18	0.56	0.46	4.80	5.88
IV04	Geen	data				
Meta-analyse	1.30			0.97	1.74	

Tabel 17: Effectiviteiten, dispersiefactoren en 95% betrouwbaarheidsintervallen voor de linksegmenten van de onderzoekslocaties (* = statistisch significant).

Ook in het geval waar we gebruik maken van de modellen met de jaarvariabele vinden we slechts één locatie met een statistisch significant resultaat voor de effectiviteit. We vinden nu op deze locatie een daling van het aantal ongevallen met ongeveer 82%. Alle andere locaties geven een niet significante daling (-3% tot -60%) of stijging (+32% tot +163%) van het aantal ongevallen.

Om een globale effectiviteitindex te verkrijgen, passen we een meta analyse toe op de resultaten van Tabel 16.

We vinden een gecombineerde effectiviteitindex van 1.30 met een 95% betrouwbaarheidsinterval van 0.97 tot 1.74, dus een **niet-statistisch significante toename met 30% van het aantal letselongevallen op de linksegmenten.**

5.5 Opritzones

In deze paragraaf bepalen we de effectiviteit van het inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen in de opritzones. De opritzone bestaat uit de segmenten naast de invoegstrook, de segmenten tot 1 km voor het begin van de invoegstrook en de segmenten tot 1 km na het einde van de invoegstrook.

5.5.1 Ongevallen

In Tabel 18 tonen we de ongevallendata voor de opritzones van de onderzoekslocaties.

Studieweg	Lengte (km)	1996	1997	1998	1999	2000	2001
IV01	1.30	1	1	0	0	1	0
IV02	2.70	1	3	1	3	2	0
IV03	0.70	0	1	2	0	3	0
IV04	2.80	2	1	1	1	1	3
IV05	3.60	4	1	2	1	3	2
IV06	2.70	0	3	1	1	5	2
IV07	3.00	1	0	0	1	1	1
IV08	4.20	0	1	1	2	0	1
IV09	8.00	1	5	4	4	5	2
IV10	6.70	5	3	4	4	1	3
IV11	1.50	1	1	3	0	3	2
IV12	4.60	3	4	3	1	3	5
IV13	7.40	1	2	1	4	1	4
IV14	6.90	1	3	1	0	1	0
IV15	Geen data						

Tabel 18: Onderzoekslocaties (opritsegmenten) met hun bijhorende ongevallendata.

5.5.2 Effectiviteiten en meta-analyse op basis van modellen zonder de jaarvariabele

In Tabel 19 tonen we per studielocatie de effectiviteit, de variantie van de effectiviteit, de dispersiefactor voor de vergelijkingsgroep en het 95% betrouwbaarheidsinterval.

Studieweg	EFF	Var (EFF)	k	95%BI -	95% BI +	gewicht in meta-analyse
IV14	0.18*	0.06	0.73	0.00	0.68	0.51
IV02	0.22*	0.09	0.73	0.00	0.83	0.51
IV01	0.33	0.20	0.73	0.00	1.23	0.52
IV03	0.63	0.78	0.73	0.00	2.39	0.51
IV08	0.65	0.42	0.73	0.00	1.95	1.02
IV09	0.66	0.22	0.73	0.00	1.59	2.00
IV07	1.01	1.00	0.73	0.00	3.01	1.02
IV10	1.08	0.39	0.73	0.00	2.32	2.97
IV05	1.31	0.86	0.73	0.00	3.16	2.00
IV13	1.60	0.65	0.73	0.00	3.22	3.93
IV06	1.76	1.55	0.73	0.00	4.25	2.00
IV12	2.77	1.59	0.73	0.24	5.29	4.81
IV04	2.87	2.81	0.73	0.00	6.23	2.94
IV11	3.15	4.96	0.73	0.00	7.60	2.00
IV15	Geen	data				
Meta-analyse	1.47*			1.01	2.15	

Tabel 19: Effectiviteiten, dispersiefactoren en 95% betrouwbaarheidsintervallen voor de opritsegmenten van de onderzoekslocaties (* = statistisch significant).

We vinden twee locaties met een statistisch significante effectiviteitindex. Het aantal ongevallen daalt op deze locaties met 78 tot 82%.

Om een globale effectiviteitindex te verkrijgen, passen we een meta analyse toe op de resultaten van Tabel 19.

We vinden een gecombineerde effectiviteitindex van 1.47 met een 95% betrouwbaarheidsinterval van 1.01 tot 2.15.

Dit betekent dat het inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen een **statistisch significante toename met 47% van het aantal letselongevallen op de opritsegmenten** geeft.

5.5.3 Effectiviteiten en meta-analyse op basis van modellen met de jaarvariabele

In Tabel 19 tonen we per studielocatie de effectiviteit, de variantie van de effectiviteit, de dispersiefactor voor de vergelijkingsgroep en het 95% betrouwbaarheidsinterval.

Studieweg	EFF	Var (EFF)	k	95%BI -	95% BI +	gewicht in meta-analyse
IV14	0.18*	0.06	0.73	0.00	0.67	0.50
IV02	0.22*	0.09	0.73	0.00	0.82	0.51
IV01	0.32	0.20	0.73	0.00	1.21	0.52
IV03	0.63	0.77	0.73	0.00	2.39	0.51
IV08	0.65	0.42	0.73	0.00	1.95	1.02
IV09	0.65	0.21	0.73	0.00	1.56	2.00
IV07	1.01	1.00	0.73	0.00	3.00	1.02
IV10	1.06	0.38	0.73	0.00	2.29	2.97
IV05	1.29	0.83	0.73	0.00	3.11	2.00
IV13	1.59	0.64	0.73	0.00	3.19	3.93
IV06	1.74	1.52	0.73	0.00	4.21	2.00
IV12	2.76	1.58	0.73	0.24	5.27	4.81
IV04	2.86	2.79	0.73	0.00	6.21	2.94
IV11	3.12	4.86	0.73	0.00	7.53	2.00
IV15	Geen	data				
Meta-analyse	1.46*			1.00	2.13	

Tabel 20: Effectiviteiten, dispersiefactoren en 95% betrouwbaarheidsintervallen voor de opritsegmenten van de onderzoekslocaties (* = statistisch significant).

