

TIJDREEKSANALYSE VAN HET GORDELEFFECT

R-91-92

J.M.J. Bos & F. Bijleveld

Leidschendam, 1991

Stichting Wetenschappelijk Onderzoek Verkeersveiligheid SWOV



## INHOUD

1. Inleiding
2. Doel van het onderzoek
3. Opzet van het onderzoek
  - 3.1. Probleemstelling
  - 3.2. Verkenning van de jaarcijfers
  - 3.3. Onderzoeksmethode
    - 3.3.1. Effectiviteit
    - 3.3.2. Effect
  - 3.4. Tijdreeksanalyse
    - 3.4.1. Model
    - 3.4.2. Werkwijze
  - 3.5. Over de cijfers
    - 3.5.1. De keuze voor de analyse van aantallen overleden personenauto-inzittenden
    - 3.5.2. De keuze van het tijdvak 1968 t/m 1984 als onderzoekjaren
    - 3.5.3. De keuze voor de index van de motorvoertuigintensiteit als covariaat
    - 3.5.4. De keuze voor de groep niet-personenauto-inzittenden zonder bromfietzers als controlegroep
    - 3.5.5. De keuze van interventievariabelen
4. De techniek van de methode van Harvey
  - 4.1. Inleiding
  - 4.2. De methode van Harvey
  - 4.3. De analyseprocedure
  - 4.4. Toepassingen van de Harvey-methode op de gordelwetgeving
    - 4.4.1. Engeland
    - 4.4.2. Duitsland
  - 4.5. Voorstel voor een analyse in Nederland
5. Tijdreeksanalyses gordelinterventie
  - 5.1. Inleiding
  - 5.2. Vooranalyse op verkeersindexcijfers
  - 5.3. Analyse van de aantallen overleden personenauto-inzittenden in de periode 1968 t/m 1972

- 5.4. De aantallen overleden personenauto-inzittenden verklaard uit de verkeersindexcijfers in de periode 1968 t/m 1972
  - 5.5. Analyse van de aantallen overleden personenauto-inzittenden met als exogene variabelen de verkeersindexcijfers in de periode 1968 t/m 1974
  - 5.6. De aantallen overleden personenauto-inzittenden geschat uit IINDEX, SINDEK, TINDEK, TINDEK (-12), en de snelheidsinterventie van 1974.
  - 5.7. De analyseperiode verlengd tot en met juni 1975 vanwege de alcohol-interventie
6. Samenvatting en discussie

Literatuur

Bijlage 1. Verslag analyses gordelinterventie

Bijlage 2. Het schatten van het effect van de gordelinterventie gegeven de snelheidsinterventie en de alcoholinterventie

Bijlage 3. ARIMA-modellen

## 1. INLEIDING

De verplichtstelling van gordelgebruik in personenauto's lijkt een tamelijk krachtige maatregel om op een betrekkelijk ongecompliceerde wijze de verkeersveiligheid te bevorderen. Vandaar de draagplichtmaatregel in Nederland in 1975. Een niet onaanzienlijk deel van de automobilisten volgt de maatregel echter niet op. Daarom is één van de beleidsspeerpunten van de overheid de verhoging van het gordelgebruik.

Vanaf het begin is een deel van de automobilisten minder gemotiveerd geweest een gordel te dragen. Kritiek op de effectiviteit ervan en het gegeven dat de drager 'voor zijn eigen bestwil' door de overheid wordt verplicht, hebben bij sommigen weerstand opgeroepen. Bovendien vereist de gordel een eigen handeling van de automobilist en belemmert deze hem in zijn bewegingsruimte, al is de rolautomaat een verbetering.

De discussie is nooit geheel weg geweest. Terwijl enkele regionale organen het toezicht op de naleving van de draagplicht intensiveren, schrijft Janssen (1987) over 'het tegenvallende effect van de gordeldraagplicht op de verkeersveiligheid', daarbij verwijzend naar Adams' theorie over risico-compensatie.

Vandaar dat de wetgever opnieuw wil weten of de draagplichtmaatregel werkt en of dit in de onveiligheidscijfers kan worden aangetoond.

De vraag rijst ook of inspanningen voor een betere naleving van de verplichting nog veel veiligheidswinst zullen opleveren en of de verplichting niet eveneens voor anderen dan alleen de vóórinzittenden moet gelden.

Aan elke maatregel liggen impliciete of expliciet gemaakte veronderstellingen ten grondslag over de bijdrage die ermee kan worden geleverd aan de oplossing van een gerezen probleem. Het is relevant na te gaan of de maatregel de uitwerking heeft die men zich had voorgesteld.

Een probleem van verkeersveiligheidsmaatregelen is daarbij dat ze nooit direkt de onveiligheid zelf kunnen aanpakken, maar altijd slechts het verkeer en de condities en omstandigheden waaronder en waarmee dat plaats vindt, en die de onveiligheid als onbedoeld nevenprodukt opleveren in de vorm van ongevallen, en hun ernst.

De wettelijke verplichting om op de vóorzitplaatsen in een personenauto een autogordel te dragen kan zodoende op meer dan één niveau worden geëvalueerd.

- De maatregel zelf grijpt aan op gedrag van bestuurders en vóorpassagiers. Op een eerste niveau van evaluatie is de vraag dus of het gordelgebruik inderdaad toeneemt door de maatregel.
- Het gaat bij de maatregel echter niet zozeer om een toegenomen gordelgebruik op zich, als wel om de verbetering daardoor van de verkeersveiligheid voor vóorinzittenden van personenauto's. Veronderstellingen over het gunstig effect van de gordel op de afloop en de ernst van ongevallen in het werkelijke verkeer waren daarbij vooral gebaseerd op theoretische overwegingen en experimenteel onderzoek. Op het tweede niveau van evaluatie wordt nu onderzocht of de verkeersveiligheid voor vóorinzittenden van personenauto's als gevolg van toegenomen gordelgebruik daadwerkelijk is toegenomen.
- Hoewel met name de autogordelmaatregel daar weinig aanleiding toe lijkt te geven, mag het niet zo zijn dat andere groepen verkeersdeelnemers door neveneffecten ervan juist méér in gevaar zouden komen. Op het derde niveau houdt de evaluatie van de maatregel derhalve in dat wordt nagegaan of de totale veiligheid is verbeterd, en of geen ongewenste verschuivingen zijn opgetreden.

De invoering van de gordeldraagplicht in Nederland in juni 1975 heeft in korte tijd tot een aanzienlijke feitelijke stijging van het gordelgebruik in het verkeer geleid. Vastgesteld mag dus worden dat de autogordelmaatregel op het gebruik van de gordel zeker een groot effect gehad heeft.

Als de gordel de effectiviteit bezit die op grond van diverse experimentele en statistische onderzoeken moet worden aangenomen, dan betekent de grote toename van het gordelgebruik in een zo kort tijdbestek dat het aantal verkeersslachtoffers, en daarmee het aantal geregistreerde verkeersongevallen merkbaar en meetbaar zou moeten zijn gedaald.

Onderzoektechnisch biedt de omstandigheid dat het gordelgebruik over een relatief korte periode sterk is gestegen het grote voordeel dat het effect ervan ook snel in de onveiligheidscijfers zichtbaar moet kunnen zijn.

Normaal gesproken zou er in het bijzonder van mogen worden uitgegaan dat overige veranderingen die in het verkeer plaatsvinden, een langere tijdschaal hebben en dat hun veiligheidseffecten op de kortere termijn bij het gordeleffect in het niet vallen.

Bovendien staat het gordelgebruik van de automobilist op zich los van andere factoren die de verkeersonveiligheid bepalen. Er zouden dan ook geen wezenlijke bijverschijnselen behoeven op te treden. De werkelijke ontwikkeling van de onveiligheid, waarbij het risico voor de verkeersdeelnemers in de loop der jaren alsmaar blijkt te dalen en sinds 1975 voor automobilisten meer dan gehalveerd is, toont bijvoorbeeld reeds aan dat het concept van risicocompensatie niet een te zware betekenis toekomt.

Bij elkaar zou dit betekenen dat ontwikkelingen die op het moment van het toegenomen gordelgebruik in de verkeersonveiligheid optreden, betrekkelijk ondubbelzinnig aan de invoering van de draagplicht zijn toe te schrijven. Het zou gunstige onderzoekomstandigheden opleveren, die zich slechts zelden voordoen in de praktijk. Meestal gaat het om veel kleinere effecten, zijn deze pas over een veel langere periode bereikt, of raakt het verkeer gelijktijdig ook onderhevig aan andere belangrijke veranderingen, zodat moeilijk valt aan te geven welk effect bij welke maatregel hoort.

Daarentegen is toch sprake van ernstige complicaties in de Nederlandse situatie omdat de gordelmaatregel nagenoeg tegelijk werd ingevoerd met de alcoholwet (het blaaspijpje) en omstreeks het moment dat in het kader van de zogenaamde "oliecrisis" onder andere een aantal snelheidsmaatregelen werd genomen.

Eerder concludeerde de SWOV dat deze complicaties een bepaling van het effect van de gordelmaatregel op grond van ontwikkelingen die in de feitelijke onveiligheidscijfers optreden, problematisch maken (SWOV, 1978). De verstrengeling die de verschillende kort op elkaar getroffen maatregelen in de cijfers opleveren maakt een al te eenvoudige toewijzing van effecten en de bepaling van hun grootte-orden zeker onmogelijk. Als alternatieve methode is toen de veiligheidswinst vanwege de maatregel geschat met behulp van cijfers over het gordelgebruik, gekoppeld aan de gemiddelde effectiviteit van de gordel die uit ongevallenonderzoek was afgeleid.

Recentelijk zijn betere modellen voor de analyse van tijdreeksgegevens beschikbaar gekomen. Bovendien kunnen de analyses intussen over een langere tijdreeks worden uitgevoerd. Daarom heeft de overheid de SWOV verzocht de Nederlandse onveiligheid met behulp van de nieuwe modellen te

analyseren en daarbij het effect van de gordeldraagplicht uit de onveiligheidscijfers vast te stellen. Bedoeld is tevens daarmee de telkens weer oploeiende discussie over het effect dat de autogordel in de praktijk van het verkeer heeft, van nieuwe argumenten te voorzien.

Het onderzoek moet overigens, gegeven de verdere randvoorwaarden, beperkt van opzet blijven en heeft, zoals uit de formulering al duidelijk was, een tamelijk afgebakend doel.

In ons omringende landen heeft een vergelijkbare gordelwetgeving eveneens een abrupte stijging van het gordelgebruik in het verkeer te zien gegeven. Ook daar is deze omstandigheid aanleiding geweest uitgebreid onderzoek te doen naar de effecten op de verkeersonveiligheid. Met name in recente Engelse en Duitse analyses van onveiligheidscijfers zijn de nieuwe technieken al met succes toegepast (zie Harvey & Durbin, 1986 en Ernst & Brühning, 1990). In beide gevallen was de uitkomst dat belangrijk gunstige effecten van de wetgeving konden worden geconstateerd.

Hoe de resultaten voor Nederland zullen zijn kan hieruit echter, mede gelet op de afwijkende verkeers- en onveiligheidssituatie, niet goed worden afgeleid.



## 2. DOEL VAN HET ONDERZOEK

In het onderzoek gaat het erom het verkeersveiligheidseffect te bepalen van de gordelwetgeving en het dientengevolge toegenomen gordelgebruik. Dat zal gebeuren aan de hand van tijdreeksen onveiligheidscijfers, die zullen worden geanalyseerd met behulp van Structural Time Series Modelling (STSM).

Zowel het inhoudelijke resultaat in termen van het gevonden effect, als het methodologische resultaat in termen van de bruikbaarheid van de analysemodellen en de verschillende aspecten die daar aan zitten, behoren tot de beoogde produkten van het onderzoek.

De formulering laat zien dat het hier om een beperkt en tamelijk gericht onderzoek gaat. Het is niet de bedoeling de hele problematiek rond de autogordel opnieuw ter discussie te brengen en voor eens en voor altijd op te lossen. Dat zou ons niet lukken. Daarvoor zijn de problemen te groot waarmee we in de analyse van de Nederlandse onveiligheidscijfers kampen en die te maken hebben met de nagenoeg onontwarbare verstrengeling van allerlei verwickelingen in het verkeer en van de verkeersveiligheidseffecten van vrijwel gelijktijdig met de gordeldraagverplichting getroffen maatregelen.

Dezelfde problemen spelen ons parten als we in de onveiligheidscijfers een antwoord zoeken op de vraag of het gebruik van de autogordel mogelijk tevens zodanige invloed heeft op het gedrag van de automobilisten dat de veiligheidswinst deels weer verloren gaat en andere verkeersdeelnemers er misschien zelfs een grotere onveiligheid in het verkeer mee oplopen.

De recent ontwikkelde methode van Structural Time Series Modelling (STSM) biedt echter een nieuw perspectief. Het huidige onderzoek doet een poging met deze krachtiger analysemethode de verstrengelde maatregeleffecten te ontrafelen. Maar of dat lukt zit uiteindelijk vooral in de cijfers zelf.

### 3. OPZET VAN HET ONDERZOEK

#### 3.1. Probleemstelling

Invoering van de draagplicht beïnvloedt niet alleen de mate van het gordelgebruik in het verkeer, maar tevens andere aspecten, positief dan wel negatief, tijdelijk dan wel langduriger. De maatregel gaat immers gepaard met de nodige publiciteit en aandacht voor het verkeersveiligheidsvraagstuk en met politietoezicht, er ontstaat een aanloopfase waarin de automobilist moet wennen aan het gebruik van de gordel, en mogelijk zijn er eventueel nog neveneffecten van het gordelgebruik zelf.

De effectiviteit van de autogordel (overigens een in de tijd en naar de omstandigheden niet onveranderlijke en constante grootte) komt in het verkeer eerst dan aan de orde als de gordel wordt gebruikt. Deze geldt daarbij dus uiteraard slechts voor de verkeersdeelnemers die de gordel daadwerkelijk dragen: bestuurders en vóórpassagiers van personenauto's. En tenslotte kan zij pas worden gerealiseerd in het geval van feitelijke betrokkenheid bij een verkeersongeval.

Enerzijds is er dus het effect dat de invoering van de draagplichtmaatregel als zodanig op de verkeersveiligheid heeft, anderzijds is er het specifieke effect van het toegenomen autogordelgebruik als gevolg van de effectiviteit van de gordel bij een ongeval, eventueel gegeven de neveneffecten.

De onveiligheidscijfers vormen de verstrengelde neerslag van de effecten te zamen, en zijn nog aangevuld met name met de effecten van ontwikkelingen die optreden in de omvang van het verkeer en de daarmee samenhangende onveiligheidsexposities, en met een component die de doorgaande algehele trend in de ontwikkeling van de onveiligheid aangeeft.

De draagplichtmaatregel biedt in principe niettemin een goed uitzicht op de bepaling van het algehele effect. Door de tamelijk abrupte en grote toename van het gordelgebruik die de maatregel bewerkstelligde, verschillen de vóór- en ná-situaties immers relatief weinig op de overige onveiligheidskenmerken van het verkeer, zoals de opbouw van voertuigenpark, bestuurderspopulatie en infrastructuur. Dit zou betekenen dat de designproblematiek om een gevonden effect inderdaad aan de maatregel te kunnen toewijzen, beperkt is.

Ware het niet dat we rond het tijdstip van invoering van de draagplichtmaatregel op 1-6-1975 ook allerlei andere verkeers(veiligheids)ingrepen moeten signaleren. De belangrijkste daarvan zijn de volgende:

4-11-1973 is de eerste, 6-1-1974 de laatste autoloze zondag in verband met de "oliecrisis", vanaf 6-2-1974 gelden voor personenauto's snelheidslimieten, op 1-11-1974 wordt de alcoholwet van kracht, vanaf 1-2-1975 is er de helmdraagplicht voor bromfietzers, en op 15-9-1976 krijgt het woonerf een wettelijke basis.

Om tot goede uitspraken te kunnen komen dient de gegevensanalyse belangrijk ingewikkelder te worden opgezet. Daarbij gaat het erom de optredende ontwikkeling van de onveiligheid te kunnen ontleden in deelontwikkelingen die met de getroffen maatregelen te maken hebben, zodat de onderscheidene maatreeleffecten een goede modellering krijgen. Tevens kan worden geprobeerd een geschikte onderlinge vergelijking te treffen van ontwikkelingen die zich voordoen in segmenten van de onveiligheid, waarop de maatregelen verschillend inwerken.

Levert het onderzoekdesign dus toch problemen op, een gunstige factor in het evaluatie-onderzoek is niettemin de grootte van het te verwachten effect van het toegenomen gordelgebruik op de veiligheid, en de korte tijd waarin het wordt gerealiseerd.

Medio 1975, als de draagplichtmaatregel wordt afgekondigd en ingevoerd, stijgt het gebruik van de autogordel door vóórinzittenden van personenauto's op wegen binnen de bebouwde kom van ca. 10 tot 45%, en op wegen buiten de bebouwde kom van ca. 20 tot 60%, waarna de percentages voorlopig stabiel blijven.

Diverse experimentele en statistische onderzoeken tonen aan dat de gordel in vele gevallen het ontstaan van dodelijk letsel bij de gordeldrager kan beletten. De bevindingen van de belangrijkste recente ongevalenstudies in dit verband zijn onlangs samengevat (Bos & Wegman, 1990). Daarbij blijkt dat de effectiviteit van de gordel met betrekking tot het voorkómen van dodelijk letsel bij een ongeval naar alle waarschijnlijkheid een gemiddelde waarde van tussen 25 en 50% haalt. Gegevens uit veel eerder SWOV-ongevallenonderzoek gaven voor de Nederlandse situatie van toentertijd hogere schattingen.

Stellen we de gemiddelde gordeleffectiviteit op zeg 40%, dan is de grootte van de stijging in het gordelgebruik met gemiddeld ruim 35%, voldoende voor de verwachte vermindering van het aantal overleden vóórinzittenden van personenauto's met 15%, een beduidend effect dus, dat al binnen korte tijd optreedt. Omgerekend gaat het maandelijks om de vermindering van het aantal overleden personenauto-inzittenden met ruim 10, op een gemiddeld aantal van ca. 80 in die periode, of op een gemiddeld aantal van maandelijks ca. 200 verkeersdoden in totaal.

### 3.2. Verkenning van de jaarcijfers

We zullen nu nagaan of het effect van het toegenomen gordelgebruik op de verkeersonveiligheid globaal is in te schatten met behulp van enkele series direct beschikbare jaarcijfers. Daarbij zal ook blijken hoe groot de designproblematiek is die wordt veroorzaakt doordat ongeveer gelijktijdig met de gordelmaatregel nog andere maatregelen zijn genomen met effecten op de verkeersonveiligheid.