We vinden twee locaties met een statistisch significante effectiviteitindex. Het aantal ongevallen daalt op deze locaties met 78 tot 82%.

Om een globale effectiviteitindex te verkrijgen, passen we een meta analyse toe op de resultaten van Tabel 20.

We vinden een gecombineerde effectiviteitindex van 1.46 met een 95% betrouwbaarheidsinterval van 1.00 tot 2.13.

Dit betekent dat het inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen een **statistisch significante toename met 46% van het aantal letselongevallen op de opritsegmenten** geeft.

5.6 Afritzones

In deze paragraaf bepalen we de effectiviteit van het inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen in de afritzones. De afritzone bestaat uit de segmenten naast de uitvoegstrook, de segmenten tot 1 km voor het begin van de uitvoegstrook en de segmenten tot 1 km na het einde van de uitvoegstrook.

5.6.1 Ongevallen

In Tabel 21 tonen we de ongevallendata voor de afritzones van de onderzoekslocaties.

Studieweg	Lengte (km)	1996	1997	1998	1999	2000	2001
IV01	0.90	1	0	0	0	1	0
IV02	2.70	4	4	0	1	1	3
IV03	0.40	0	0	2	0	0	0
IV04	1.80	2	1	2	0	1	0
IV05	2.90	2	0	2	3	2	4
IV06	3.00	2	0	1	2	3	3
IV07	Geen data						
IV08	3.40	1	0	0	0	0	2
IV09	6.70	8	1	3	4	6	2
IV10	8.80	5	4	2	3	3	3
IV11	1.20	1	0	0	0	1	0
IV12	0.30	0	0	0	0	0	0
IV13	5.60	2	3	0	1	3	2
IV14	5.70	0	0	0	1	0	1
IV15	0.30	1	0	1	0	0	1

Tabel 21: Onderzoekslocaties (afritsegmenten) met hun bijhorende ongevallendata.

5.6.2 Effectiviteiten en meta-analyse op basis van modellen zonder de jaarvariabele

In Tabel 22 tonen we per studielocatie de effectiviteit, de variantie van de effectiviteit, de dispersiefactor voor de vergelijkingsgroep en het 95% betrouwbaarheidsinterval.

Aangezien we voor de afritzones enkel beschikken over Poisson modellen, laten we hier de dispersiefactor variëren voor de berekening van de effectiviteiten.

Studieweg	EFF			
	K=0.00	K = 0.55	K = 6.69	K=10.00
IV01	0.44 [0.00; 1.69]	0.46 [0.00; 1.73]	0.52 [0.00; 1.93]	0.54 [0.00; 1.97]
IV04	0.47 [0.00; 1.81]	0.45 [0.00; 1.72]	0.35 [0.00; 1.29]	0.33 [0.00; 1.21]
IV11	0.49 [0.00; 1.87]	0.49 [0.00; 1.88]	0.54 [0.00; 1.98]	0.55 [0.00; 2.01]
IV14	0.53 [0.00; 1.60]	0.56 [0.00; 1.68]	0.81 [0.00; 2.36]	0.91 [0.00; 2.62]
IV03	0.76 [0.00; 2.91]	0.72 [0.00; 2.76]	0.56 [0.00; 2.09]	0.54 [0.00; 1.97]
IV12	0.81 [0.00; 3.09]	0.82 [0.00; 3.11]	0.88 [0.00; 3.31]	0.89 [0.00; 3.38]
IV09	0.90 [0.00; 2.17]	0.85 [0.00; 2.04]	0.63 [0.00; 1.52]	0.59 [0.00; 1.43]
IV10	0.94 [0.00; 2.02]	0.93 [0.00; 2.00]	0.86 [0.00; 1.88]	0.85 [0.00; 1.85]
IV13	1.02 [0.00; 2.46]	1.03 [0.00; 2.48]	1.08 [0.00; 2.60]	1.09 [0.00; 2.62]
IV02	2.40 [0.00; 5.18]	2.20 [0.00; 4.76]	1.55 [0.00; 3.39]	1.46 [0.00; 3.19]
IV08	2.47 [0.00; 5.97]	2.52 [0.00; 6.08]	2.90 [0.00; 6.97]	3.04 [0.00; 7.26]
IV15	2.51 [0.00; 7.54]	2.09 [0.00; 6.03]	1.49 [0.00; 3.99]	1.44 [0.00; 3.85]
IV06	2.84 [0.00; 6.12]	2.76 [0.00; 5.97]	2.36 [0.00; 5.19]	2.28 [0.00; 5.03]
IV05	3.80 [0.00; 7.60]	3.56 [0.00; 7.18]	2.63 [0.00; 5.45]	2.48 [0.00; 5.15]
IV07	Geen data			
Meta-analyse	1.63* [1.09; 2.44]	1.56* [1.04; 2.34]	1.33 [0.89; 2.00]	1.30 [0.87; 1.95]

Tabel 22: Effectiviteiten, dispersiefactoren en 95% betrouwbaarheidsintervallen voor de afritsegmenten van de onderzoekslocaties (* = statistisch significant).

We vinden voor geen enkele afzonderlijke studieweg en dispersiefactor een statistisch significant resultaat.

5.6.3 Meta analyse

Aangezien we effectiviteiten bepaald hebben met vier verschillende dispersiefactoren maken we uiteraard ook vier meta-analyses.

Met een dispersie factor $K= 0$ vinden we een gecombineerde effectiviteitindex van 1.63 met een 95% betrouwbaarheidsinterval van 1.09 tot 2.44, dus statistisch significant.

Met een dispersie factor $K= 0.55$ vinden we een gecombineerde effectiviteitindex van 1.56 met een 95% betrouwbaarheidsinterval van 1.04 tot 2.34, dus statistisch significant.

Met een dispersie factor $K= 6.69$ vinden we een gecombineerde effectiviteitindex van 1.33 met een 95% betrouwbaarheidsinterval van 0.89 tot 2.00, dus statistisch niet significant.

Met een dispersie factor $K = 10$ vinden we een gecombineerde effectiviteitindex van 1.30 met een 95% betrouwbaarheidsinterval van 0.87 tot 1.95, dus statistisch niet significant.

We vinden in alle gevallen een effectiviteitindex groter dan 1.00 en dus een stijging van het aantal letselgevallen. Voor een lage dispersiefactor is het resultaat zelfs statistisch significant.

5.6.4 Effectiviteiten en meta-analyse op basis van modellen met de jaarvariabele

In Tabel 22 tonen we per studielocatie de effectiviteit, de variantie van de effectiviteit, de dispersiefactor voor de vergelijkingsgroep en het 95% betrouwbaarheidsinterval.

Aangezien we voor de afritzones enkel beschikken over Poisson modellen, laten we hier de dispersiefactor variëren voor de berekening van de effectiviteiten.

Studieweg	EFF			
	K=0.00	K = 0.55	K = 6.69	K=10.00
IV01	0.45 [0.00; 1.72]	0.46 [0.00; 1.75]	0.53 [0.00; 1.93]	0.54 [0.00; 1.97]
IV04	0.48 [0.00; 1.83]	0.46 [0.00; 1.74]	0.35 [0.00; 1.30]	0.33 [0.00; 1.21]
IV11	0.49 [0.00; 1.89]	0.50 [0.00; 1.90]	0.54 [0.00; 1.99]	0.55 [0.00; 2.01]
IV14	0.55 [0.00; 1.64]	0.57 [0.00; 1.72]	0.82 [0.00; 2.38]	0.92 [0.00; 2.64]
IV03	0.76 [0.00; 2.92]	0.73 [0.00; 2.77]	0.57 [0.00; 2.10]	0.54 [0.00; 1.98]
IV12	0.81 [0.00; 3.11]	0.82 [0.00; 3.13]	0.88 [0.00; 3.31]	0.90 [0.00; 3.38]
IV09	0.92 [0.00; 2.22]	0.86 [0.00; 2.09]	0.63 [0.00; 1.53]	0.59 [0.00; 1.44]
IV10	0.96 [0.00; 2.07]	0.95 [0.00; 2.04]	0.87 [0.00; 1.89]	0.85 [0.00; 1.86]
IV13	1.05 [0.00; 2.53]	1.05 [0.00; 2.54]	1.09 [0.00; 2.62]	1.09 [0.00; 2.64]
IV02	2.46 [0.00; 5.31]	2.25 [0.00; 4.87]	1.56 [0.00; 3.41]	1.46 [0.00; 3.20]
IV08	2.53 [0.00; 6.11]	2.58 [0.00; 6.22]	2.94 [0.00; 7.05]	3.06 [0.00; 7.32]
IV15	2.56 [0.00; 7.67]	2.12 [0.00; 6.10]	1.48 [0.00; 3.98]	1.43 [0.00; 3.83]
IV06	2.91 [0.00; 6.27]	2.82 [0.00; 6.10]	2.38 [0.00; 5.23]	2.29 [0.00; 5.05]
IV05	3.90 [0.00; 7.79]	3.64 [0.00; 7.35]	2.65 [0.00; 5.49]	2.49 [0.00; 5.17]
IV07	Geen data			
Meta-analyse	1.67* [1.11; 2.49]	1.59* [1.06; 2.38]	1.34 [0.89; 2.01]	1.31 [0.87; 1.96]

Tabel 23: Effectiviteiten, dispersiefactoren en 95% betrouwbaarheidsintervallen voor de afritsegmenten van de onderzoekslocaties (* = statistisch significant).

Aangezien we effectiviteiten bepaald hebben met vier verschillende dispersiefactoren maken we uiteraard ook vier meta-analyses.

Met een dispersie factor $K= 0$ vinden we een gecombineerde effectiviteitindex van 1.67 met een 95% betrouwbaarheidsinterval van 1.11 tot 2.49, dus statistisch significant.

Met een dispersie factor $K= 0.55$ vinden we een gecombineerde effectiviteitindex van 1.59 met een 95% betrouwbaarheidsinterval van 1.06 tot 2.38, dus statistisch significant.

Met een dispersie factor $K= 6.69$ vinden we een gecombineerde effectiviteitindex van 1.34 met een 95% betrouwbaarheidsinterval van 0.89 tot 2.01, dus statistisch niet significant.

Met een dispersie factor $K = 10$ vinden we een gecombineerde effectiviteitindex van 1.31 met een 95% betrouwbaarheidsinterval van 0.87 tot 1.96, dus statistisch niet significant.