Veronderstellen we eerst dat er in de jaren rond de invoering van de gordeldraagplicht behalve het gordelgebruik niets in het verkeer zou zijn veranderd. Dan moet het aantal verkeersdoden onder inzittenden van personenauto's van 1974 op 1976 merkbaar zijn afgenomen.

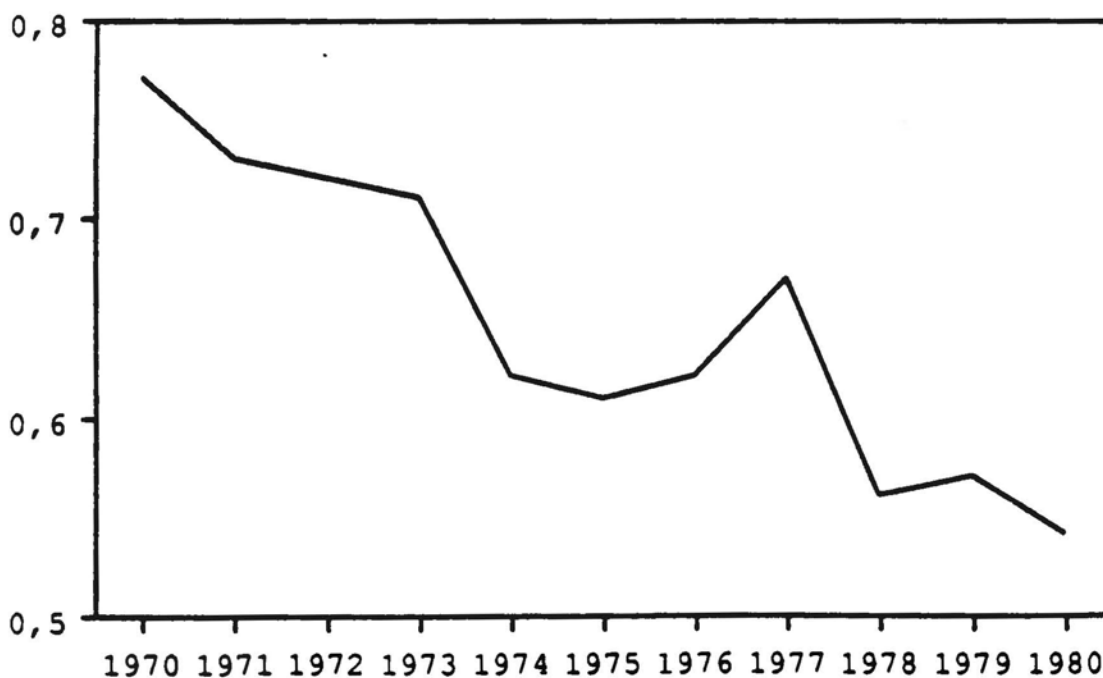
Afbeelding 1 laat zien dat reeds in 1974 het aantal overleden personenauto-inzittenden beduidend lager is dan ervóór, terwijl het in 1976 al weer is toegenomen. Hetzelfde geldt overigens voor de aantallen overleden bestuurders en passagiers afzonderlijk (zie Afbeelding 2).

Er zal dus toch meer veranderd zijn dan alleen het gordelgebruik.

Een eerste aspect van mogelijke verandering in de onveiligheid is de onveiligheidsexpositie. We kunnen een nieuwe hypothese stellen, die ervan uitgaat dat niet zozeer het aantal doden, als wel het aantal doden per expositie-eenheid (het risico) verandert onder de uitsluitende invloed van het toegenomen gordelgebruik. Als expositie nemen we de omvang van het personenautoverkeer. Bestuurders zijn daarbij, door het ontbreken van voldoende betrouwbare bezettingsgraadcijfers, beter aan verreden personenautokilometers te relateren dan inzittenden aan reizigerkilometers. Bovendien geldt de gordeldraagplicht slechts de vóórinzittenden, al vormen die ongetwijfeld zowel in het verkeer als in de onveiligheid de overgrote meerderheid.



Afbeelding 1. Ontwikkeling aantallen verkeersdoden onder personenauto-inzittenden in de periode 1970 t/m 1980.



Afbeelding 2. Ontwikkeling gemiddelde aantallen overleden personenauto-passagiers per overleden personenauto-bestuurder in de periode 1970 t/m 1980.

Van 1974 op 1976 zou dan het overlijdensrisico van personenauto-bestuurders in het verkeer als gevolg van het toegenomen gordelgebruik merkbaar moeten zijn gedaald.

Afbeelding 3 laat echter zien dat het risico reeds in 1974 beduidend lager is dan ervóór, in 1976 ligt het weliswaar nog wat lager, maar in 1977 is het weer gestegen.

Er moet dus nog meer aan de hand zijn. Mogelijk is daar een beter inzicht in te krijgen met behulp van de aantallen overleden niet-personenauto-inzittenden. Deze aantallen moeten immers, behoudens een algehele trend die ook in de onveiligheid van personenauto-inzittenden optreedt, op eenzelfde niveau blijven, als in het verkeer slechts het autogordelgebruik zou veranderen.

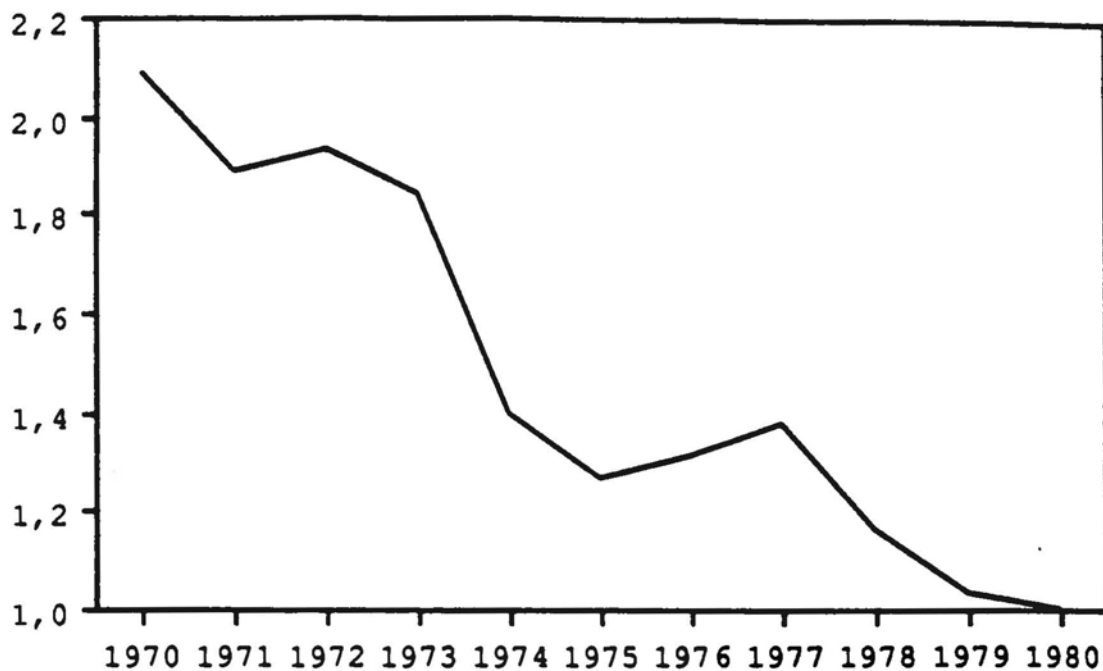
Behalve het gordelgebruik verandert echter ook de omvang van het personenautoverkeer. Gezien de dominantie van de personenauto in de onveiligheid, heeft dit tevens gevolgen voor de onveiligheid van andere vormen van verkeersdeelname. Niet alleen de onveiligheid van personenautobestuurders is er dus mee in beweging, maar tegelijk die van andere categorieën verkeersdeelnemers. In eerste benadering kan worden aangenomen dat zowel de onveiligheid van personenautobestuurders als die van de niet-personenauto-inzittenden naar rato met de verandering in de verreden personenautokilometers meegaat.

Het effect van het gestegen gordelgebruik zou dan moeten zijn dat het aantal overleden personenautobestuurders van 1974 op 1976 merkbaar afneemt ten opzichte van het aantal overleden niet-personenauto-inzittenden. Afbeelding 4 laat zien dat opnieuw reeds in 1974 ook deze ratio kleiner is dan voorheen, en in 1976 juist al weer groter.

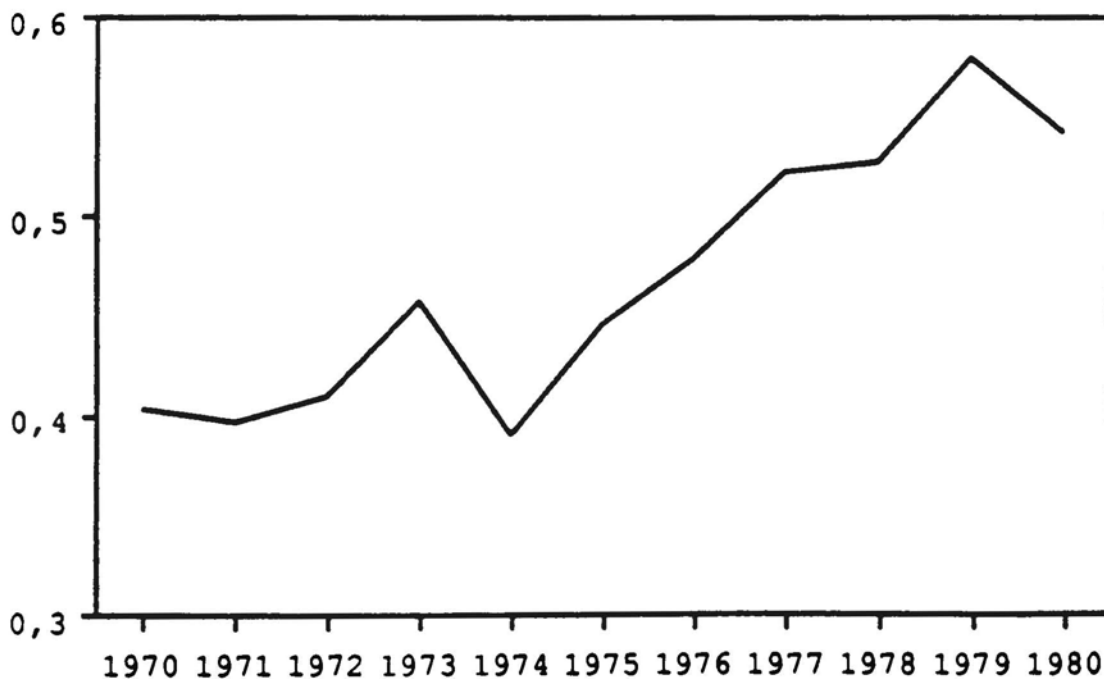
Een (grotere) algehele verandering in verreden personenautokilometers bouwt, vanuit het 'ontmoetingenconcept' geredeneerd, in beginsel twee primaire veiligheidseffecten op:

- de omvang van de onveiligheid waarbij één enkele personenauto is betrokken verandert naar rato van de verandering in de omvang van het personenautoverkeer;
- de onveiligheid voorzover er meerdere personenauto's bij zijn betrokken verandert sterker dan naar rato.

Aannemende dat zich niet ook nog belangrijke secundaire effecten voordoen, en dat het letselernstcriterium van de registratie niet selectief werkt,



Afbeelding 3. Ontwikkeling gemiddelde aantallen overleden personenauto-bestuurders per personenautokilometer in de periode 1970 t/m 1980.



Afbeelding 4. Ontwikkeling gemiddelde aantallen overleden personenauto-bestuurders per overleden niet-personenauto-inzittende in de periode 1970 t/m 1980.

verlopen de aantallen overleden wèl- en niet-personenauto-inzittenden derhalve scherper dan evenredig met de veranderingen in de verreden personenautokilometers.

Behalve in de omvang van het personenautoverkeer kunnen zich natuurlijk ook veranderingen voordoen in de omvang van het andere verkeer. Deze leiden primair tot evenredige veranderingen in de onveiligheid van dat andere verkeer, de ontmoetingskans met het voor de onveiligheid dominante snelverkeer verandert immers naar rato.

Om het effect van het toegenomen gordelgebruik van deze andere effecten vrij te maken, kan binnen het botstypen van één personenauto met een andere categorie vervoermiddel (daaronder voetgangers) worden gekeken naar de verhouding tussen de aantallen doden in en niet-in de personenauto.

Ervan uitgaande dat de omstandigheden waaronder ongevallen van dit botstypen gebeuren weinig veranderen, met name de gereden snelheden en rijrichtingen niet en evenmin de bezettingsgraden van de erbij betrokken personenauto's, komen we tot de hypothese dat als gevolg van het toegenomen gordelgebruik het aantal overleden personenauto-inzittenden van 1974 op 1976 merkbaar moet zijn afgenomen ten opzichte van het aantal niet-personenauto-inzittenden dat als gevolg van dit type botsing overleed.

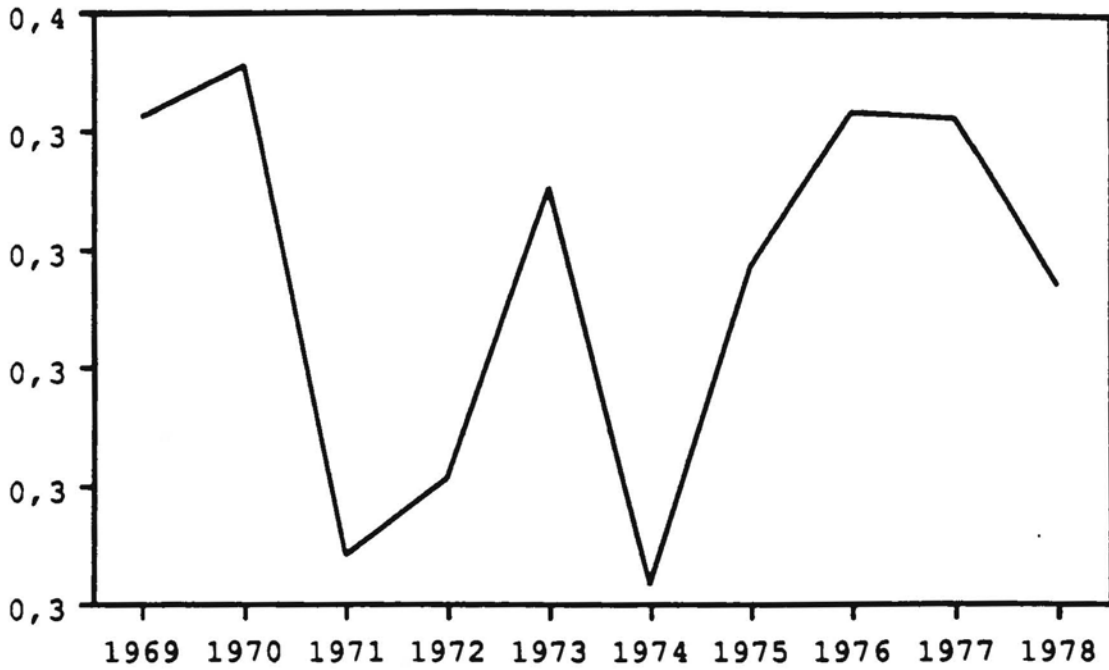
Afbeelding 5 laat voor dit botstypen zien dat wederom reeds in 1974 ook deze ratio kleiner is dan voorheen, en in 1976 groter.

Inderdaad hebben in het verkeer wel degelijk méér veranderingen plaats gevonden dan tot dusver werden ingebracht, met name golden in verband met de "oliecrisis" sinds februari 1974 snelheidslimieten voor personenauto's (vooral van belang voor het verkeer buiten de bebouwde kom), dateert de alcoholwetgeving van november 1974 (vooral van belang voor het verkeer in de weekendnachten) en was het sinds februari 1975 voor bromfietzers verplicht een helm te dragen.

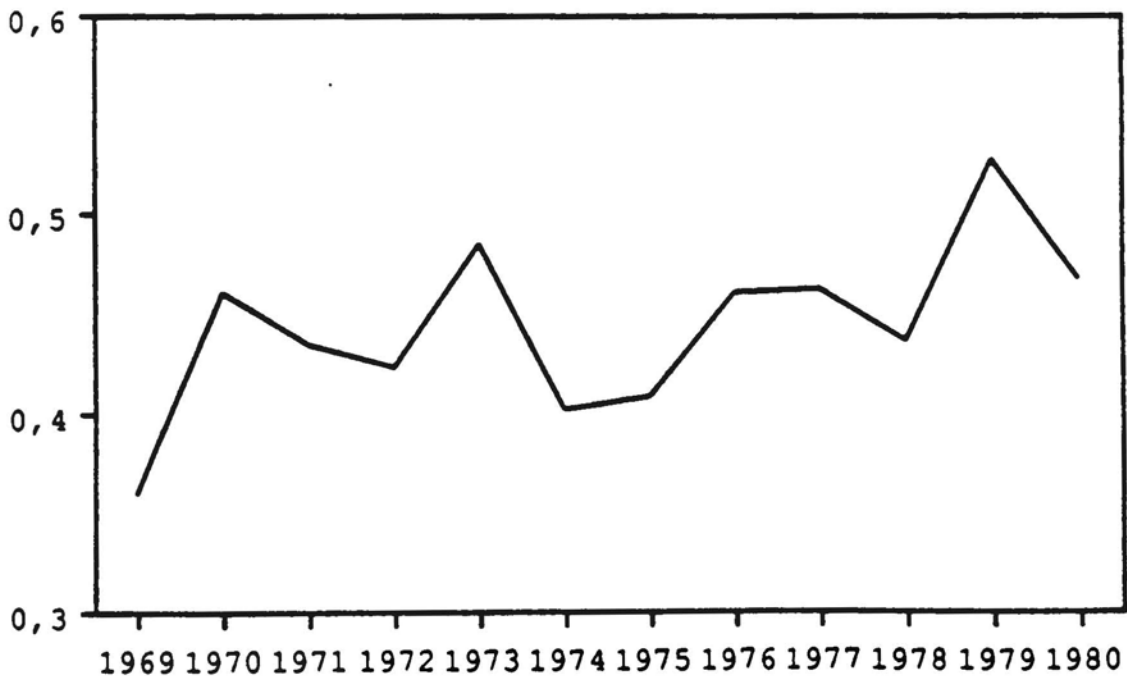
Om de effecten van deze veranderingen zoveel mogelijk buiten de analyse te plaatsen kunnen we de cijfers bekijken die betrekking hebben op de onveiligheid binnen de bebouwde kom en zonder de bromfiets. Het is echter denkbaar dat de effectiviteit van de autogordel bij ongevallen daar geringer is dan buiten de bebouwde kom, vanwege lagere snelheden en ongunstiger botsrichtingen.