We vinden in alle gevallen een effectiviteitindex groter dan 1.00 en dus een stijging van het aantal letselongevallen. Voor een lage dispersiefactor is het resultaat zelfs statistisch significant.

5.7 Bespreking van de resultaten

Op basis van de meta-analyse resultaten kunnen we besluiten dat een inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen een negatieve invloed heeft op het aantal letselongevallen. Gezien de na-periode slechts één jaar bedraagt, moet dit resultaat met de nodige voorzichtigheid geïnterpreteerd worden. Maar globaal is er zeker geen indicatie dat het aantal ongevallen verminderd is door het inhaalverbod. Het gaat hier om ongevallen met doden, zwaargewonden en/of lichtgewonden. Ongevallen met enkel blikschade werden in deze studie niet meegenomen wegens het ontbreken ervan in de NIS databank.

In deze sectie proberen we om een verklaring voor dit feit te vinden. We maken hierbij gebruik van binnen- en buitenlandse onderzoeken die op één of andere manier met het inhaalverbod te maken hebben. Niet alle onderzoeken nemen het aantal ongevallen als uitgangspunt. Dit type onderzoeken zijn zelfs zeer beperkt in aantal. We nemen echter ook onderzoeken mee die gekeken hebben naar snelheidswijzigingen, volgtijden, clustervorming, e.d.

Uit de analyses van Traficon (1999, 2000) blijkt dat zowel de snelheden als de volgtijden van zowel de personen- als de vrachtwagens een dalende, constante of stijgende trend kunnen hebben. De resultaten variëren per locatie. Brilon & Lühder (nd) vonden een afname van de volgtijden op de eerste rijstrook. Garber & Gadiraju (1990 – geciteerd in AGV, 1992) vonden een afname van de volgtijden en hiaatafstanden.

Een afname van de volgtijden op de eerste rijstrook kan er voor zorgen dat het uitvoegen van voertuigen moeilijker en gevaarlijker wordt.

Er bestaan alleszins dus duidelijk elementen die extra invloed hebben op het rijgedrag. Elementen die we echter op basis van deze studies niet kunnen identificeren. Deze kunnen infrastructureel van aard zijn, te maken hebben met gedrag of een combinatie er van.

Als we de effectiviteiten van inhaalverbod maatregel op de individuele locaties analyseren, bemerken we in uitzonderlijke gevallen een statistisch significant positief effect en in de meeste gevallen een niet significant positief of negatief effect op het aantal letselongevallen. Een volledig gelijkaardig resultaat werd ook in Duitsland gevonden door Drews (1999).

Net als in de niet ongeval gerelateerde onderzoeken vinden we dus trends in beide richtingen. Opnieuw doet dit het vermoeden rijzen dat er meer elementen meespelen.

6. CONCLUSIES, AANBEVELINGEN EN VERDER ONDERZOEK

6.1 Conclusies

6.1.1 *Maatregel*

Op basis van de internationale literatuurstudie kunnen we geen éénduidige conclusie trekken of een inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen een positief of negatief effect heeft op de verkeersveiligheid. Verschillende indicatoren, zoals gereden snelheid van vrachtwagens en personenwagens, homogeniteit van de verkeerstroom, volgtijden van de wagens op verschillende rijstroken, aantal inhaalbewegingen en aantal rijstrookveranderingen werden in diverse studies onder de loupe genomen. De resultaten gaan voor verschillende indicatoren ook verschillende richtingen uit.

De gereden snelheden van vrachtwagens nemen af, de gemiddelde snelheid van personenwagens en van de globale verkeerstroom kan zowel afnemen als toenemen. Ook de volgtijden gaan verschillende richtingen uit afhankelijk van de studie.

Uit verschillende studies komt een homogener beeld van de algemene verkeerstroom naar boven. Anderzijds verhoogt het aantal inhaalbewegingen van personenwagens alsook de snelheidsvariatie tussen vrachtwagens en personenwagens. In hoeverre deze effecten elkaar opheffen voor de verkeersveiligheid is niet duidelijk.

Het effect van de maatregel op het aantal ongevallen kan niet echt als positief beschouwd worden. Internationale studies tonen een wisselend resultaat, gaande van een daling tot een stijging van het aantal ongevallen. Slechts één studie vond één statistisch significante daling van het aantal ongevallen op een locatie.

Het doel van deze studie was ook om een effectiviteit van de maatregel te bepalen op het aantal ongevallen op Vlaamse autosnelwegen. Maar de berekende resultaten hebben een belangrijke beperking. Op het ogenblik van de berekening waren de meest recente, beschikbare ongevalsdata die van 2001. Dat maakt dat de na-periode slechts één jaar bestrijkt. Hierdoor is het aantal ongevallen in de na-periode ook beperkt. Bovendien speelt het toeval ook meer bij een berekening met slechts één jaar. Toevallig hoge of lage ongevalsaantallen kunnen niet uitgevlakt worden door een tweede jaar. Hierdoor moeten de resultaten met de nodige voorzichtigheid geïnterpreteerd worden.

Algemeen kunnen we concluderen dat het effect van de maatregel sterk afhankelijk is van de locatie. Op 6,6% (3/45) van de locaties vinden we een statistisch significante daling van het aantal ongevallen. Op de linksegmenten van één locatie vinden we een statistisch significante daling van het aantal ongevallen met 82%. Op de opritsegmenten van twee locaties vinden we een statistisch significante daling van het aantal ongevallen met 78-82%.