Binnen de bebouwde kom zou dan als gevolg van het gestegen gordelgebruik het aantal overleden personenauto-inzittenden van 1974 op 1976 merkbaar af moeten zijn genomen ten opzichte van het aantal overleden fietsers en





Afbeelding 5. Ontwikkeling gemiddelde aantallen personenauto-inzittenden per niet-personen-inzittende bij botsingen tussen personenauto's en andere vervoerswijzen in de periode 1969 t/m 1978.



Afbeelding 6. Ontwikkeling gemiddelde aantallen overleden personenauto-inzittenden per overleden fietser of voetganger bij ongevallen binnen de bebouwde kom in de periode 1969 t/m 1980.

voetgangers. Beperkte veranderingen in de omvang van het personenautoverkeer, alsmede een algehele trend in de onveiligheid verstoren deze vergelijking niet.

Afbeelding 6 laat voor binnen de bebouwde kom zien dat nogmaals reeds in 1974 ook deze ratio lager is dan voorheen, en in 1976 weer hoger. Veel verband lijkt de grafiek overigens niet te vertonen, althans niet over de beschouwde periode.

Eindconclusie uit deze analyse van direct beschikbaar cijfermateriaal moet zijn dat in jaarcijfers van de onveiligheid geen effect van de autogordelmaatregel kan worden aangetoond.

Reden hiervan is kennelijk dat zich rond de invoering van de maatregel meer belangrijke invloeden op de verkeersonveiligheid hebben doen gelden dan aanvankelijk nodig leek om aan te nemen. Met name de relatief lage waarde van de onveiligheid reeds in 1974 en de hoge in 1976 zijn moeilijk te duiden. Ook de vergelijking met deelontwikkelingen in de onveiligheid waarvoor het gestegen gordelgebruik van geen belang is levert hiervoor geen verklaring op.

Een analyse van maandcijfers, waarbij tevens wordt geprobeerd meer in detail de verschillende invloeden zoals die hierboven reeds zijn beschreven afzonderlijk te modelleren, biedt wellicht meer perspectief.

### 3.3. Onderzoekmethode

In het onderzoek gaat het erom het effect op de verkeersonveiligheid vast te stellen van het, als gevolg van de getroffen draagplichtmaatregel, plotseling en fors toegenomen gebruik van de autogordel in het verkeer. We maken eerst een onderscheid tussen effectiviteit en effect.

#### 3.3.1. Effectiviteit

De effectiviteit van de autogordel is de mate waarin de gordel bij een ongeval kan verhinderen dat de gordeldrager ernstig letsel oploopt. Meestal wordt dit ingevuld door te schatten in hoeveel van de gevallen de gordel dodelijk letsel bij niet-gordel dragers had kunnen voorkómen, zouden de slachtoffers wèl een gordel hebben gedragen bij het ongeval.

Aan de effectiviteit van de gordel zitten grenzen. Deze hebben er alles mee van doen dat de enkele overschrijding van zekere kritieke waarden op zichzelf al de ernst van een toestand bepaalt, en minder de mate waarin de waarden worden overschreden. Bijvoorbeeld treedt in een botsing bij de uitoefening van geweld op een bot vanaf een bepaalde kracht botbreuk op, daarbeneden is er een met het geweld nog min of meer evenredige ernst van de verwonding. Met name als het gaat om de invloed van snelheidsreducties op de veiligheid in het verkeer kan dit verschijnsel van betekenis zijn.

De effectiviteit van gordelgebruik is het begin van de jaren zeventig, toen de gordeldraagplicht nog niet gold in Nederland, door de SWOV uit eigen ongevallenonderzoek berekend. Het eigen onderzoek was nodig, en zou dat nog steeds zijn, omdat de politie bij de registratie van ongevallen een aantal in dit verband cruciale gegevens niet opneemt.

De methode die toen werd gebruikt komt in essentie op het volgende neer. Maak voor alle personenautobestuurders die bij een ongeval waren betrokken een onderscheid ernaar of zij wèl of niet een gordel droegen bij het ongeval. Door de effectiviteit van de gordel zal nu bij de gordel dragers het aandeel overledenen kleiner zijn dan bij de niet-gordel dragers. Anders gezegd, het aandeel overledenen in de groep niet-gordel dragers zou door wèl gordelgebruik een zeker percentage zijn gereduceerd. Dit percentage is dan dus de effectiviteit van de gordel. De SWOV vond een effectiviteit van meer dan 60% (Edelman & Van Kampen, 1974).

Valtonen (1991) berekende in recent ongevallenonderzoek volgens een vermoedelijk vergelijkbare methode voor Finland een gordeleffectiviteit van ca. 23%, we hebben het onderzoeksrapport echter nog niet voldoende nauwgezet kunnen bestuderen.

Op de gebruikte methode is kritiek mogelijk. Allereerst wordt de effectiviteit bepaald voor de groep van automobilisten die in hun auto's al een autogordel droegen. Op zich is voorstelbaar dat een nieuwe groep gordelgebruikers niet tot eenzelfde effectiviteit zou komen. Bovendien staat niet vast dat het bij de gordel dragers om eenzelfde soort ongevallen gaat als bij de niet-gordel dragers. Zouden de ongevallen van gordel dragers om een of andere reden lichter zijn bijvoorbeeld, dan hoeft de gevonden reductie niet veel met de autogordel te maken te hebben. Overigens stelde de SWOV wel vast dat de zwaarten van de ongevallen, gemeten in termen van een soort schade-ernst van de betrokken auto's, voor beide groepen be-

stuurders redelijk goed overeenstemden. Was dit niet het geval geweest, bijvoorbeeld doordat gordelgebruik tevens zou leiden tot gedragsmutaties in het verkeer, dan bevat de gevonden effectiviteit een min of meer on-eigenlijke component voor het effect daarvan.

Mogelijke kritiek op het SWOV-onderzoek is ook dat de effectiviteitsbe-paling niet met behulp van alle ongevallen plaatsvond, maar slechts met een steekproef daaruit, al werd daarbij naar a-selectiviteit gestreefd.

Evans (1986) ondervangt althans een deel van deze kritiek door in essentie als volgt een verfijning in de methode aan te brengen.

Neem alle bij ongevallen betrokken personenauto's met twee inzittenden, zijnde de bestuurder en een vóórpassagier, en kies hieruit de personen-auto's waarbij geen van beide inzittenden een gordel droeg, en die waarbij alleen de bestuurder een gordel droeg. De passagiers leveren dan een soort controle op de zwaarte van de ongevallen. Ten opzichte van het aantal overleden passagiers zal het aantal overleden bestuurders uit auto's met een gordel dragende bestuurder nu vanwege de effectiviteit van de gordel, kleiner zijn dan bij de auto's zonder gordel dragers. Evans vond zo met Amerikaanse gegevens van het eind van de jaren zeventig, begin tachtig, een effectiviteit van ca. 40%.

Ook op deze methode is kritiek mogelijk. Tenslotte vindt hier eveneens een zekere selectie van ongevallen plaats, bovendien is de methode voor bij ongevallen betrokken personenauto's met alleen een bestuurder niet toepas-baar.

Daarnaast komt nu een ander probleem naar voren. Er valt stellig af te dingen op de gedachte dat de gevonden waarde voor de effectiviteit van de gordel een algemene geldigheid zou moeten bezitten. De verkeers- en onge-vallensituaties in de Verenigde Staten zijn immers de Nederlandse niet. Zelfs kunnen we inzien dat er eigenlijk niet één effectiviteit bestaat. De feitelijke effectiviteit bij een ongeval hangt telkens van diverse fac-toren af, zoals de soort botsing, kenmerken van de voertuigen, de leeftijd van de betrokkenen auto-inzittenden en de speling waarmee de gordel wordt gedragen. De factoren zijn bovendien geen constanten in de tijd.

Dit gegeven maakt in het bijzonder theoretisch en experimenteel onderzoek naar de vorm en de effectiviteit van de gordel gecompliceerd. Toch leveren

de resultaten van deze soorten onderzoek belangrijke argumenten om in het verkeer tot het dragen van de gordel te besluiten.

Het blijft echter nodig de effectiviteit uit praktijkcijfers over de onveiligheid vast te stellen. Dat is wat de genoemde methoden van statistisch ongevalsonderzoek doen. In feite bepalen zij een gemiddelde gordeleffectiviteit. Dit gemiddelde geldt dan, strikt genomen, voor het gebied, het verkeer en het tijdvak waarop de gebruikte gegevens betrekking hebben, hoewel het daarbuiten toch zeker wel indicatief kan zijn.

Behalve op de reeds beschreven wijzen kan de gordeleffectiviteit op nog een manier worden bepaald. Daarbij wordt gebruik gemaakt van de relatie die er, onder voorwaarden, bestaat tussen de effectiviteit van de gordel en de mate van gordelgebruik in het verkeer enerzijds, en het effect van een toegenomen gordelgebruik op de onveiligheid anderzijds. De relatie is overigens ook omgekeerd te gebruiken, het hangt ervan af welke gegevens ter beschikking staan. Dan volgt uit de effectiviteit en het gordelgebruik een schatting voor het effect dat in de ongevallenstatistiek zal optreden. Eerst dus nog iets over het effect.

### 3.3.2. Effect

Het effect van een toegenomen autogordelgebruik op de verkeersonveiligheid is te omschrijven als de mate waarin die toename de onveiligheid vermindert. Meestal wordt dit geconcretiseerd in termen van de reductie die als resultaat van het toegenomen gordelgebruik optreedt in het aantal verkeersdoden.

De reductie is primair een gevolg van de effectiviteit van de gordel bij ongevallen. Uiteraard kan de gordel alleen effectief zijn als hij wordt gebruikt. Alleen in de groep gordel dragers kan de effectiviteit van de gordel dus tot uiting komen in een grotere veiligheid.

Neemt nu het gordelgebruik toe, dan geldt de effectiviteit vanaf het moment van de toename ook de groep nieuwe gordelgebruikers als ze bij ongevallen betrokken raken. Deze groep zorgt daarmee voor het ontstaan van een effect in de onveiligheidscijfers.

Is de gemiddelde grootte van de groep over de te beschouwen periode bekend, bijvoorbeeld doordat die kan worden geschat uit cijfers over de

toename van het gordelgebruik in het verkeer, en is er een schatting voor de gordeleffectiviteit, dan valt eenvoudig te berekenen met hoeveel verkeersdoden als gevolg van het gestegen gordelgebruik de onveiligheid vermindert. Dit aantal is te relateren aan het totale aantal verkeersdoden dat voorheen over eenzelfde periode viel, en levert zo een getalwaarde op voor de reductie die in het aantal verkeersdoden vanaf het moment van het toegenomen gordelgebruik zichtbaar moet worden.

Het is dan wél noodzakelijk te veronderstellen dat de groep nieuwe gordelgebruikers evenredig is vertegenwoordigd bij de ongevallen en dat hun ongevallen gemiddeld niet van een andere soort of zwaarte zijn. Het effect van gordelgebruik in het verkeer op de onveiligheid zou niettemin, behalve door de effectiviteit van de gordel bij ongevallen, deels ook kunnen worden gevormd door nevenverschijnselen van het gordelgebruik. Bijvoorbeeld in de zin dat de gordel op enigerlei wijze ander verkeersgedrag zou teweeg brengen waardoor de veiligheid van automobilisten of ook die van andere categorieën weggebruikers zich wijzigt. Hoe dit echt zit is moeilijk vast te stellen.

Vandaar dat veel onderzoek er op is gericht een gordeleffect daadwerkelijk in de onveiligheidscijfers te kunnen aanwijzen en het niet slechts te berekenen met behulp van een getalwaarde voor de effectiviteit.

Daarbij doen zich echter grote problemen voor.

Was het bij de methoden voor de bepaling van de gemiddelde gordeleffectiviteit wezenlijk dat er onder de verkeersdoden uit personenauto's zowel gordel dragers als niet-gordel dragers waren, bij de methoden om het effect van een hoger gordelgebruik te schatten is essentieel dat onder de bij ongevallen betrokken automobilisten het gordelgebruik in de tijd verschilt (theoretisch zijn er nog andere mogelijkheden, die bijvoorbeeld gebruik maken van verschillen in gordelgebruik tussen gebieden, maar aan de dan noodzakelijke, wel zeer stringente onderzoekvoorwaarden kan in de praktijk nauwelijks ooit zijn voldaan).

Een methode die kan worden toegepast om het effect van het toegenomen gordelgebruik te bepalen, bestaat hierin dat het aantal doden over een zekere periode vóór de toename van het gordelgebruik wordt vergeleken met dat over een in beginsel gelijke periode erna: de vóór- en ná-studie.

Het verschil tussen de aantallen, gerelateerd aan het aantal van de vóórperiode, is de reductie in het aantal doden, en daarmee het effect van het verschil in gemiddeld gordelgebruik tussen de perioden.

Meestal zal de methode, op deze manier ingericht, veel te simpel zijn om een goede schatting van het effect te kunnen krijgen. Er wordt immers geen rekening gehouden met veranderingen in de omvang van het verkeer, noch met de doorgaande algemene trend in de onveiligheid, die bijvoorbeeld het gevolg is van infrastructurele maatregelen en verdere verbeteringen aan de voertuigen.

Om deze kritiek te ondervangen kan de methode verfijnd worden door de gevonden reductie in het aantal doden te contrasteren met de reductie die over dezelfde perioden is opgetreden in een vergelijkbaar segment van de verkeersonveiligheid waar het gordelgebruik geen invloed heeft (een controlegroep), en daarbij zondig tevens te corrigeren voor verschillen in verkeersintensiteiten.

Dergelijk type onderzoek, toegespitst op het verkeersveiligheidseffect van een gestegen gordelgebruik, is elders al wel verricht (zie Bos & Wegman, 1990, voor een beknopt overzicht).

Jonah & Lawson (1984) gaan in hun Canadese onderzoek nog een stap verder in het verfijnen van de methode door niet alleen een controlegroep (niet-autoinzittenden), maar tegelijk ook een controlegebied (de Canadese provincies zonder gordeldraagplicht) te introduceren. Zij vinden met betrekking tot het aantal overleden personenauto-inzittenden een positief veiligheidseffect van ca. 10% bij een stijging in het gordelgebruik van ca. 25 naar 50% (rekenen we dit cijfer om dan komen we op een gordeleffectiviteit van ca. 35%).

Een zwak punt in hun onderzoek is, behalve dat de vóór- en de náperioden niet helemaal dezelfde opbouw naar de seizoenen hebben, dat in het belangrijkste deel van het maatregelgebied ongeveer tegelijk met de gordeldraagplicht een lagere maximum snelheid op autosnelwegen werd ingevoerd, op de naleving waarvan de politie toezicht oefende.

Verstrengeling van de effecten van deze ingrepen vormt voor de gebruikte methode een groot en wezenlijk probleem.

We moeten vaststellen dat over de periode waarin de gordelmaatregel in Nederland valt ook de Nederlandse onveiligheidscijfers de effecten van de

ongeveer tegelijkertijd getroffen maatregelen zullen insluiten. Ook voor onze analyses moeten we dus uitzien naar een geëigender methode.

Een methode die uiteindelijk betere kansen geeft om het probleem te hanteren, bestaat erin dat niet slechts wordt onderscheiden tussen één vóór- en één náperiode, maar dat de perioden worden opgedeeld, vaak in tijdvakken van een maand. Bij de verkenning van jaarcijfers bleek al de behoefte aan de mogelijkheid om maandcijfers te kunnen analyseren. Voor de vóórperiode wordt dan, zonodig stapsgewijze, een ontwikkeling in de onveiligheid vastgesteld, vervolgens wordt gekeken hoe de ontwikkeling in de náperiode daarop aansluit.

Dit leidt ons naar de methode van tijdreeksanalyse. Door preciezer rekening te houden met de tijdstippen waarop maatregelen werden ingevoerd en effect sorteren, kunnen soms als de tijd tussen de maatregelen toch voldoende lang is, effecten, als ze groot genoeg zijn, apart worden benoemd. Vanwege de toevalsvariatie die er in de onveiligheidscijfers zit en de korte cijferreeksen waarmee soms moet worden gewerkt, is de modellering van de afzonderlijke effecten niet altijd mogelijk. Dan kunnen in het onderzoek de ontwikkelingen in de onveiligheid dus ook niet ondubbelzinnig worden gelocaliseerd.

De opdeling in tijdvakken brengt zelf wel weer een nieuw probleem met zich mee. De onveiligheid verschilt immers volgens een zeker jaarpatroon naar maand. De tijdreeksanalysemethode lost dit probleem op door de mogelijkheid een tijdreeksmodel te specificeren dat zowel een trend- als maandeffecten omvat. Dat stelt, in verband met de schattingsprocedures, natuurlijk eisen aan de lengten van vóór- en náperioden. Over een te korte tijdreeks kan geen betrouwbare set maandeffecten worden bepaald. Zou er over de jaren heen nog een soort (cyclisch) 'conjunctuureffect' nodig zijn om de onveiligheidsdata voldoende goed te beschrijven (we gaan er overigens van uit dat dit in ons geval, mede gezien onze betrekkelijk korte cijferreeksen, wat overdadig zou zijn) dan geldt dit uiteraard in nog versterkte mate.

Hiermee hebben we wat betreft de endogene factoren het te gebruiken tijdreeksmodel bepaald.

Een nadeel van tijdreeksanalyse ten opzichte van de vóór- en nástudie is dat effecten die zich geleidelijk ontwikkelen, in ons geval bijvoorbeeld



doordat het gordelgebruik in het verkeer over een langere periode met enige regelmaat in plaats van plotseling zou zijn gestegen, in het tijdreeksmodel in principe terecht komen bij de trend. In de analyse zal ook nergens een behoefte blijken aan gordelgebruikcijfers als exogene factor, al kan bij de toepassing van een controlegroep eventueel wel een verschil in trends worden gevonden.

Het betekent dat maatregелеffecten in het algemeen pas aantoonbaar zijn als ze de ontwikkeling in de onveiligheidscijfers vanaf enig moment breken.

De methode van tijdreeksanalyse opent de mogelijkheid om in de vorm van interventies een maatregелеffect, de grootte waarvan in het daaropvolgende rekenproces nog wordt bepaald, in het model in te brengen, als uit de afwijkingen tussen werkelijke cijfers en model blijkt dat zich zo'n 'trendbreuk' voordoet. Zo'n interventie moet dan wel een maatregel betreffen die inderdaad voor de verkeersveiligheid van belang was en ook omstreeks het moment van de gevonden trendbreuk tot effect leidde.

Uiteraard mag een interventie pas worden toegepast als er geen andere verklaring voor de trendbreuk is.

De methode kan vooral rekening houden met ontwikkelingen in de omvang van het motorvoertuigverkeer, een factor die belangrijk is voor de onveiligheid en die in de vorm van een verkeersindex in het analysemodel wordt ingebracht.

Hiermee is wat betreft de exogene factoren het model bepaald.

Hoe het model er meer precies uit moet zien gaan we hierna na. Willen we bijvoorbeeld de ontwikkeling van de onveiligheid in de maatregelgroep ook vergelijken met die in een controlegroep?

Er bestaan verschillende methoden van tijdreeksanalyse. De meest flexibele is wel de Structural Time Series Modelling (STSM). Het belangrijkste onderscheidende kenmerk ervan is dat het gemiddelde niveau, de trend en, in ons geval, de maandeffecten niet als deterministische modelcomponenten worden opgevat maar als stochastische 'hyperparameters'. Daardoor kunnen niveau, trend en maandeffecten over de tijd enigszins meevarieren met bewegingen in de onveiligheidsdata, die bijvoorbeeld als gevolg van toevallige weersinvloeden niet altijd eenzelfde vast maandeffect vertonen.

Overigens verschilt deze ruimte natuurlijk van de 'gewone' toevalsfluctuaties in de data, die in de vorm van een restvariatie als error-component in het model te voorschijn komt.

Een dergelijk model past zonder twijfel het beste bij de onveiligheidsgegevens die we willen analyseren, wat onze keuze voor de STSM-methode bepaalt.

De methode is betrekkelijk recent, maar al op het probleem van het effect van de gordelmaatregel door Harvey & Durbin (1986) op Engelse onveiligheidscijfers toegepast, en door Ernst & Brühning (1990) op Duitse.

Harvey & Durbin (1986) vinden dat het aantal ernstig gewonde vóórinzittenden van personenauto's afneemt met ca. 25%, bij een toename van het gordelgebruik van ca. 40 naar 95% (omgerekend volgt hieruit een gordeleffectiviteit van ca. 35%). Interessant is trouwens dat de gebruikte onveiligheidscijfers ook met de methode van een vóór- en nástudie zijn te analyseren en dan in dit geval een nagenoeg gelijke uitkomst geven, wat inhoudt dat er in het onderzoektijdvak kennelijk geen concurrerende maatregelen zijn genomen. De tijdreeksanalyse levert als extra resultaat, en dat is een kenmerk van de methode, een grotere betrouwbaarheid op van de effecttoewijzing, doordat de noodzaak van een interventie blijkt, het gevonden interventietijdstip goed samenvalt met het moment van de maatregel, en er daarna geen reden bestaat om in het model nog andere interventies in te voeren.

Ernst & Brühning (1990) vinden bij een van ca. 60 naar 90% gestegen gordelgebruik een positief verkeersveiligheidseffect op het aantal overleden personenauto-inzittenden van ca. 28% (wat een gordeleffectiviteit betekent van ca. 50%).

In Hoofdstuk 4 over de techniek van de methode zal op beide onderzoeken nog worden teruggekomen.

### 3.4. Tijdreeksanalyse

In de doelstelling van het onderzoek is de keuze voor Structural Time Series Modelling (STSM) al gemaakt, uit voorgaande beschouwing werd duidelijk wat de achtergronden waren.

Het feit dat belangrijke verkeersveiligheidsmaatregelen korte tijd vóór en ná de gordelmaatregel zijn genomen, zodat we de effecten moeten onder-

scheiden om het effect van de gordelmaatregel waarom het ons in de analyse te doen is, te kunnen bepalen, vormt in essentie de reden voor de keuze van tijdreeksanalyse als onderzoekmethode. STSM is dan de meest geëigende vorm.

#### 3.4.1. Model

Uit het korte tijdverloop tussen de maatregelen volgt de noodzaak daarbij een tijdreeksmodel te kiezen met parameters voor maandeffecten. Het model moet tevens parameters bevatten voor het gemiddelde niveau en de trend, maar voor het toepassen van een cyclische component over de jaren heen zijn onze cijferreeksen te kort. Alle parameters kiezen we als stochastisch van aard, dat is meer in overeenstemming met de aard van de onveiligheid. Het geeft het model ruimte om kleine schommelingen in de ontwikkeling van de onveiligheid, bijvoorbeeld veroorzaakt door weersinvloeden, beter te volgen. Het maakt tevens de onderzoekuitkomsten robuuster.

Ook de vereiste om met de omvang van het motorvoertuigverkeer rekening te kunnen houden in het model is reeds besproken. Motorvoertuigen zijn dominant in het proces van onveiligheid. Veranderingen in de omvang van het motorvoertuigverkeer werken door in het niveau van de onveiligheid en zouden daarmee een correcte bepaling van het effect van de gordelmaatregel verstoren.

De effecten van de maatregelen die met de gordelmaatregel zullen interfereren, de getroffen snelheids- en alcoholmaatregelen dus, moeten we in het model als interventies kunnen inbrengen.

Essentie is dat het moment van de verandering als gevolg van zo'n maatregel, zo nauwkeurig mogelijk wordt bepaald uit andere dan onveiligheidsgegevens. De grootte van de verandering is na het aanbrengen van de interventie het rekenresultaat van de modeloptimalisatie.

Door aan te geven hoe een verandering in de tijd verloopt kan in feite met één enkele interventie de hele effectontwikkeling worden gemodelleerd.

Uit de onveiligheidscijfers zelf dient de noodzaak van een interventie naar voren te komen. Het model dat de onveiligheidscijfers over een zekere periode redelijk goed beschreef levert dan plotseling uitkomsten die van de werkelijke cijfers divergeren. Deze discontinuïteit moet in beginsel

natuurlijk op ongeveer hetzelfde moment vallen als de gedachte interventie.

Wezenlijk voordeel van de externe aanwijzing van een interventie is dat niet naar de echte ontwikkeling van de onveiligheid wordt toe geredeneerd.

Hier ligt echter ook de zwakte van deze methode. Het te bepalen model voor de beschrijving van de onveiligheid wordt gedwongen in het aangegeven verloop van de onveiligheidsveranderingen. Zijn de externe bronnen minder deugdelijk, dan kan vooral bij kort op elkaar volgende interventies een zekere uitwisseling van effecten optreden. Een deel van het effect dat eigenlijk bij de eerste interventie hoort wordt modelmatig aan de tweede toegewezen of omgekeerd.

Dit alles heeft uiteraard mede te maken met de grootte van de spreiding die er in de gegevens zit. Hoe groter de variatie des te minder snel zijn effecten te detecteren.

De onveiligheidscijfers waarop we de tijdreeksanalyse moeten uitvoeren hebben zo specifiek mogelijk betrekking op de groep verkeersdeelnemers waarop de gordelmaatregel is gericht, op de vóórinzittenden van personenauto's dus.

Deze keuze is des te belangrijker omdat in andere segmenten van de verkeersonveiligheid tegelijkertijd ook allerlei ontwikkelingen plaatsvinden, we noemden bijvoorbeeld reeds de invoering in februari 1975 van de verplichting voor bromfietzers een helm te dragen.

Vanwege de kwaliteit van de gegevens kiezen we voor de analyse van aantallen doden. De cijfers bestrijken een periode die zowel vóór als ná het moment waarop de gordeldraagplicht en de concurrerende maatregelen werden ingevoerd, voldoende lang is om de parameters van het tijdreeksmodel goed te kunnen schatten, maar niet zólang dat de verkeers- en onveiligheidsprocessen intussen flink zullen zijn veranderd. Het gaat dus om maandcijfers van 1975 en van een aantal jaren ervóór en erná.

De analyseresultaten voor de doelgroep van de gordelmaatregel dienen we in principe te vergelijken met die voor een groep verkeersdeelnemers die door de gordelmaatregel als zodanig niet wordt geraakt. Deze vergelijking is noodzakelijk, omdat we in onze eerste tijdreeksanalyse tenslotte slechts een segment van de hele verkeersonveiligheid bekijken en zodoende niet weten wat daarbuiten gebeurt. Natuurlijk zijn er argumenten, het kwam al

ter sprake, om aan te nemen dat de gordelmaatregel inderdaad alleen in de doelgroep effect heeft, maar tegelijk, en we hebben dit benadrukt, willen we dat ook in de feitelijke onveiligheidscijfers zien.

Uit de vergelijking wordt duidelijk of mogelijk in de controlegroep ook een soort 'gordeleffect' optreedt. Ligt zo'n 'gordeleffect' in dezelfde richting als bij de maatregelgroep, een positief veiligheidseffect dus vermoedelijk, dan gaat het wellicht om een algemenere ontwikkeling in de verkeersonveiligheid die zich kennelijk zowel voor de maatregel- als voor de controlegroep voordoet. Heeft het effect een tegengestelde richting dan werkt de gordelmaatregel blijkbaar om een of andere reden negatief uit voor de controlegroep.

Het probleem is nu een goede controlegroep te vinden. Het meest in aanmerking komt de groep niet-personenauto-inzittenden, waaruit de bromfietsers vanwege de helmdraagmaatregel zijn weggelaten. De genomen snelheids- en alcoholmaatregelen hebben vermoedelijk in deze controlegroep echter zeker ook effecten, en die zullen moeilijk van een soort 'gordeleffect' zijn te onderscheiden, daarvoor liggen de tijdstippen dat de maatregelen ingaan te dicht bijeen. Een complicerende factor is tevens de onveiligheidsexpositie van de controlegroep, bijvoorbeeld is over de ontwikkeling van de omvang van het fietsverkeer onvoldoende met enige betrouwbaarheid te zeggen. Toch is er vooralsnog geen betere controlegroep.

#### 3.4.2. Werkwijze

De tijdreeksanalyse begint met het modelleren van de onveiligheidsontwikkeling vooraan in de vóórperiode. Dat gebeurt met de maandcijfers van een zo klein mogelijk aantal jaren, maar zó dat het tijdreeksmodel met de berekende parameters dit deel van de vóórperiode globaal behoorlijk beschrijft.

Dan wordt nagegaan of het nodig is de parameters niet-deterministisch te maken en of de databeschrijving significant verbetert als de omvang van het motorvoertuigverkeer als covariaat wordt ingebracht.

Het ontstane model wordt vervolgens successievelijk over meer gegevens toegepast.

Naar verwachting zal nu blijken dat vanaf zeker moment in de tijdreeks,

en als onze ideeën kloppen valt dit moment goed samen met het tijdstip waarop we de noodzaak van een interventie hadden gedacht, het model ineens niet meer bij de gegevens past.

De interventievariabele wordt dan in het model opgenomen en het model opnieuw toegepast. Als de interventie de modelfit significant verbetert zat hier dus inderdaad het probleem.

Later in de tijdreeks kan wederom een interventie nodig blijken. Het proces herhaalt zich dan.

De tijdreeksanalyse wordt afgesloten met het modelleren van de héle onderzoekperiode. Voorzover zij significant zijn gebleken maken covariaat en interventievariabelen daarbij deel uit van het model. Nu moet blijken of zij ook over de hele reeks significant zijn.

In grote lijnen is dit de strategie van de analyse. Bij de uitvoering zal soms naar bevind van zaken moeten worden gehandeld. In dit rapport zal dat later uitgebreider worden beschreven.

Tot zover de tijdreeksanalyse van de onveiligheidscijfers die betrekking hebben op de doelgroep van de gordelmaatregel. Op dezelfde wijze kan een analyse worden uitgevoerd over de cijfers van een controlegroep verkeersdeelnemers.

De uitkomsten van beide analyses zijn vervolgens met elkaar te confronteren. Doen zich in de controlegroep dezelfde ontwikkelingen voor als in de doelgroep, dan staat daarmee het in de interventie bepaalde effect van de gordelmaatregel uiteraard op de tocht. Om uiteindelijk tot het bestaan van het maatregelleffect te mogen besluiten zal de controlegroep geen, een beduidend kleiner of een omgekeerd effect in de buurt van de gordelinterventie dienen te vertonen.

### 3.5. Over de cijfers

In het voorgaande zijn een aantal principekeuzen gemaakt over de te analyseren soorten gegevens. Afhankelijk van wat feitelijk aan cijfers beschikbaar en bruikbaar is worden deze keuzen hierna uitgewerkt en nader toegelicht.

### 3.5.1. De keuze voor de analyse van aantallen overleden personenauto-inzittenden

Per 1974 is de letselernstrubricering in de ongevallenregistratie veranderd. De stringentere rubriek 'gewond, ziekenhuisopname' kwam in de plaats van de aanvankelijke rubriek 'ernstig gewond'. De rubrieken missen onderlinge uitwisselbaarheid. Derhalve zijn alleen de aantallen doden bruikbaar. Met de zgn. 'blikshaderegeling', ingevolge welke de politie vanaf 1967 alleen nog de ernstiger verkeersongevallen registreert, ontstaan op deze wijze geen problemen.

Het gordelgebruik van slachtoffers onder de inzittenden van personenauto's wordt niet geregistreerd. Derhalve is het niet mogelijk zich specifiek te beperken tot verkeersslachtoffers die een gordel gebruikten.

De plaats van de slachtoffers onder de personenautopassagiers is niet nader bekend. Er is dus geen onderscheid te maken tussen vóórpassagiers, voor wie de draagverplichting geldt, en achterpassagiers. Deze laatste groep is overigens waarschijnlijk relatief klein.

Van slachtoffers is wel bekend als zij bestuurder waren. Voor deze groep, die naar omvang zeker het belangrijkste is, zou het gordeleffect kunnen worden vastgesteld. Voor vóórpassagiers zal echter een andere effectiviteit gelden, met name al omdat zij geen stuur voor zich hebben. Om deze reden is er toch voor gekozen de effectbepaling te doen over de hele groep autoinzittenden. Dit impliceert dat het effect van de gordel vermoedelijk enigszins wordt onderschat, als gevolg van het meetellen van achterpassagiers.

Gordelgebruik heeft een grootste effectiviteit in frontale botsingen. Ofschoon dan eerder een soort maximaal effect wordt gevonden dan een gemiddeld, waarbij zich overigens nog wel de nodige complicaties voordoen, kan een tijdreeksanalyse plaatsvinden op aantallen slachtoffers bij dit type ongevallen. Omdat de cijfers niet rechtstreeks voorhanden zijn is besloten van deze analyse af te zien.

### 3.5.2. De keuze van het tijdvak 1968 t/m 1984 als onderzoekjaren

Ingevolge de zgn. 'blikshaderegeling', registreert de politie vanaf 1967 alleen nog de ernstiger verkeersongevallen. Gekozen wordt niettemin voor 1968 als beginjaar in de analyses, als de nieuwe registratie van de onveiligheid een jaar heeft gewerkt. De vóórperiode omvat daarmee 7 jaar, genoeg om het model van de tijdreeks behoorlijk te kunnen invullen. Het aantal verkeersdoden in personenauto's stabiliseert zich vanaf 1970 korte tijd, als vervolg op de stijgende trend die er tot dan toe was. Omstreeks deze periode lijkt er dus een omslag plaats te vinden in de vorm van het tijdreeksmodel. Door ook nog de cijfers over twee eerdere jaren in de analyses mee te nemen kunnen we de modelvorming onbevangener laten plaatsvinden.

Per 1983 werd de vervoermiddelcodering van de ongevallenregistratie gekoppeld aan het kentekenregister. Het leidde tot een beduidende verschuiving van de categorie van personen- naar die van bestelauto's.

Dit zou reden geweest kunnen zijn om in de analyses geen cijfers te gebruiken van na 1982. Uiteindelijk zijn hieraan toch nog twee jaar toegevoegd. Op zich is het onnodig de tijdreeks langer te maken, het analyseresultaat zal er niet door veranderen.

Voorzover te gebruiken personenautokilometrages afkomstig zijn uit het OVG, opgestart in 1978, vereisen de hogere kilometrages vanaf 1985 die veroorzaakt zijn door een wijziging in de OVG-methodiek, enige bijstelling, of omgekeerd.

Besloten is, zoals ook hierboven al werd aangegeven, voor de analyses geen gebruik te maken van cijfers van na 1984.

### 3.5.3. De keuze voor de index van de motorvoertuigintensiteit als covariaat

Omdat het onderzoek met aantallen verkeersdoden werkt gaat het bij de onveiligheidsexpositie in principe om reizigerkilometers. Aangenomen wordt dat het aandeel achterpassagiers in personenauto's in de loop der jaren niet veel verandert. Volgens SWOV-onderzoek neemt de bezetting van personenauto's in de loop der jaren geleidelijk licht toe. Gegevens uit de



SWOV-enquêtes maken daarnaast duidelijk dat het gordelgebruik van bestuurders weinig verschilt van dat van vóórpassagiers.

Gekozen is derhalve in eerste instantie voor het gebruik van personenautokilometrages als maat van onveiligheidsexpositie. Personenautokilometrages zijn echter niet per maand bekend. Besloten is daarvoor in de plaats de index van het motorvoertuigverkeer te nemen.

#### 3.5.4. De keuze voor de groep niet-personenauto-inzittenden zonder bromfietzers als controlegroep

Het gordelgebruik van slachtoffers onder de inzittenden van personenauto's wordt niet geregistreerd. Derhalve is het niet mogelijk een controlegroep samen te stellen van verkeersslachtoffers die geen gordel gebruikten.

Pas vanaf 1978 bestaat een onderverdeling van verreden personenautokilometers naar binnen of buiten de bebouwde kom. Derhalve is het niet mogelijk de effecten voor binnen en buiten de kom afzonderlijk te bepalen, hoewel deze vanwege andere draagcijfers, ander snelheidsgedrag en andere ongevallensituaties zeker kunnen verschillen.

Eveneens pas vanaf 1978 bestaan cijfers over door andere vervoerwijzen afgelegde kilometrages. Derhalve kan voor de personenauto slechts onder voorbehoud een 'controlegroep' worden aangewezen.

#### 3.3.5. De keuze van interventievariabelen

Twee van de reeds eerder genoemde maatregelen die nagenoeg gelijktijdige met de gordelmaatregel werden genomen en ook rond dezelfde tijd hun effecten zullen hebben moeten eveneens van hoofdbelang worden geacht: de snelheidswetgeving in het kader van de 'energiecrisis', en de alcoholwetgeving. We zullen alle drie deze potentiële interventies behandelen.

##### ● Het gebruik van de autogordel

Het gordelgebruik door bestuurders van personenauto's neemt geleidelijk toe van 5 à 6% in 1971 tot gemiddeld 12 à 15% in 1973. Het blijft dan even op eenzelfde niveau, zodat het in oktober 1974 opnieuw 15% bedraagt. Vervolgens stijgt het scherp tot boven de 50% in juli 1975, waarna het over langere tijd nagenoeg constant blijft (zie Tabel 1). Deze cijfers komen uit de zogenaamde 'pompenquêtes' (zie SWOV, 1979), andere cijfers zijn er

niet. Het gordelgebruik door vóórpassagiers verschilt weinig van dat van bestuurders (SWOV, 1984).