Met behulp van een meta-analyse kunnen we de resultaten van verschillende locaties samen nemen. De meta-analyse van de linksegmenten geeft een statistisch significante effectiviteit van 1.36 of een stijging van het aantal ongevallen met 36%. De meta-analyse van de opritsegmenten geeft een statistisch significante stijging van het aantal ongevallen met 47% (effectiviteitindex van 1.47).

Voor de afritsegmenten dienen we rekening te houden met de dispersiefactor. Een dispersiefactor wordt niet gevonden tijdens het modelleringsproces. Om die reden lieten we de dispersiefactor variëren met waarden 0, 0.55, 6.69 en 10. Voor de waarden 0 en 0.55 wordt een statistisch significante stijging van het aantal ongevallen met respectievelijk 63% en 56% gevonden. Een meta-analyse van de resultaten met een dispersiefactor van 6.69 en 10 levert een statistisch niet significante stijging van het aantal ongevallen met respectievelijk 33% en 30%. Aangezien de poging om een optimale dispersiefactor te bepalen geen éénduidig resultaat opleverde, kunnen we geen duidelijke conclusie trekken over de beste waarde van de dispersiefactor.

Samenvattend kunnen we besluiten dat een invoering van een inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen sterk afhankelijk is van de locatie. Er spelen dus nog extra factoren mee die het effect op de verkeersveiligheid bepalen. Dit kunnen wegkenmerken zijn, maar ook andere tot op heden niet geïdentificeerde menselijke en omgevingsfactoren. Een beperkt aantal locaties geeft een positief resultaat maar op basis van de meta-analyses kunnen we zeker niet besluiten dat de maatregel globaal een positieve invloed heeft op de verkeersveiligheid.

De resultaten die in deze studie werden gevonden, liggen in lijn van de internationaal gevonden resultaten en bevindingen.

6.1.2 Informatie

Voor informatie rond de onderzoekslocatie in deze studie werd een beroep gedaan op een hardcopy van een Ministerieel besluit van juni 2000, verkregen via de Administratie Wegen en Verkeer.

Een uitgebreide zoektocht op het internet, via de websites van het Staatsblad, Federale Overheid, Vlaamse Gemeenschap, Google, e.d. in combinatie met diverse telefoons naar diverse overheidsdiensten leverde geen informatie op over de exacte invoering van het inhaalverbod voor vrachtwagens. Op één of andere manier zijn de diverse Ministeriële besluiten niet opvraagbaar.

6.2 Aanbevelingen

6.2.1 Maatregel

De na-periode van dit onderzoek is kort, slechts één jaar. Dat maakt de resultaten van dit onderzoek nog beperkt. Nochtans kunnen we uit dit onderzoek, gecombineerd met resultaten uit andere (inter)nationale studies, toch concluderen dat het inhaalverbod voor vrachtwagens op autosnelwegen een maatregel die met enige voorzichtigheid moet worden gehanteerd. Het is een maatregel die niet op elke locatie of elk wegsegment zijn nut bewijst. Afhankelijk van de locatie kan het aantal letselongevallen stijgen of dalen. Een algemene invoering van de maatregel op alle autosnelwegen wordt bijgevolg afgeraden vanuit het oogpunt van de verkeersveiligheid.

Aangezien op sommige locaties de maatregel een positief effect vertoont op het aantal ongevallen, wordt echter een afschaffing van de maatregel op die plaatsen zeker niet aanbevolen. Verder onderzoek – met meer gegevens – zal een duidelijkere kijk moeten geven op het type locatie waar de maatregel al dan niet toegepast kan en mag worden.

6.2.2 Informatie

Onderzoek naar de ontbrekende elementen en een aanvulling van de overheidsdatabanken met de informatie betreffende de Ministeriële besluiten over de invoering van de inhaalverboden. Deze informatie is van cruciaal belang voor de verderzetting van dit onderzoek.

6.3 Verder onderzoek

Voorliggende studie uitbreiden. Van zodra detailgegevens van de letselongevallen vanaf 2002 beschikbaar zijn, is een uitgebreider onderzoek mogelijk. De naperiode van de onderzoekslocaties met inhaalverbod uit 2000 wordt dan uitgebreid. Inhaalverboden

ingevoerd in 2001 (en eventueel nog later) kunnen dan ook worden toegevoegd. Meer studielocaties en effectiviteiten, verbeterde risicomodellen, een uitgebreidere meta-analyse, ... zijn de resultaten van een uitgebreider onderzoek.

Invloed van infrastructurele en gedragscomponenten. Aangezien het effect van de maatregel van locatie tot locatie sterk verschilt, dient ook onderzoek opgestart te worden waarbij deze componenten als randvoorwaarden worden meegenomen. Zo kan een meta-analyse uitgevoerd worden per aantal rijstroken, per snelheidsregime, per breedte van de rijstroken, type bermbeveiliging, ... en een combinatie van verschillende componenten.

Compenserend inhaalgedrag. In deze studie werden enkel de segmenten met een inhaalverbod geanalyseerd. Het is ook mogelijk om na te gaan of in de voor- en/of nasegmenten (100 m, 300 m, 500 m, ...?) er meer of minder ongevallen gebeuren. Compenserend inhaalgedrag leidt dus tot meer inhalende vrachtwagens dan voordien, dus tot meer conflicten, en misschien tot meer ongevallen met vrachtwagens. Onderzoek naar dit eventueel compenserend inhaalgedrag is mogelijk op de bestaande dataset.