De draagplicht geldt voor vóórinzittenden van personenauto's vanaf juni 1975, direkt nadat de regering het desbetreffende besluit heeft genomen en er de nodige publiciteit over heeft plaatsgevonden. Enige publiciteit is er overigens met zekere regelmaat dan al vele jaren lang.

---

Jaar	Binnen beb. kom		Buiten beb. kom	
	Jul.	okt.	jul.	okt.
1971	4	3	6	9
1972	7	7	11	13
1973	9	9	18	21
1974	9	9	15	21
1975	48	41	61	56
1976	47	44	61	62
1977		44		62

---

Tabel 1. Percentages gordelgebruik bij personenautobestuurders in de periode 1971 t/m 1977 (Bron: SWOV, 1975).

Geconcludeerd moet worden dat het toegenomen gordelgebruik, gezien de beperkte kwaliteit van de cijfers en het ontbreken van een directe relatie met slachtoffers, het beste in het analysemodel voor de aantallen overleden personenauto-inzittenden kan worden ingevoerd als een plotselinge verandering van de onveiligheid, die plaatsheeft per juni 1975.

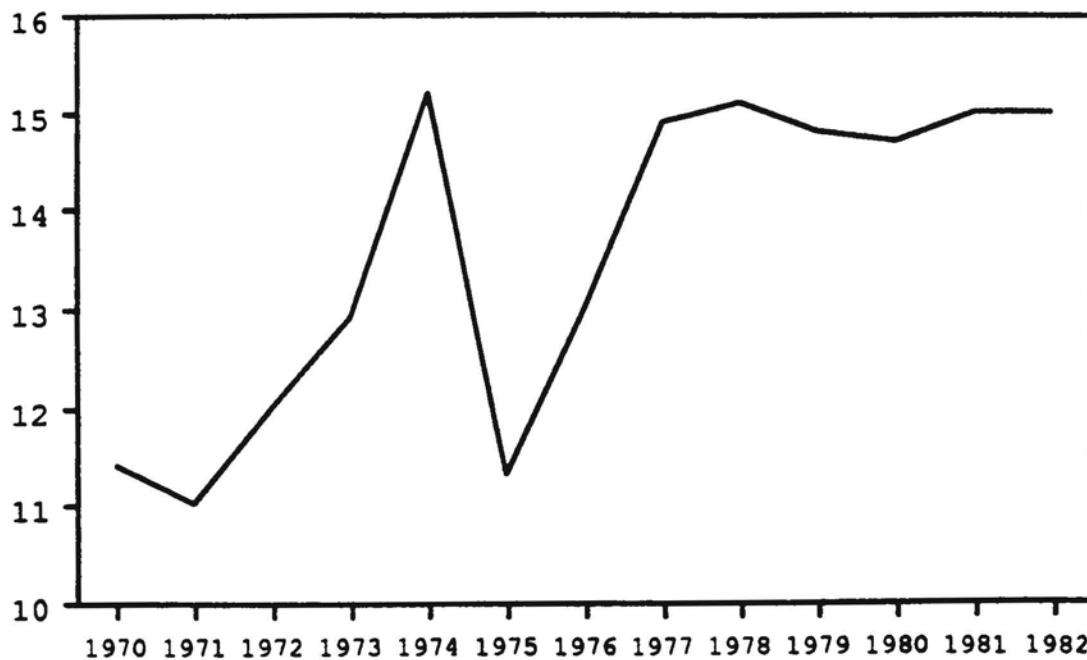
Eerder gaven we al aan dat het onmogelijk zal zijn deeleffecten toe te wijzen aan de aanloop- en instelfasen.

● Het alcoholgebruik

Bij royaal meer dan 10% van de verkeersongevallen met dodelijke afloop was sprake van door de politie geconstateerd alcoholgebruik bij tenminste één van de betrokken bestuurders, in bijna de helft van deze gevallen is ingevolge art. 26 WWV proces-verbaal opgemaakt, merendeels zal het daarbij om personenautobestuurders gaan (zie Tabel 2 en Afbeelding 7). Een effect van de alcoholwetgeving, die per 1 november 1974 van kracht werd en vooral voor het verkeer in de weekeindnachten van belang lijkt, is dus mogelijk

Jaar	Totaal	Alcohol	Art. 26	Aant. alc. p.a. best
1970	2879	327		236
1971	2868	316		223
1972	2984	358		265
1973	2802	361		268
1974	2336	336	106	280
1975	2131	241	83	
1976	2238	292	130	
1977	2319	346	149	
1978	2085	314	138	
1979	1795	265	114	
1980	1837	270	116	
1981	1650	247	99	
1982	1569	236	107	

Tabel 2. Aantallen ongevallen met dodelijke afloop totaal en met alcoholgebruik in de periode 1970 t/m 1982 (Bron: CBS)



Afbeelding 7. Ontwikkeling van de percentages dodelijke ongevallen met geregistreerd alcoholgebruik door een bestuurder in de periode 1969 t/m 1981

in de totale aantallen van overleden personenauto-inzittenden inderdaad terug te vinden.

Het percentage ongevallen waarbij alcoholgebruik in de statistieken is vermeld ligt inderdaad voor 1975 flink lager dan voor 1974, in 1976 is de helft van de daling weer tenietgedaan, in 1977 is het niveau op dat van 1974 terug. Merkwaardig is echter dat het percentage vóór 1974 eveneens laag blijkt uit te komen, kennelijk is er ook iets met de registratie aan de hand.

Cijfers over het alcoholgebruik in het verkeer zijn beschikbaar uit SWOV-metingen die telkens in oktober werden verricht, en uit enigszins vergelijkbare metingen van het Criminologisch Instituut Groningen voor de periode april tot en met juni in 1974 en 1975. Als zodanig is het maandverloop van het alcoholgebruik niet bekend. Alle metingen hebben betrekking op weekeindnachten (zie Tabel 3).

Jaar	Periode	%
1970	okt	10,0
1971	okt	12,8
1972		
1973	okt	11,7
1974	apr-jun	8,7
	okt.	8,7
	nov.	1,0
1975	apr-jun	3,8
	okt	6,8
1976		
1977	okt	8,7

Tabel 3. Percentages personenautobestuurders met BAG > 0,5 o/oo (Bron: Steenhuis et al. 1979)

Uit de cijfers blijkt dat het aandeel personenautobestuurders met een BAG boven 0,5 o/oo in 1974 vrij scherp is gedaald van zo'n 12% voorheen, via ca. 9% eind oktober naar ongeveer nihil onmiddellijk ná invoering van de alcoholwet op 1 november 1974. In de periode april-juni 1975 is het aandeel nog steeds lager dan voorheen, maar toch weer opgelopen tot ca. 4%

tegenover de eerdere ca. 9%. In oktober 1975 ligt het aandeel rond de 7%, in 1977 bereikt het de 9%, een niveau waarop het vooralsnog schijnt te blijven.

Geconcludeerd moet worden dat een wijzigend alcoholgebruik het beste in het analysemodel kan worden ingevoerd als een serie stapsgewijze veranderingen van de onveiligheid. Per november 1974 zal de verandering het grootst zijn, daarna neemt hij geleidelijk af, in oktober 1975 is er nog zo'n 40% van over, in oktober 1976 tenslotte bereikt hij een vermoedelijk verder stabiel niveau op een kwart van het oorspronkelijke maximum.

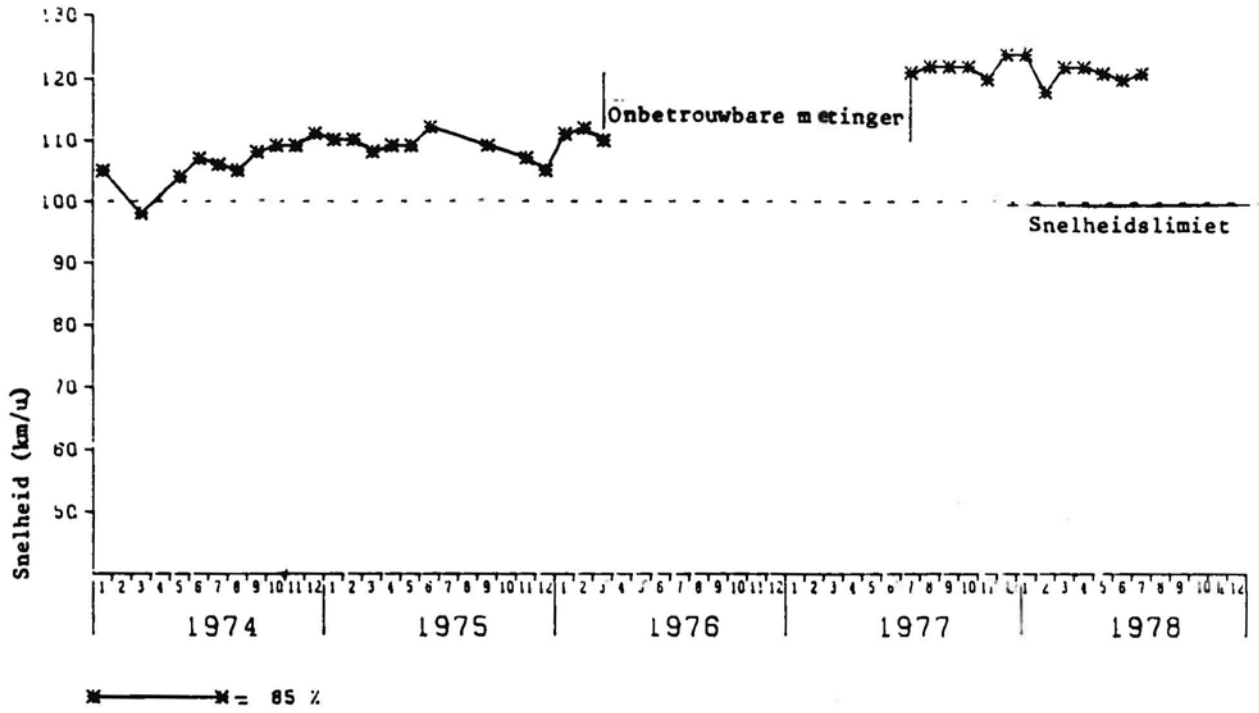
#### ● Het snelheidsgedrag

De 'oliecrisis' heeft in het verkeer een aantal uitwerkingen gehad in verband met de verkeersveiligheid, die we in principe in drieën kunnen ontleden: de omvang van het personenautoverkeer en de bezettingsgraad van de personenauto's, het snelheidsgedrag van de personenauto's, en de omvang van het langzame verkeer. We beschrijven eerst wat er gebeurde.

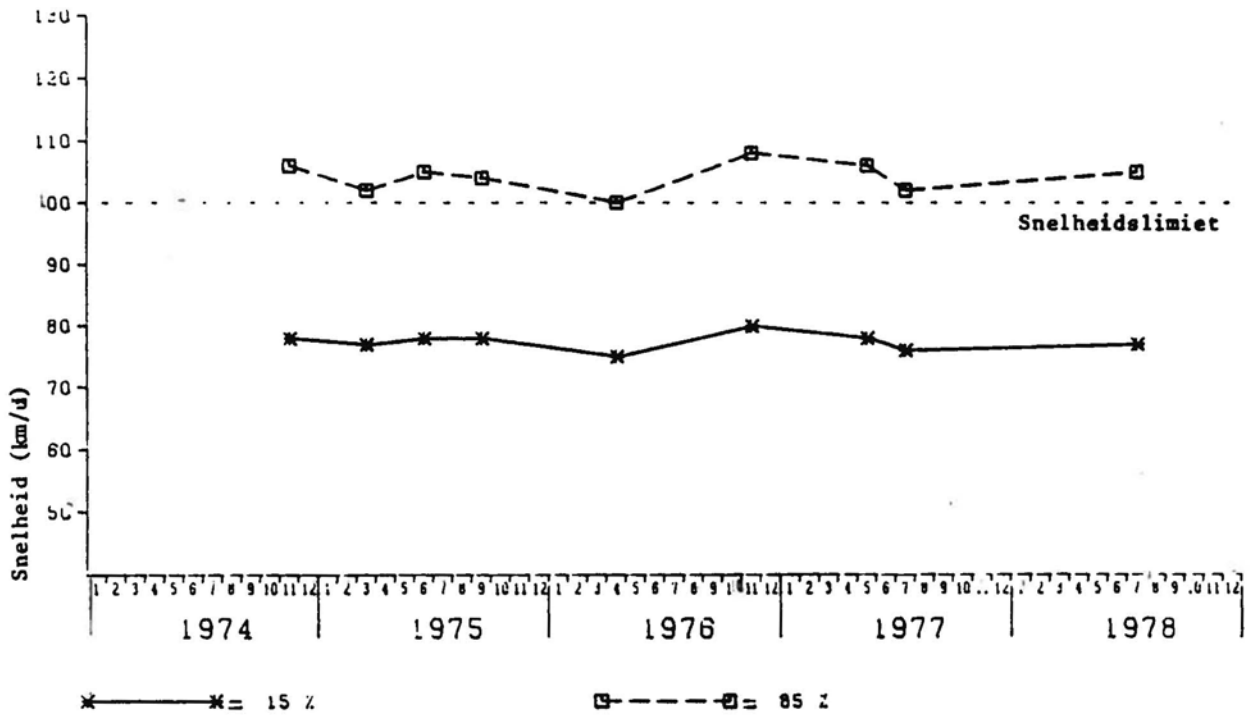
In verband met de oliecrisis doet de regering op 30 oktober 1973 een beroep op de automobilisten 'rustiger' te rijden, en niet harder dan 100 km/uur, met elkaar te 'poolen', en meer de fiets en het openbaar vervoer te gebruiken. Daarna volgen diverse maatregelen: de eerste autoloze zondag is op 4 november 1973, openbare verlichting wordt verminderd, benzinstations sluiten 's-avonds. Op 1 december 1973 kondigt de regering in een culminatie van zwaardere ingrepen de instelling aan van benzinedistributie per 7 januari 1974. Uiteindelijk verloopt de crisis: 6 januari 1974 is de laatste autoloze zondag, op 4 januari wordt de rantsoenering van benzine een week opgeschort, op 12 januari gaat hij weliswaar in, maar enige tijd later is hij al niet meer effectief. Vanaf 6 februari 1974 gelden snelheidslimieten voor de personenauto's.

In het analysemodel dient in elk geval met de maandomvang van het personenautoverkeer rekening te worden gehouden. Dat kan bij voldoende benadering gebeuren middels de intensiteitsindices van het motorvoertuig-verkeer.

Met de bezettingsgraad van personenauto's is, buiten dat deze trendmatig jaarlijks licht stijgt, kennelijk in de periode van de energiecrisis weinig gebeurd (vgl. SWOV, 1974, zie tevens Harris, 1985).



**Afbeelding 8.** Ontwikkeling gereden snelheid op autosnelwegen; Personenauto's 1974 t/m 1978 (Bron: Rijkswaterstaat)



**Afbeelding 9.** Ontwikkeling gereden snelheden op autowegen; Personenauto's 1974 t/m 1978 (Bron: Rijkswaterstaat)

Of er vanwege de energiecrisis meer gebruik is gemaakt van vooral de fiets is onbekend, maar mag gezien de heersende weersomstandigheden twijfelachtig heten. In elk geval schijnt er evenmin een grote extra toeloop naar het openbaar vervoer te hebben plaatsgevonden (vgl. opnieuw SWOV, 1974). Derhalve lijkt een verkeersveiligheidseffect van de energiecrisis, dat er blijkens de onveiligheidscijfers evident is, vooral gevolg te moeten zijn van veranderend snelheidsgedrag en van veranderende intensiteiten. Dat er snelheidseffecten zijn geweest is niet onaannemelijk. De cijfers uit snelheidsmetingen waarover de SWOV beschikt zijn echter te plaatselijk, te incidenteel en te weersafhankelijk om er goed mee te kunnen werken (vgl. wederom SWOV, 1974). RWS-cijfers over personenauto's op autosnelwegen lijken inderdaad voor de periode februari tot april 1974 een snelheidsdaling te laten zien, daarna is er als voorheen weer sprake van een langzame geleidelijke trendmatige snelheidsstijging (zie Afbeelding 8 en 9). Voor 1974 zijn kennelijk geen cijfers beschikbaar met betrekking tot autowegen en niet-autowegen (zie Wegman, 1981).

Geconcludeerd moet worden dat ook het gewijzigde snelheidsgedrag het beste in het analysemodel kan worden ingebracht in de vorm van enkele stapsgewijze veranderingen van de onveiligheid. Per november 1973 vindt de eerste verandering plaats, de invloed blijft dan enige maanden gelijk, neemt daarna af en verdwijnt vanaf juni 1974.

Met schommelingen in de motorvoertuigintensiteit kan in het analysemodel rekening worden gehouden door het gebruik van de verkeersindex als covariabele.

#### 4. DE TECHNIEK VAN DE METHODE VAN HARVEY

##### 4.1. Inleiding

Als fundamentele techniek wordt bij dit onderzoek tijdreeksanalyse gebruikt. Deze techniek ontleent zijn naam aan het feit dat de gegevens welke geanalyseerd worden in de tijd geordend zijn geregistreerd. In dit geval zijn de gegevens het aantal doden per maand. De voornaamste reden om voor een dergelijke techniek te kiezen, en niet voor bijvoorbeeld regressie-analyse, is dat deze techniek gebruik maakt van het feit dat de waarden van observaties welke na elkaar zijn uitgevoerd, iets met elkaar te maken (kunnen) hebben. Zo is het, afgezien van een seizoeneffect, aannemelijk dat het aantal ongevallen in een bepaalde maand ongeveer even groot is als in de maand daarvoor. Wel is het dan mogelijk dat er zich een groter verschil voordoet naar mate de maanden verder uit elkaar liggen. Uiteraard wordt daarbij niet aangenomen dat de ongevallen iets met elkaar te maken hebben, doch wordt slechts aangenomen dat de aantallen ongevallen empirisch iets met elkaar te maken hebben. Bij tijdreeksanalyse wordt gebruik gemaakt van het verschijnsel dat men in staat kan zijn het aantal ongevallen in een volgende maand, of algemener de volgende observatie, te schatten uit de voorliggende observaties. Dit wordt gedaan door middel van het schatten van bepaalde karakteristieken aan de hand van de voorgaande reeks observaties. De tijdreeks wordt daartoe getypeerd met behulp van zijn karakteristieke eigenschappen. De klassieke methode voor het analyseren van het effect van een maatregel, de zogenaamde interventie-analyse, met behulp van tijdreeksen is te onderzoeken of deze karakteristieken verschillen voor de perioden welke de veronderstelde interventie vooraf gaan en volgen. Deze methode heeft in de huidige context echter een aantal nadelen:

1. Er is zowel een betrekkelijk lange voor- als naperiode nodig om alle unieke karakteristieke eigenschappen te schatten.
2. Deze perioden worden begrensd door eventuele andere interventies: de voorperiode voor de gordelinterventie zou november 1974 tot en met juni 1975 moeten zijn.
3. Er kan bovendien een interventie aangetoond worden van een soort waarin we niet geïnteresseerd zijn! Bijvoorbeeld kan het seizoeneffect veranderen na de interventie. We zullen in het algemeen geïnteresseerd zijn in een plotselinge constant blijvende daling van het aantal ongevallen als gevolg van een interventie.



Een alternatief voor de hierboven beschreven opzet is het aangeven van een interventie via een zogenaamde dummyvariabele. Dit kan bijvoorbeeld een variabele zijn welke de waarde nul heeft in de voorperiode en één in de naperiode. Deze variabele wordt vervolgens als exogene (van buitenaf komende) variabele in het model gebruikt en er wordt gekeken of deze bijdrage voldoende is om een trendbreuk te verklaren. Zo ja, dan neemt men aan dat de interventie aanwezig is geweest. Zowel de methode van Harvey, welke in dit onderzoek is gebruikt, als die van Box-Tiao (1975) werken in essentie met deze opzet. Beide methoden komen in feite neer op de aanname dat de karakteristieken van de tijdreeks het zelfde blijven voor en na de interventie, behalve waar het de invloed van de dummyvariabele aangaat. De meest voorkomende situatie is een dummyvariabele die een verandering in het niveau (vergelijkbaar met gemiddelde waarde, maar niet helemaal hetzelfde in dit geval) veroorzaakt. Bijvoorbeeld het niveau is  $a$  in de voorperiode en  $a + \text{dummy}$  in de naperiode, waarbij vervolgens getoetst wordt of dummy significant van nul verschilt. De verschillen zitten in de specificatie van het tijdreeksmodel. Harvey gebruikt de zogenaamde structurele-tijdreeksanalyse-opzet, welke neerkomt op het schatten van de tijdreeks via een toestandsruimte-model en een handige indeling van de toestandsruimte in typische componenten (later omschreven). Een alternatieve aanpak staat bekend onder de naam ARIMA-modellen (Box & Jenkins, 1976). Een korte beschrijving daarvan is gegeven als Bijlage 3. De gelijkwaardigheid van de toestandsruimte-modellen met de ARIMA-modellen is gebaseerd op de equivalentie van autoregressieve modellen en (meerdimensionale) toestandsruimte-modellen (Akaike, 1974), de gelijkwaardigheid van toestandsruimte- met de ARIMA-modellen en de benaderbaarheid van moving-average modellen met eindige-orde autoregressieve modellen leveren het feit dat een model geformuleerd als toestandsruimte-model ook als ARIMA-model geschreven kan worden (zie ook Ord, 1990). Resteert nog uit te leggen wat het verschil is tussen ARIMA-modellen en het model van Harvey. Uit het voorgaande is duidelijk dat een oplossing van het model van Harvey ook een oplossing van een ARIMA-proces kan zijn. Het model van Harvey gebruikt een beperkte klasse van toestandsruimte-modellen toegespitst op het analyseren van niet-noodzakelijk stationaire tijdreeksen. De beperkingen zijn zo aangebracht dat het model aangepast wordt aan het soort probleem waarop het wordt toegepast, bijvoorbeeld de lengte van het seizoen. Dit levert een in de praktijk zeer nuttige bescherming tegen overspecificatie op. De methode van Harvey kan op een personal computer worden toegepast. Hiervoor is door de London School of Economics het programma STAMP ontwikkeld.

#### 4.2. De methode van Harvey

In het model van Harvey wordt een tijdreeks ontbonden in een aantal functioneel verschillende endogene componenten, waaraan exogene (van buiten af komende) componenten kunnen worden toegevoegd. Tot deze exogene componenten behoren naast de beoogde interventievariabelen soms ook andere covariaten (variabelen die geacht worden invloed uit te oefenen op de tijdreeks). In ons geval betreft het de invloed die de verandering in de mobiliteit heeft op de verkeersveiligheid. De endogene componenten zijn:

(a) Level, het niveau waarop de tijdreeks zich (gemiddeld) beweegt.

(b) Trend (of slope), een algemene trend welke de reeks kan bezitten.

(c) Seizoeneffect, dit kan een goniometrisch verband zijn, maar praktischer is een zogenaamd dummy-effect dat voor iedere maand een aparte waarde schat.

(d) Cycle, dit is een mengeling van ofwel een extra periodiek effect naast het seizoeneffect, ofwel een autoregressieve component. Deze beide varianten zijn technisch sterk verwant en worden samen in een menu aangeboden. Er wordt geadviseerd het gebruik van deze component te beperken tot gevallen waarin er een duidelijke reden is aan te nemen dat er sprake is van een cyclische component. Om deze redenen hebben wij afgezien van de toepassing van een cycle.

(e) Irregular effect, de verondersteld toevallige storing. De waarde van deze component zal ongeveer nul moeten zijn, en wordt niet expliciet geschat.

Voor alle voorgaande componenten van het model kan ook nog een zogenaamde hyperparameter geschat worden. Deze hyperparameter staat voor de mate van variatie in de waarden van de parameters (a) t/m (d) in de tijd. In het geval (e) stelt de hyperparameter in feite de variantie van de fout in de geobserveerde waarden voor. Deze opzet heeft onder meer als voordeel dat het model in staat is rekening te houden met het af en toe variëren van het niveau van de reeks. Dit betekent dat als de reeks af en toe van niveau verandert dit als een kennelijk normaal patroon wordt herkend en wanneer op het moment van een interventie een gelijksoortige niveauwisseling optreedt, het model deze niveauwisseling waarschijnlijk aan het normale variatiepatroon en niet aan de interventie toeschrijft. Dit leidt tot een zekere mate van robuustheid van dit model tegen misspecificaties.

Om de verschillen met tijdreeksanalyse volgens de methode Box en Jenkins toe te lichten het volgende: Voordat een reeks feitelijk met behulp van de methode Box en Jenkins geanalyseerd kan worden moet deze stationair gemaakt worden. Dit houdt in de praktijk in dat de reeks gemiddeld wordt op nul en van trend ontdaan wordt. Dit wordt gedaan door het integreren, de I van ARIMA. In het eenvoudigste geval van een lineaire trend komt dit er op neer dat de reeks systematisch met een constante hoeveelheid toeneemt. Als men in plaats van de originele waarden te analyseren de verschillen analyseert, is aan de eis voldaan. In dat geval is men ook tezelfdertijd een eventueel constant niveau kwijt. Duidelijk is dat het verwijderen van de trend een probleem kan veroorzaken als een interventie daar juist invloed op heeft. Aan de andere kant hebben de interventies meestal niet een zodanig effect dat specificatie onmogelijk wordt. Het model van Harvey beschrijft de juist vermelde grootheden direct.

In formulevorm wordt het model van Harvey voor onze analyse als volgt gespecificeerd:

$$y_t = L_t + T_t + S_t + I_t + \text{exogene variabelen.}$$

met:

$y_t$  = geobserveerd aantal doden

$L_t$  = gemiddeld niveau waar de reeks zich op bevindt

$T_t$  = trendontwikkeling van de reeks

$S_t$  = seizoeneffect

$I_t$  = verondersteld toevallige storingsterm.

In het huidige onderzoek maken we geen gebruik maken van een cycle, dus wordt deze achterwege gelaten. Verder kiezen we voor een dummy-seizoeneffect en geen goniometrische functie. Dit betekent verder toevoeging van de volgende parameters:

$S_t = S_{jan}$  als maand is januari,

...

=  $S_{nov}$  als maand is november en

=  $S_{dec}$  als maand is december =  $-S_{jan} - \dots - S_{nov}$ .

daar alle seizoeneffecten samen nul moeten zijn.

Als er hyperparameters in gebruik zijn dan betekent dat:

$$L_t = L_{t-1} + e_{\text{level}}.$$

$$T_t = T_{t-1} + e_{\text{trend}}.$$

Voor het seizoeneffect is dit iets moeilijker, bijvoorbeeld:

$$S_t = S_{t-12} + e_{\text{seizoen}}.$$

Er is geen equivalent voor de irregular term, die is gewoon  $e_{\text{irr}}$  of nul. Het geheel te zamen levert:

$$\begin{aligned} y_t &= L_t + T_t + S_t + I_t + \text{exogene variabelen} = \\ &= L_{t-1} + e_{\text{level}} + T_{t-1} + e_{\text{trend}} + S_{t-12} + e_{\text{seizoen}} + e_{\text{irr}} + \\ &\quad \text{exogene variabelen} = \\ &= L_{t-1} + T_{t-1} + S_{t-12} + \text{exogene variabelen} + e_{\text{level}} + e_{\text{trend}} + \\ &\quad e_{\text{seizoen}} + e_{\text{irr}}. \end{aligned}$$

De hyperparameters nu stellen de varianties van  $e_{\text{level}}$ ,  $e_{\text{trend}}$ ,  $e_{\text{seizoen}}$  en  $e_{\text{irr}}$  voor.

Het ligt voor de hand dat de ontbinding van de modelfout in  $e_{\text{level}} + e_{\text{trend}} + e_{\text{seizoen}} + e_{\text{irr}}$  zo nu en dan problemen kan opleveren.

De niet-interventie-variabelen onder de exogene variabelen kunnen ook nog via een exogeen niveau of een exogene trend in het model verwerkt worden, dit is hier echter overgeslagen.

#### 4.3. De analyseprocedure

De analyse van de gegevens splitst zich in een aantal fasen:

A. Er moet een onderscheid gemaakt worden in een periode voor en na de te onderzoeken interventie.

B. De voorperiode moet geanalyseerd worden. Dit moet uitgevoerd worden gebruikmakend van een zo klein mogelijke voorperiode, een zo klein mogelijk deel daarvan, zodat de rest van de voorperiode goed verklaard kan worden op basis van het gevonden model. Als blijkt dat het model voldoende is voor de voorperiode moet onderzocht worden of het model ook voldoende is voor de naperiode.

C. Indien het model niet voldoende blijkt voor de naperiode, dan is de mogelijke aanwezigheid van een interventie empirisch aangetoond en kan een interventievariabele worden ingevoerd.

D. Als vervolgens blijkt dat na het toevoegen van de interventievariabele aan het model het schatten van het model over een langere periode, welke de interventie omsluit een significante waarden oplevert voor de coëfficiënt van de interventie, dan wordt de interventie als ook feitelijk aangetoond beschouwd. Bij meer kandidaten zal geselecteerd kunnen worden op basis van de beste verklaring, of als er andere redenen voor zijn, op meer verkeersveiligheidsredenen.

Technisch wordt de analyse in de volgende stappen uitgevoerd:

1. Identificatie van hyperparameters waarbij getoetst moet worden of de waarden van deze parameters significant van nul verschillen. Dit is een aanname in latere toetsen. Hyperparameters die niet significant van nul verschillen worden uit het model verwijderd, zodat aan de assumpties van latere toetsen wordt voldaan.

2. Als een hyperparameter als gelijk aan nul kan worden beschouwd, wordt onderzocht of de bijbehorende modelparameter significant van nul verschilt. Ook wordt hier getoetst of een eventuele exogene (waaronder de interventie-) variabele een significante bijdrage heeft geleverd.

3. Als aan beide voorwaarden is voldaan zal getoetst moeten worden of de residuen van het model normaal verdeeld zijn, onafhankelijk van elkaar zijn en ongeveer gelijk in grootte zijn aan het begin en einde van de gebruikte periode. De hier gebruikte methode is Bowman-Shenton voor normaliteit, waarbij de toetsingsgrootte een chikwadraatverdeling heeft met twee vrijheidsgraden; en een Box-(Pierce)-Ljung Q-toets voor onafhankelijkheid, waarbij de toetsingsgrootte bij benadering een chikwadraatverdeling heeft. Voor de gelijkheid van de grootte van de residuen wordt een zogenaamde heteroscedasticiteitstest gedaan, waarbij de toetsingsgrootte een F-verdeling heeft. Voor een nauwkeurige uiteenzetting van bijvoorbeeld het bepalen van het aantal vrijheidsgraden wordt verwezen naar de literatuur van Harvey (1989). In de praktijk is dat niet zo belangrijk, STAMP levert alle vrijheidsgraden bij de grootheden.

4. Als aan stap 3 is voldaan wordt ook de goodness of fit onderzocht. Dit wordt uitgevoerd op dezelfde data als waarop het model in de voorperiode geschat werd. Daarom moet deze stap als een interne validatiestap gezien worden. Deze stap levert een schatting voor de voorspellingsfout van het

model. Ook wordt de aloude  $R^2$  berekend, in de analyses aangegeven met 'R2'. Deze is in het huidige geval echter zelden interessant, daar tengevolge van bijvoorbeeld het seizoeneffect een grotere variatie kan ontstaan, en dus een grote verklaarde variatie kan ontstaan. Dus wordt ook een variant met correctie voor het seizoeneffect gegeven, aangegeven met 'RS2'. Daarnaast wordt ook een toets voor het seizoeneffect gegeven, welke overigens alleen valide is als de hyperparameter van het seizoeneffect nul is. Dit betekent dat het model in principe niet in staat is een variërend seizoeneffect te valideren, hetgeen overigens nauwelijks een probleem bleek op te leveren.

5. Als logisch gevolg op de interne validatie van stap 4 wordt er ook een validatie van het gevonden model uitgevoerd op de gegevens van de periode na de geschatte periode. Uiteraard is hierbij een zekere mate van vrijheid in de keuze van de lengte van deze periode. De eerste stap die in deze situatie wordt uitgevoerd is het uitvoeren van zogenaamde one-ahead predictions. Dit zijn schattingen van de volgende observatie, gebruikmakend van alle andere informatie tot dan toe. Dit wil zeggen alle geobserveerde aantallen ongevallen t/m tijdstip  $t$  plus alle eventueel gebruikte andere verklarende variabelen t/m tijdstip  $t+1$  worden gebruikt om het aantal ongevallen op tijdstip  $t+1$  te schatten. Deze exercitie levert een aantal residuen op voor de naperiode welke vergeleken worden met de residuen in de analyse-periode. Consistentie (in variantie) met de analyse periode wordt getoetst met behulp van een generalisatie van de Chow-test (zie Harvey, (1989), welke grootheid  $F$ -verdeeld is. Een andere analyse welke voor de huidige toepassing veel meer nut heeft is de zogenaamde CUSUM-toets (CUSUM staat voor cumulative sum). Deze toets gebruikt de aannamen van stap 3: normaliteit en heteroscedasticiteit, door aan te nemen dat de som van de residuen normaal verdeeld is met een variantie van het aantal residuen maal de variantie van de residuen. Op deze wijze kan men aantonen dat de som van de residuen op een gegeven moment significant afwijkt van wat men volgens het voorliggende model zou mogen verwachten. Deze methode wordt gebruikt om de aanwezigheid van een interventie aan te tonen. In het algemeen kan men aan de grafiek van de CUSUM ook wel zien wanneer deze interventie zal hebben aangegrepen, doch het is verstandig daarvoor andere bronnen te gebruiken. De CUSUM-methode heeft als nadeel dat het kortstondige effecten in combinatie met een toch altijd nog vrij grote variantie van de residuen niet altijd kan aantonen, omdat de reeks niet lang genoeg uitwijkt om buiten de significantiegrenzen te kunnen treden. Bovendien

komt daar voor Nederland nog bij dat sommige interventies dichtbij elkaar zitten die niet alle te onderscheiden behoeven te zijn. De toetsing van een specifieke interventie wordt in stap 2 uitgevoerd.

#### 4.4. Toepassingen van de Harvey-methode op de gordelwetgeving

##### 4.4.1. Engeland (Harvey & Durbin, 1986)

In het onderzoek van Harvey en Durbin zijn de ongevallengegevens van januari 1969 t/m december 1984 geanalyseerd. Men gebruikte als ongeval-lengroep onder meer de overleden en zwaargewonde personenautobestuurders. Als exogene variabelen zijn gebruikt een verkeersindex, in verreden motorvoertuigkilometers, en een maat voor de benzineprijs. Van alle gegevens is de logaritme gebruikt. Hoewel een iets ander model is gevonden door Harvey en Durbin dan als later zal blijken in ons onderzoek, blijkt ook daar de verkeersindex, zij het dat dit een andere soort index is als in ons onderzoek gebruikt is, geen significante bijdrage te leveren. In ons onderzoek bleek de verkeersindex van het jaar tevoren wel een invloed te hebben. Dit kan samenhangen met het feit dat de invloed van het verkeer op de onveiligheid mede door de endogene verklaring van het model middels trend en seizoeneffect is verklaard. Wel bleek in het onderzoek van Harvey en Durbin de benzineprijs een rol te spelen, waarschijnlijk vanwege de gevolgen van de oliecrisis aldaar. Het onderzoek is verder in staat gebleken een duidelijk interventie-effect van de gordelwetgeving aan te tonen voor begin 1983. Dit is gedaan door:

- (a) het model tot en met 1981 te schatten;
- (b) aan te tonen dat het onder (a) gevonden model voldoende is voor 1982 met behulp van de externe validatieprocedure;
- (c) aan te tonen dat er een significante afwijking van de CUSUM optreedt aan het einde van 1983;
- (d) aan te tonen dat de coëfficiënt van de interventie significant van nul verschilt en een daling impliceert.

Om de interventie inderdaad aan de gordelwet te kunnen toeschrijven is het noodzakelijk aan te tonen dat deze effecten zich ten minste in mindere mate voordoen in eventuele controlegroepen.

De groepen waarbij een effect mag worden verwacht zijn:

1. Overleden en zwaargewonde bestuurders
2. Overleden bestuurders
3. Overleden en zwaargewonde voorinzittenden
4. Overleden voorinzittenden

Gebruikte controlegroepen zijn:

5. Overleden en zwaargewonde achterinzittenden
6. Overleden achterinzittenden
7. Overleden en zwaargewonde fietsers
8. Overleden fietsers
9. Overleden en zwaargewonde voetgangers
10. Overleden voetgangers

Harvey toont aan dat de grootste effecten optreden onder de eerste vier categorieën.

Naast onderzoek naar het effect van de autogordel wordt in het onderzoek van Harvey en Durbin uitvoerig ingegaan op stabiliteitsonderzoek, hetgeen eerder bedoeld is de Harvey-methode te ondersteunen dan het aantonen van het gordeleffect te onderbouwen.