Dispersiefactor van de negatief binomiaal verdeling. Zowel in deze als andere onderzoeken wordt een negatieve dispersiefactor gevonden voor de negatief binomiaal verdeling van de ongevallen. In principe – volgens de literatuur - zou deze niet negatief mogen / kunnen zijn. Er dient duidelijkheid geschept te worden rond de dispersiefactor, en zijn invloed op de resultaten, en de situaties waarbij bepaalde berekeningen al dan niet geldig zijn. Een diepgaand (fundamenteel) onderzoek rond de dispersiefactor is nodig.

7. AFKORTINGEN EN VARIABELEN

7.1 Afkortingen

AIC Akaike Information Criterion
BIC Bayesian Information Criterion

7.2 Verklaring van de gebruikte variabelen

JAAR: deze variabele bevat het jaar waarin het ongeval is gebeurd.

JAAR_K3: deze variabele bevat het jaar waarin het ongeval is gebeurd, samengevoegd in drie klassen: vóór periode, jaar van de maatregel, na periode.

MBREED_1KO: deze variabele bevat de gemiddelde breedte van de redresseerstrookbreedte op het wegsegment. Dit is de ruimte tussen de linkse rechtstrook en de middenberm.

PSBREED_1KO3, PSBREED_1KO: deze variabele bevat de gemiddelde breedte van de vluchtstrook op het wegsegment. De index heeft te maken met een verschillende klasse indeling.

RSAANTAL_K: deze variabele bevat het aantal rijstroken van het wegsegment.

RSBREED_1KO: deze variabele bevat de gemiddelde rijstrookbreedte (rechtse rijstrook) van het wegsegment.

SNELHEID_K7, SNELHEID_K4: deze variabele bevat de maximaal toegelaten snelheid. De index heeft te maken met een verschillende klasse indeling.

T24_W3: deze variabele stelt de verkeersintensiteit voor in drie klassen.

8. LITERATUURLIJST

8.1 Websites

Google. <http://www.google.be>.

Science Direct. <http://www.sciencedirect.com/>.

Verkeer en Waterstaat, Nederland. <http://www.verkeerenwaterstaat.nl/>.

Wegcode. <http://www.wegcode.be/>.

8.2 Publicaties

Adriaensen, M. & Scheers, M. (2004). *Inhaalverbod vrachtwagens. Literatuuroverzicht*. Belgisch Instituut voor de Verkeersveiligheid, Afdeling Gedrag en Beleid. Brussel, 18 mei 2004.

AGV (1992). *Literatuurstudie inhaalverbod voor vrachtverkeer op autosnelwegen*. Adviesgroep voor Verkeer en Vervoer i.o.v. Rijkswaterstaat Directie Utrecht, Nederland, augustus 1992.

Bilion, W. & Lühder, M. R. (nd). *Overtaking restrictions for trucks on motorways*. Ruhr-Universität Bochum, West-Germany.

Chen, G., Meckle, W. & Wilson, J. (2002). Speed and safety effect of photo radar enforcement on a highway corridor in British Columbia. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 34, p 129-138.

Daniels, S., Nuyts, E. & Wets, G. (submitted). *Effects of Roundabouts on Traffic Safety for Bicyclists: an Observational Study*. Submitted to Accident Analysis & Prevention.

De Brabander, B., Nuyts, E. & Vereeck, L. (2005). *Road Safety Effects of Roundabouts in Flanders*. Journal of Safety Research. volume 36, Issue 3 , pp 289-296

Dreesen, A. & Nuyts, E. (2006). *Conflictvrije verkeerslichten: effecten op verkeersveiligheid. Deel 2: Analyse van Vlaamse data*. Steunpuntrapport RA-2006-79. Steunpunt Verkeersveiligheid, Diepenbeek.

Draws, O. J. (1999). *Effects on traffic of the setting of overtaking-by-trucks bans on autobahns*. Engineering Office for Transport, Ingenieurbüro Vössing, Düsseldorf, Germany.

Elvik, R. (1995). *The safety value of guardrails and crash cushions: a meta-analysis of evidence from evaluation studies*. Accident Analysis and Prevention 27, 4, pp 523-549.

Elvik, R. (1997). *Effect on Accidents of Automatic Speed Enforcement in Norway*. Transportation Research Record 1595, pp14-19.

Elvik, R. (1999). *Assessing the validity of evaluation research by means of meta-analysis*. Ph-D dissertation. Report 430. Oslo, Institute of Transport Economics

Elvik, R. (2000). *Quantified road safety targets: An international assessment of effectiveness*. Proceedings of International seminar on Road Traffic and Accident Data needs (IRTAD) conference september 2000, Vienna.

Fleiss, J. (1981). *Statistical methods for rates and proportions*. Second edition. New York, NY, Joh, Wileys and Sons.

Harwood, D., Bauer, K., Potts, I., Torbic, D., Richard, K., Kohlman R abbani, E., Hauer, E., Elefteriadou, L. & Griffith, M. (2003). *Safety Effectiveness of Intersection Left- and Right-Turn Lanes*. TRB 2003 Annual Meeting CD-Rom.