#### 4.4.2. Duitsland (Ernst & Brühning 1990)

Dit Duitse onderzoek is eenvoudiger van opzet, het is net als het onze gericht op het vinden van een gordeleffect en niet op het etaleren van de onderzoeksmethode. Het verslag gaat vrijwel uitsluitend in op de resultaten en niet op het gevonden model. Wel wordt er een uiteenzetting gegeven van de methode van Harvey. De onderzochte groepen zijn overleden of zwaargewonde personenauto-inzittenden en dezelfde opdeling van voetgangers. Het lijkt erop dat in dit onderzoek in een keer de hele voorperiode, tot en met juli 1984 is geschat en daarna de externe validatieprocedure is gebruikt. Dit is niet uit de tekst op te maken. Het beste zou zijn dat de onderzoekers op dezelfde wijze zouden gebruiken als Harvey en Durbin hebben gedaan die eerst een kortere voorperiode gebruikt hebben, dan een externe validatie uitgevoerd hebben op de rest van de voorperiode om vervolgens aan te tonen dat het niet mogelijk bleek dit model toe te passen op de naperiode. In het Nederlandse geval blijkt dit ook niet te kunnen,



daar de alcoholinterventie te dicht op de gordelinterventie blijkt te liggen.

#### 4.5. Voorstel voor een analyse in Nederland

In hoofdlijn wordt het onderzoek in twee delen opgesplitst:

1. Aantonen dat ten tijde van de gordelmaatregel een veiligheidseffect heeft plaats gevonden op relevante categorieën verkeersdeelnemers.
2. Aantonen dat dit zich niet voordoet in controlegroepen.

Als niet aan onderdeel 1 voldaan kan worden, dan is er geen aanleiding aan onderdeel 2 te beginnen, omdat we een positief effect van de gordelwetgeving niet uitsluitend willen baseren op een negatief effect onder de controlegroepen.

Onderdeel 1 valt nog op te splitsen naar categorie verkeersslachtoffer.

Er zijn in feite twee kandidaten:

- (a) de personenauto-inzittenden
- (b) de personenauto-bestuurders

Beide groepen hebben een nadeel en een voordeel ten opzichte van elkaar. Het nadeel van (a) is dat zich onder deze groep een, zij het niet zo grote, categorie slachtoffers bevindt die niet beïnvloed is door de gordelmaatregel: de achterinzittenden. Het nadeel van (b) is dat zowel de fysieke invloed van het stuur aanwezig is als het feit dat deze categorie niet de hele groep door de maatregel beïnvloede gebruikers omvat. Om deze laatste reden is besloten de analyse in eerste instantie uit te voeren voor de personenauto-inzittenden. Een andere reden is dat de gegevens voor bestuurders niet vanaf 1968 beschikbaar zijn.

Resteert de vraag of doden, gewonden of beide groepen te zamen moeten worden onderzocht. Daar aan het begin van de onderzoeksperiode de definitie van gewonden is veranderd is besloten ons tot de doden te beperken. Enerzijds heeft deze keuze het nadeel dat de aantallen kleiner zijn, waardoor een bepaald effect minder significant is. Anderzijds mag worden verondersteld dat het effect bij doden het grootst is.

Wat de exogene variabelen betreft is, zoals in Hoofdstuk 3 beschreven, gebruik gemaakt van de indexcijfers voor de hoeveelheid verkeer en de volgende interventievariabelen:

- snelheidsinterventie
- alcoholinterventie
- gordelinterventie

De interventievariabelen volgen elkaar in de tijd en zullen dan ook in deze volgorde worden toegevoegd aan het model.

Voor de analyse wordt gebruik gemaakt van de gegevens van 1968 t/m 1984.

## 5. TIJDREEKSANALYSES GORDELINTERVENTIE

### 5.1. Inleiding

Dit hoofdstuk is vooral een samenvatting van de analyses welke in de Bijlagen 1 en 2 in detail zijn beschreven. De analyses betreffen de aantallen door ongevallen om het leven gekomen personenauto-inzittenden.

De eerste fase van het onderzoek spitst zich toe op het modelleren van de (aan de gordelinterventie voorafgaande) voorperiode en het onderzoeken en opsporen van mogelijke alternatieve interventies. Daar het onderzoek gericht is op het onweerlegbaar aantonen van een significante invloed van het gebruik van autogordels door personenauto-inzittenden op hun overlevingskans zal de evidentie van een eventueel gordeleffect strenger getoetst moeten worden tegen géén effect dan een eventueel alternatief effect. Nadat eventuele alternatieve interventies zijn opgespoord, moet onderzocht worden of gegeven deze alternatieve interventies de gordelinterventie nog aantoonbaar aanwezig is. Deze moet dan een dusdanig effect hebben gesorteerd dat het geobserveerde effect niet aan het toeval kan worden toegeschreven. Hiertoe zijn een aantal analyses uitgevoerd die uitvoerig in Bijlage 1 zijn beschreven.

Zoals eerder beschreven, wordt naast de endogene variabelen gebruik gemaakt van het volgende cijfermateriaal:

1. Aantallen overleden personenauto-inzittenden, PERS
2. Motorvoertuigverkeersindices, INDEX
3. Gegevens over de snelheidsinterventie in SNEL
4. Een 0/1 variant van SNEL, SNEL2
5. Een schatting van het effect van de alcohol campagne, in ALCO
6. Een 0/1 interventievariabele voor de gordelinterventie, waarin we uiteindelijk zijn geïnteresseerd, GORDEL

### 5.2. Vooranalyse op verkeerindexcijfers

Als eerste analyse wordt de om theoretische redenen belangrijk geachte reeks van verkeersindexcijfers geanalyseerd. Deze analyse wijkt af van het patroon zoals geschetst voor interventie-analyse. Er wordt hier geen interventie-analyse uitgevoerd, doch het model wordt gebruikt om de ver-

keersindexcijfers zelf, los van andere gegevens in de voornoemde level-, trend-, seizoen- en irregulaire componenten te ontbinden. Dit daar we geïnteresseerd zijn in welke van deze componenten een rol spelen bij het verkeer.

Uit de analyses blijkt dat de verkeersindexcijfers goed te ontbinden zijn, maar dat het gevonden model niet aan alle eisen voldoet, niet geheel valide is.

Daar we alleen geïnteresseerd zijn in de ontbinding van de verkeersindex in componenten, en door de bijzonder goede fit een wel valide model nauwelijks verschillende componenten zal vinden, is besloten het bij deze analyse te laten, ondanks de onvolkomenheden in het model.

Verwacht mag worden dat door de nauwe relatie tussen verkeer en veiligheid er overeenkomsten zullen zijn tussen trend- en seizoeneffecten met de uitkomsten van een analyse van de ongevallen waarbij alleen endogene factoren worden gebruikt. Dit heeft tot gevolg dat een eventuele bijdrage van een indexcijfer als exogene variabele een onverwacht karakter kan hebben, daar een deel van het werkelijke effect via de (endogene) tijdreeks is gemodelleerd. Bijvoorbeeld, omdat de indexcijfers ook een seizoeneffect hebben, soortgelijk aan dat van de ongevallen, zal de invloed van het verkeer dat verklaard wordt met behulp van de verkeersindexcijfers ook gedeeltelijk door het seizoeneffect worden verklaard. Het is waarschijnlijk dat een tijdreeksmodel dit effect niet zal kunnen onderscheiden van het eigen seizoeneffect dat de te analyseren reeks lijkt te hebben. Dit aspect is één van de redenen waarom ervoor gekozen is de reeks verkeersindexcijfers te ontbinden in componenten.

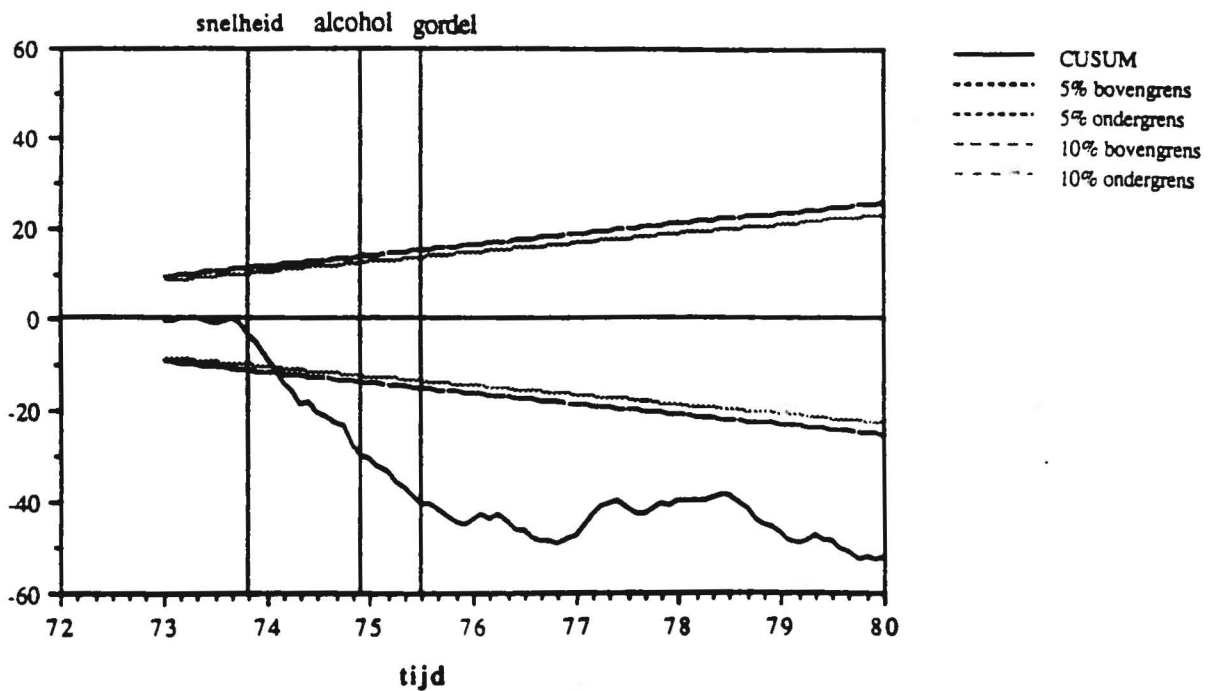
### 5.3. Analyse van de aantallen overleden personenauto-inzittenden in de periode 1968 t/m 1972

Als eerste stap zijn de aantallen overleden personenauto-inzittenden geanalyseerd zonder enige exogene variabelen. Dit is uitgevoerd op de periode 1968 t/m 1972.

Er wordt een valide model gevonden wat bij externe validatie verworpen moet worden (zie CUSUM 00016): de naperiode vertoont een andere structuur, hetgeen verholpen kan worden door inbreng van de snelheidsinterventie.

CUSUM

CUSUM00016



De afbeelding CUSUM 00016 stelt de cumulatieve som van de residuen voor. Dat wil zeggen dat verticaal uitgezet is de som van alle modelfouten tot dan toe, noem het misspecificaties van het gevonden model. De waarde van ieder punt is dus de fout van het model voor de desbetreffende maand plus de waarde van het punt links daarvan. De waarden worden niet gemiddeld, zodat de spreiding steeds groter wordt als men naar rechts gaat. Normaliter, als een model voldoende is voor zo'n periode, schommelt deze grafiek een beetje rond nul. De stippellijnen stellen de 5%- en 10%-betrouwbaarheids grenzen van de cumulatieve som voor. Duidelijk is dat ergens in het begin van 1974 de som van de residuen zo negatief is geworden dat, als men zou toetsen of de som nul is, men deze hypothese moet verwerpen. Dit is het principe van de methode welke bij de methode van Harvey wordt gebruikt om de aanwezigheid van een interventie aan te tonen. De methode stamt van origine uit de kwaliteitscontrole technieken uit de industrie. Aardig zichtbaar is dat het model aanvankelijk, begin 1973 nog een aardige fit heeft: de residuen zijn klein en in ieder geval gemiddeld nul. Rond het begin van 1974 ontstaan systematische afwijkingen. Deze afwijkingen zijn waarschijnlijk het gevolg van een combinatie van de verandering in de verkeersindices (afname van de mobiliteit ten tijde van de energiecrisis) en de 'snelheidsinterventie' of beter gezegd, de plotselinge afname van de rijsnelheden rond de energiecrisis.

Er doet zich nu echter een probleem voor: als de reeks nu verder geanalyseerd wordt, gebruikmakend van de snelheidsinterventie, dan blijkt uit toepassing van het model dat er een zogenaamde cycle geïntroduceerd moet worden om een valide model te vinden. Een cycle is een systeemcomponent om een (in de praktijk) meestal kort periodiek effect te modelleren. Het probleem is echter dat er weinig redenen zijn aan te geven waarom er een periodiek effect is geweest in de periode rond 1974. In de periode daarvoor was het niet nodig een dergelijke component te gebruiken. Daarnaast blijkt uit volgende analyses dat deze cycle niet noodzakelijk is als men de verkeersindexgegevens als exogene variabelen gebruikt. Het probleem met de verkeersindexcijfers echter is dat de noodzaak van het gebruik ervan, samenhangend met de 'cycle', pas duidelijk wordt als men de gegevens analyseert tot en met einde 1974. Dit laatste heeft echter tot gevolg dat het niet mogelijk is gebruikmakend van een analyse met verkeersindexcijfers, een snelheidsinterventie aan te tonen. Dit vanwege het feit dat als de door de interventie afwijkende observaties in de analyse meegenomen worden, zij de oplossing zo zullen beïnvloeden dat de afwijking sterk vermindert, en er dus een ander model gevonden wordt. Daarnaast voorziet het model ook niet in een toets om deze afwijkingen statistisch aan te tonen.

#### 5.4. De aantallen overleden personenauto-inzittenden verklaard uit de verkeersindexcijfers in de periode 1968 t/m 1972

Er is gebruik gemaakt van de volgende exogene factoren in relatie tot de verkeersindexcijfers:

1. TINDEX, de trend van de verkeersindex.
2. TINDEX(-12), de trend van de verkeersindex het jaar tevoren.
3. SINDEX, het seizoeneffect van de verkeersindex.
4. SINDEX(-12), idem, het jaar ervoor. Toepassing hiervan is waarschijnlijk weinig produktief daar deze variabele sterk lijkt op SINDEX, doch is hij voor de volledigheid meegenomen in de analyse.
5. IINDEX, de onregelmatige component van de verkeersindexcijfers. Deze variabele is meegenomen omdat het mogelijk geacht werd dat juist het afwijken van het normale patroon, het niet door de ontbinding in I verklaarde gedeelte een rol kon spelen. Zo dat het geval blijkt te zijn dan zullen we niet met de ontbinding moeten werken.
6. IINDEX(-12), idem, het jaar daarvoor. Ook deze variabele is eerder voor de volledigheid dan vanwege bijzondere redenen meegenomen.

Vervolgens is onderzocht welk effect de verkeersindices op de aantallen overleden personenauto-inzittenden lijken te hebben.

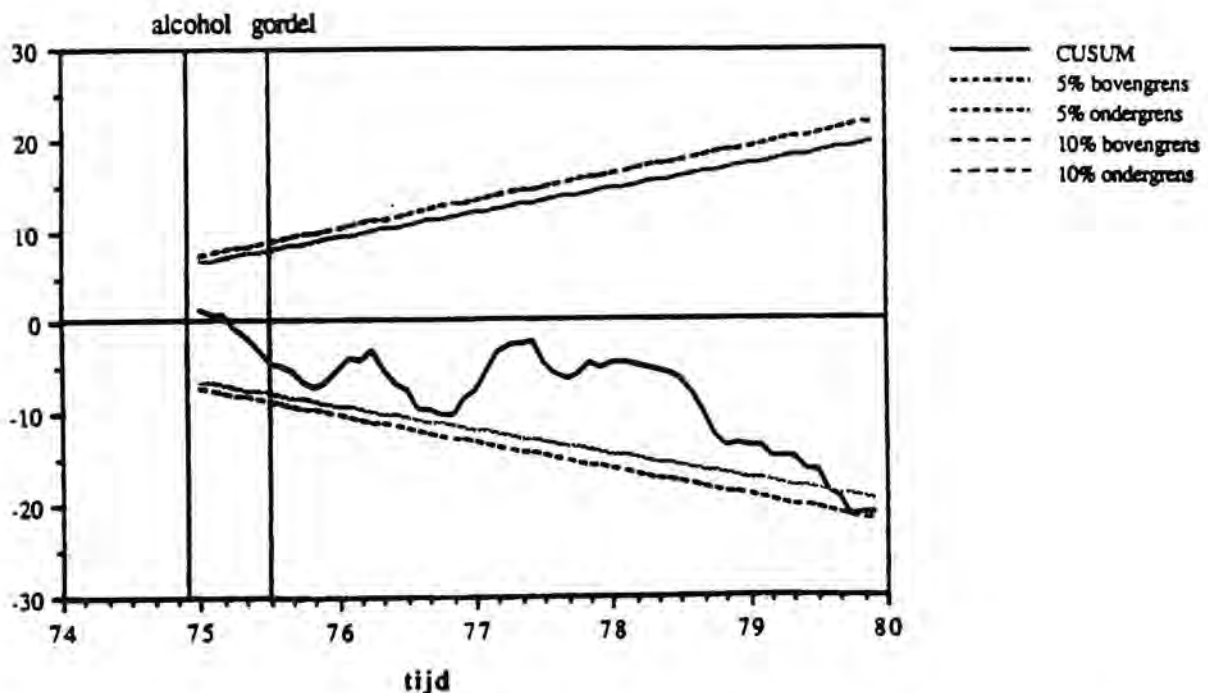
Een vergelijking van de resultaten van deze analyse met de vergelijkbare analyse, zonder indexcijfers, levert voor de analyse met verkeersindexcijfers een kwadratensom van de (gestandariseerde) residuen op van 29.924 op, hetgeen duidelijk minder is dan de 47.012 van het model zonder verkeersindexcijfers. Er blijkt een duidelijk nut van het gebruik van de verkeersindexcijfers uit te gaan.

5.5. Analyse van de aantallen overleden personenauto-inzittenden met als exogene variabelen de verkeersindexcijfers in de periode 1968 t/m 1974

Naar aanleiding van de problemen in het voorgaande zonder indexcijfers wordt toch gebruik gemaakt van de indexcijfers voor de periode 1968 t/m 1974. De resultaten van deze analyses zijn gegeven in afbeelding CUSUM 4.