- Hauer, E. (1995). *Exposure and accident rate*. Traffic Engineering and Control. 36, n° 3, 134-138.
- Hauer, E. (1997). *Observational before-after studies in road safety. Estimating the effect of highway and traffic engineering measures on road safety*. Department of Civil Engineering, University of Toronto. Pergamon, 1997.
- Hauer, E., Harwood, D., Council, F. & Griffith, M. (2002). *Estimating Safety by the Empirical Bayes Method: A Tutorial*. <http://www.roadsafetyresearch.com>
- Hedges (nd). *Systematic Reviews*. Presentation on internet, gelezen op 30 september 2005.
http://obssr.od.nih.gov/Conf_Wkshp/RCT05/Lectures/Hedges_Systematic_Review.pdf
- Hegeman, G. (2004). *Is an overtaking prohibition a cost effective solution for overtaking accidents?* ICTCT workshop 2004, Tartu, Estonia.
- Logghe, S. & Immers, B. (2003). *Is inhalend vrachtverkeer een achterhaald fenomeen*. Transport & Mobility, Leuven. Working paper 2003-03, september 2003.
- Luhden (1990) in AGV (1992).
- MVW (nd). *Inhaalverboden*. Ministerie van Verkeer en Waterstaat, Nederland.
http://www.verkeerenwaterstaat.nl/onderwerpen/goederenvervoer/goederenvervoer/weg/090_achtergrond/100_inhaalverboden/index.aspx.
- Nuyts, E. & Cuyvers, R. (2003). *Effectiviteitsmeting bij Voor-Na studies met een vergelijkingsgroep*. Steunpuntrapport RA-2003-22, Diepenbeek.
- Nuyts, E. (2004). *Effectiviteit van onbemande camera's. Een case study uit het stadsgewest Antwerpen*. Steunpunt Verkeersveiligheid RA-2004-46, Diepenbeek
- Nuyts, E. (2006). *Effectiviteit van onbemande camera's. Data uit vijf politiezones*. Steunpuntrapport RA-2006-90. Steunpunt Verkeersveiligheid, Diepenbeek
- Persaud, B. & Lyon, C. (2006). *Empirical Bayes before-after safety studies: lessons learned from two decades of experience*. TRB 2006 Annual Meeting CD-ROM,
http://www.mdt.mt.gov/research/docs/trb_cd/Files/06-2469.pdf
- RWSL (1996). *Proef inhaalverbod voor vrachtverkeer op de A2. Resultaten van de evaluatie*. Rijkswaterstaat Directie Limburg, Maastricht, mei 1996.
- RWSO (1996). *Proef inhaalverbod voor vrachtverkeer op de A50. Resultaten van de evaluatie*. Rijkswaterstaat Directie Oost-Nederland, Arnhem, mei 1996.
- SAS (1999). *SAS/STAT® User's Guide, Version 8*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- SWOV (2003). *Regulations. Overtaking prohibition*.
http://www.swov.nl/uk/research/kennisbank/inhoud/20_vervoerwijze/2_snel/measure_2.htm.
- Traficon (1999). *Inhaalverbod voor vrachtwagens op E17. Analyse 1999*. Heule-Kortrijk. In opdracht van de afdeling Verkeerskunde van de Vlaamse Gemeenschap.
- Traficon (2000). *Inhaalverbod voor vrachtwagens op E19, E313 en E314. Analyse 2000*. Heule-Kortrijk. In opdracht van de afdeling Verkeerskunde van de Vlaamse Gemeenschap.
- Van Geirt, F. & Nuyts, E. (2005a). *Risicoanalyse op autosnelwegen. Deel 2: Analyse van de Vlaamse infrastructuurkenmerken*. Provinciale Hogeschool Limburg, Diepenbeek. Steunpunt Verkeersveiligheid: RA-2005-59.
- Van Geirt, F. & Nuyts, E. (2005b). *Risicoanalyse op autosnelwegen. Deel 3: Ongevallenmodellen voor Vlaamse autosnelwegen*. Provinciale Hogeschool Limburg, Diepenbeek. Steunpunt Verkeersveiligheid: RA-2005-70.

- Van Geirt, F. & Nuyts, E. (in revisie). *Effectiviteit van verkeersmaatregelen. Snelheidsverlaging van 90 naar 70 km/h op gewestwegen*. Provinciale Hogeschool Limburg, Diepenbeek. Steunpunt Verkeersveiligheid. RA-2006-??.
- Vlaamse regering (2000). *Ministerieel besluit houdende aanvullend reglement op de politie van het wegverkeer inzake inhaalverbod voor vrachtwagens op de autosnelwegen*. Brussel, 27 juni 2000.
- Vrolix, K. (2006). *Handhavingsproject verkeersveiligheid – Provincie Vlaams-Brabant – Ongevallenanalyse en effectiviteitsstudie snelheidshandhavingsproject N8*. Instituut voor Mobiliteit, onderzoeksrapport, Diepenbeek.
- Wauters, V. (2005). *L'impact socio-économique des contrôles radars*. Licentiaatsthesis van Université Libre de Bruxelles, Brussel.

9. APPENDIX A

9.1 Afleiding standard error van R

Hauer (1997, pag 69): "De methode van de statistische differentiaal is een middel om benaderende uitdrukkingen te vinden voor gemiddeldes, varianties en hogere momenten van functies van random variabelen. Neem Y een functie van de statistisch onafhankelijke variabelen X_1, X_2, \dots, X_n . Als we de functie ontwikkelen als een Taylorreeks rond de gemiddelden van X_1, X_2, \dots, X_n en enkel de lineaire en kwadratische termen van de serie weerhouden, dan kan bewezen worden dat:

$$\text{Vergelijking 20} \quad \text{Var}(Y) = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial Y}{\partial X_i} \right)^2 \text{Var}(X_i) \quad "$$

In dit geval definiëren we

$$\text{Vergelijking 21} \quad R_i = \ln(\theta_i)$$

Rechtstreekse toepassing van Vergelijking 20 geeft voor de variantie van R:

$$\text{Vergelijking 22} \quad \text{Var}(R_i) = \left(\frac{\partial \ln(\theta_i)}{\partial \theta_i} \right)^2 \text{Var}(\theta_i) = \frac{\text{Var}(\theta_i)}{\theta_i^2}$$

9.2 Variantie van R, gewicht van een locatie in de meta-analyse

9.2.1 Formules

Op het eerste zicht is het gewicht van een locatie in de meta-analyse evenredig met het kwadraat van de effectiviteitsindex. Want uit Vergelijking 15 en Vergelijking 16 volgt:

$$\text{Vergelijking 23} \quad w_i = \frac{1}{\text{Var}(R_i)} = \frac{\theta_i^2}{\text{Var}(\theta_i)}$$

Dit zou willen zeggen dat de locaties waar de maatregel het slechtste gewerkt heeft, het zwaarste zouden wegen in de meta-analyse. Om te controleren of dit inderdaad zo is, hebben we de variantie van R teruggerekend tot de oorspronkelijke termen.

Uit de combinatie van Vergelijking 15 en Vergelijking 12 vinden we:

$$\begin{aligned} \text{Vergelijking 24} \quad \text{Var}(R) &= \frac{\text{Var}(\theta)}{\theta^2} \\ &= \frac{\theta^2}{\theta^2} * \frac{\left(\frac{\text{Var}(\lambda)}{\lambda^2} + \frac{\text{Var}(\pi)}{\pi^2} \right)}{\left(1 + \frac{\text{Var}(\pi)}{\pi^2} \right)^2} \\ &= \frac{\left(\frac{\text{Var}(\lambda)}{\lambda^2} + \frac{\text{Var}(\pi)}{\pi^2} \right)}{\left(1 + \frac{\text{Var}(\pi)}{\pi^2} \right)^2} \end{aligned}$$

Bemerk dat θ^2 verdwenen is uit de vergelijking, en dat het ogenschijnlijke probleem dus opgelost is.

π en $\text{Var}(\pi)$ vervangen met Vergelijking 9 geeft

$$\text{Vergelijking 25} \quad \text{Var}(R) = \frac{\left(\frac{\text{Var}(\lambda)}{\lambda^2} + \frac{(C-t)^2 \text{Var}(\kappa)}{(C-t)^2 \kappa^2} \right)}{\left(1 + \frac{(C-t)^2 \text{Var}(\kappa)}{(C-t)^2 \kappa^2} \right)^2} = \frac{\left(\frac{\text{Var}(\lambda)}{\lambda^2} + \frac{\text{Var}(\kappa)}{\kappa^2} \right)}{\left(1 + \frac{\text{Var}(\kappa)}{\kappa^2} \right)^2}.$$

Uit de berekening van $\text{Var}(R)$, en dus ook uit de gewichten in de meta-analyse, is nu ook de correctie voor de trend verdwenen.

Door gebruik te maken van Vergelijking 5 vervangen we $\text{Var}(\kappa)$:

$$\text{Vergelijking 26} \quad \text{Var}(R) = \frac{\left(\frac{\text{Var}(\lambda)}{\lambda^2} + \frac{(1-w)\kappa}{\kappa^2} \right)}{\left(1 + \frac{(1-w)\kappa}{\kappa^2} \right)^2} = \frac{\left(\frac{\text{Var}(\lambda)}{\lambda^2} + \frac{(1-w)}{\kappa} \right)}{\left(1 + \frac{(1-w)}{\kappa} \right)^2}.$$

En omdat het aantal ongevallen λ Poissonverdeeld is, en $\text{Var}(\lambda) = \lambda$ wordt $\text{Var}(R)$:

$$\text{Vergelijking 27} \quad \frac{1}{w} = \text{Var}(R) = \left(\frac{1}{\lambda} + \frac{(1-w)}{\kappa} \right) * \frac{1}{\left(1 + \frac{(1-w)}{\kappa} \right)^2}.$$

Voor voldoende grote aantallen was gesteld dat de tweede factor in de buurt van 1 ligt (Hauer, 1997: p64). Het gewicht van een locatie in de meta-analyse hangt dan af van het aantal waargenomen ongevallen in de na-periode (λ) en van het aantal waargenomen ongevallen in de voor-periode (κ), voor zover dit niet gecorrigeerd wordt door regressie naar het gemiddelde ($1-w$). Uiteindelijk worden zowel de variantie van R , als het gewicht van een locatie dus bepaald door de werkelijk waargenomen aantallen ongevallen op die locatie, en verdwijnt het gebruik van het model uit deze berekeningen.

9.2.2 Voorbeeld voor de data van autosnelwegen

In de in dit rapport gebruikte data ligt w vaak in de buurt van 90%, κ ligt in een bereik van [2, 12], als voorbeeld nemen we $\kappa=5$. Voor dergelijke locatie vinden we

$$\begin{aligned} \frac{1}{w} &= \text{Var}(R) \\ &= \left(\frac{1}{\lambda} + \frac{(1-0.9)}{5} \right) * \frac{1}{\left(1 + \frac{(1-0.9)}{5} \right)^2} \\ \text{Vergelijking 28} \quad &= \left(\frac{1}{\lambda} + 0.02 \right) * \frac{1}{(1+0.02)^2} \\ &= \left(\frac{1}{\lambda} + 0.02 \right) * 96\% \end{aligned}$$

λ heeft een bereik van [0.5; 3], $1/\lambda$ dus van [0.33; 2]. De 0.02 is dan verwaarloosbaar tegenover λ . Dit maakt dat het gewicht van een locatie in de meta-analyse zo goed als volledig bepaald wordt door het aantal ongevallen in de na-periode: $w \approx \lambda$.