CUSUM

CUSUM4

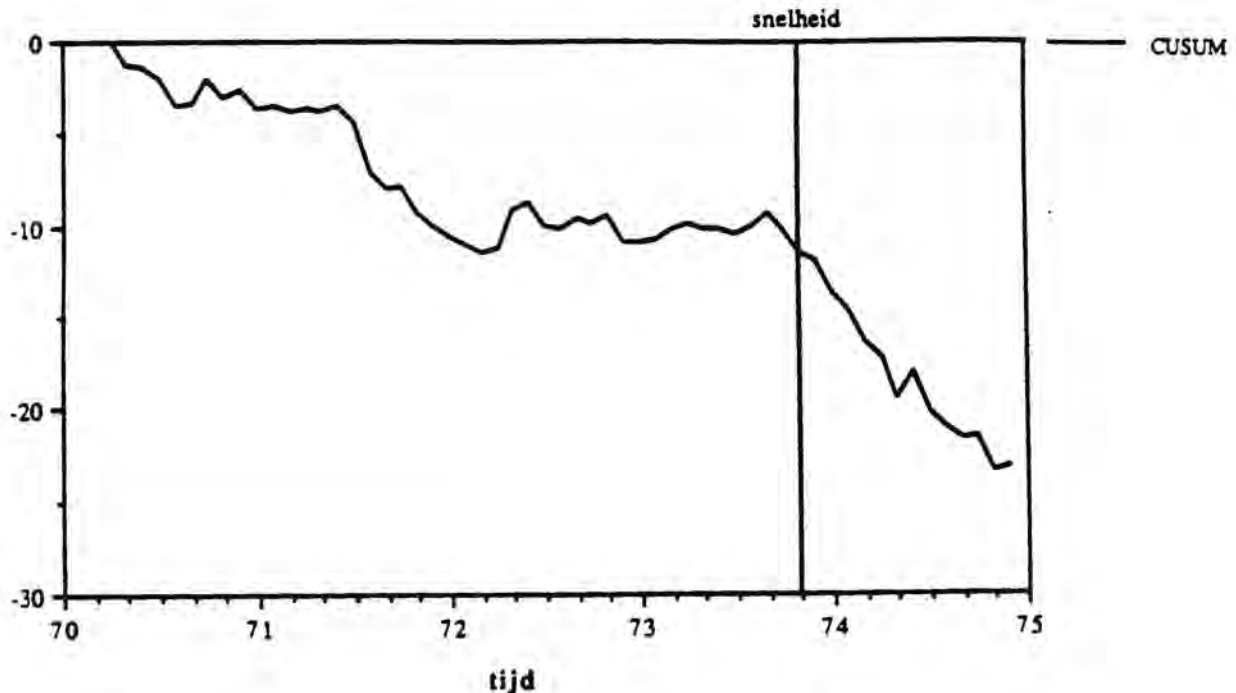


Chow-test 1.2867 is niet significant. De cumulatieve som van de residuen loopt helemaal aan het einde van de naperiode wel buiten de betrouwbaarheidsgrenzen. Belangrijk is ook op te merken dat de cumulatieve som vanaf ergens in de tweede helft van 1975 wel schommelt, maar tot de tweede helft

van 1978 eigenlijk niet meer verder daalt. Dit zou kunnen duiden op een korte misspecificatie aan het begin van 1975. Dit blijkt overeen te komen met het tijdstip van de snelheidsinterventie, zodat er inderdaad indicaties hiervoor kunnen worden gevonden.

CUSUM

CUSUM op RES 4



Er lijkt zich een daling te hebben voorgedaan welke niet door het model beschreven kan worden. Dit wordt zichtbaar gemaakt in afbeelding CUSUM op Res4, een grafiek waarin de cumulatieve som van de residuen in de analyse-periode is uitgezet). Dit betekent dat er geen betrouwbaarheidsgrenzen zoals in de gewone CUSUM zijn aan te geven.

Vanaf het einde van 1973 blijken de residuen opvallend veel af te wijken. (N.B: Aan het begin van 1971 deed zich ook iets dergelijks voor, zij het in mindere mate). Hoewel na invoering van de verkeersindex als exogene variabele de noodzaak van de invoering van de snelheidsinterventie niet meer kan worden aangetoond, ligt de meeste steun voor de aanname van de snelheidsinterventie toch in het systematisch sterk significant zijn van de parameter van de interventie bij alle volgende analyses.

De voorgaande analyses lijken de theoretische aanname van een interventie rond de periode van de energiecrisis te ondersteunen: waarschijnlijk zal het effect samengesteld zijn uit een afname in de verkeershoeveelheid,



welke gemodelleerd wordt met behulp van de verkeersindexcijfers, en een maat voor het afwijkende snelheidsgedrag in dezelfde periode.

Vanaf de volgende analyses zal rekening mee gehouden worden met een snelheidsinterventie.

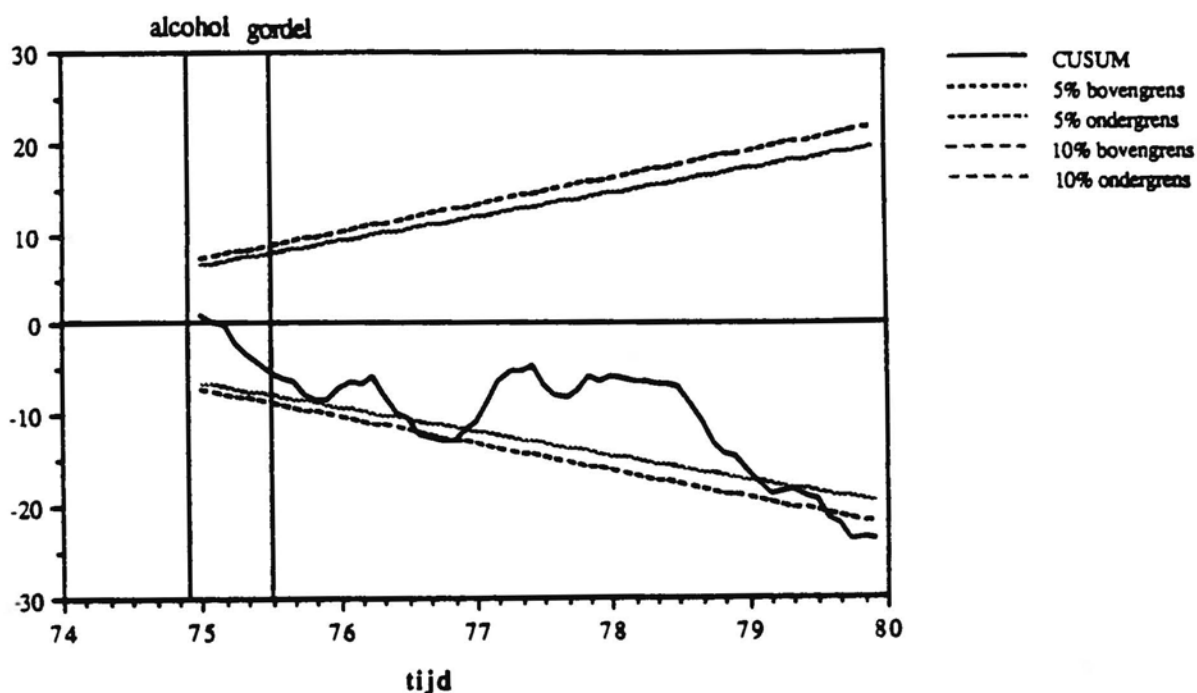
5.6. De aantallen overleden personenauto-inzittenden geschat uit IINDEX, SINDEX, TINDEX, TINDEX(-12), en de snelheidsinterventie van 1974

Naast de trendmatige ontwikkeling en de seizoensfluctuaties van de ongevallen die door de endogene variabelen worden gemodelleerd blijkt weinig van de indexen nodig te zijn, behalve de trend van de verkeersindex het jaar 'daarvoor'.

Er resulteert een valide model dat ternauwernood aan normaliteitseisen voldoet, waarbij bovendien een significante afwijking optreedt een jaar na de invoering van de autogordeldraagplicht (zie afbeelding CUSUM 3).

CUSUM

CUSUM 3



Er moet nu onderzocht worden of de relatieve 'misfit' na de snelheidsinterventie de zaak beïnvloed heeft. Ook zou een alcoholeffect gemodelleerd kunnen worden.

Daar echter de normaliteit twijfelachtig is en dit één van de aannamen is voor de CUSUM-toets, zal aan dit resultaat niet te veel waarde gehecht mogen worden.

Besloten is nu het zelfde model over een langere periode te schatten, namelijk tot en met mei 1975. Deze extra periode omvat dus de eventuele alcoholinterventie. Zoals te verwachten was breekt de CUSUM dan niet meer uit, doch biedt wel een systematisch negatief effect. Er moet rekening dus worden gehouden met de alcoholinterventie.

### 5.7. Analyseperiode verlengd tot en met juni 1975 vanwege de alcoholinterventie

Bij de laatste analyses uit deze groep zijn telkens verkeersindexcijfers al-dan-niet tot het model toegelaten. Duidelijk blijkt bij deze analyses dat er evidentie is voor een alcoholinterventie.

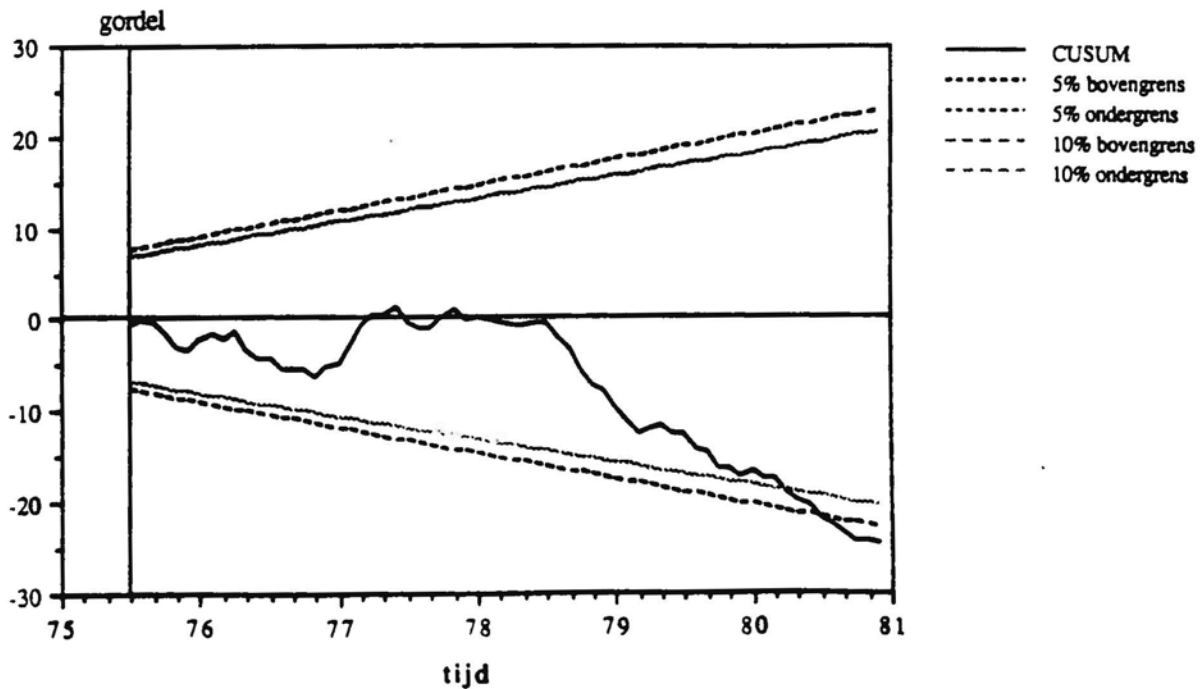
De volgende tabel geeft het effect van al-dan-niet toelaten van indexcijfers op de final mean square error, dit is een maat voor de fout van het model over de gehele periode 1968 t/m 1980, en de voorspelkwaliteit van het model over de analyseperiode 1968 t/m juni 1976 (prediction error variance).

Model inclusief	Final mean square error	Prediction error variance
TINDEX + TINDEX(-12)	241.8363	1.4294
TINDEX(-12)	238.2548	1.6176
zonder beide	262.2491	14.9870

Zichtbaar is dat de voorspelfout in de analyseperiode toeneemt naarmate meer variabelen worden weggelaten, terwijl een optimum aanwezig is. De tabel laat zowel de kracht van de strategie van STAMP als zijn zwakte zien: TINDEX kan beter weggelaten worden, terwijl TINDEX(-12) beter niet weggelaten kon worden. Een dergelijke check zou waarschijnlijk het beste op alle variabelen bij alle beslissingen toegepast kunnen worden, doch dit zou zeer veel (reken)tijd gaan kosten, daar tot op heden STAMP alleen in een tijdrovende interactieve versie beschikbaar is.

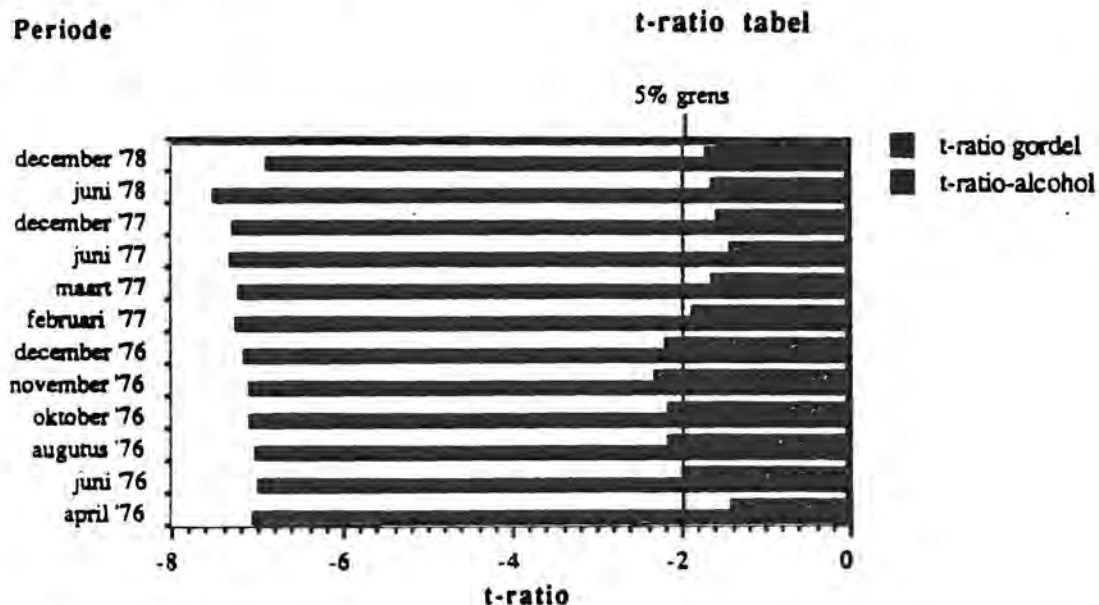
CUSUM

CUSUM 00029



De resultaten in afbeelding CUSUM 00029 geven aan dat er geen werkelijk onduubelzinnige aanwijzing bestaat voor de aanwezigheid van een significant effect op de aantallen doden onder de personenauto-inzittenden als gevolg van de gordelmaatregel in juni 1975. Het model STAMP als zodanig had echter de nodige moeite verschillende interventies en effecten uit elkaar te houden. Zo bleek het al een probleem de snelheidsinterventie aan het einde van 1973 eenduidig aan te tonen. Dit was duidelijk het gevolg van de praktische onmogelijkheid de met de snelheidsinterventie concurrerende verkeersindexcijfers fatsoenlijk te schatten. Vele oorzaken zijn daarvoor verantwoordelijk, maar voor dit onderzoek blijken ze een probleem te vormen. Hoewel, als men zich zuiver aan de leer van STAMP blijft houden en geen verkeersindexcijfers betreft, is de snelheidsinterventie juist de enige waarvoor duidelijk een interventie is aangetoond. De alcoholinterventie is echter pas hard te maken aan de hand van de significantie van zijn parameter. Dit betekent in feite dat de interventie van de alcoholcampagne geïntroduceerd is op grond van verkeersveiligheidsredenen en niet uitsluitend op grond van empirische waarneming. Dit laatste echter lijkt gezien het doel van dit onderzoek geen foute beslissing. De bedoeling was namelijk dat de interventie van de gordel duidelijk komt vast te staan. Dat echter is in dit onderzoek niet gelukt. De voorgaande resultaten leveren geen onomstotelijk bewijs van een gordelinterventie.

Na deze analyses is toch een analyse uitgevoerd die in Bijlage 2 uiteengezet wordt welke uitgaat van een eventueel gordeleffect. Gebruikmakend van deze aanname is geschat hoe groot dit effect dan wel zou zijn geweest en is een betrouwbaarheidsmaat bepaald. Deze exercitie bestaat uit een aantal analyses waarbij bij een steeds groter wordende naperiode het gordeleffect geschat wordt.



Het blijkt dat in een beperkte reeks naperioden er inderdaad een significant effect waar te nemen is. Helaas blijkt dit effect minder en zelfs niet meer significant te worden naarmate de periode korter wordt, hetgeen te verwachten is, en, belangrijker, naarmate de periode langer wordt. Dit laatste hangt samen met het feit dat in de vorige groep analyses geen effect gevonden is voor de gordelinterventie. Dit alles lijkt ook samen te hangen met een niet te verklaren stijging van het aantal doden in de periode rond de tweede helft van 1977. Daar hier geen verklaring voor is, niet als ingrijpende verslechtering in de veiligheid van buiten af, noch als gevolg van het uitwerken van de invloed van een interventie uit het verleden, zal hier geen correctie mogelijk zijn zonder dat een eventueel daaruit volgend gordeleffect zijn onbetwistbaarheid verliest. Het is daarna verstandig te concluderen dat onder meer vanwege het feit dat zowel de interventie van de gordelmaatregel niet voldoende geïsoleerd genoeg is opgetreden, als een niet verklaarbare stijging van de verkeersonveiligheid rond de tweede helft van 1977 optrad, het niet mogelijk is op eenduidige wijze de aanwezigheid en de significantie van de invloed welke de gordelwetgeving al-dan-niet indirect op de verkeersveiligheid heeft gehad aan te

tonen. Wel lijkt de methode een duidelijk effect voor de alcoholwetgeving aan te geven, hoewel de bewijskracht hiervan ook niet overmatig is en bovendien niet de optimale ongevallenreeks daarvoor geanalyseerd is. Een van de conclusies mag zijn dat met de methode van Harvey het effect van interventies in principe en - in zekere mate ook - de praktijk van elkaar kan onderscheiden. In zoverre zijn de resultaten van dit Nederlands onderzoek eerder een ondersteuning van de conclusies die in Engeland en Duitsland zijn verbonden aan de daargevonden positieve resultaten, ondanks het feit dat een dergelijk positief effect in Nederland niet kon worden gevonden.

## 6. SAMENVATTING EN DISCUSSIE

Bij eerder uitgevoerde analyses met betrekking tot de ingevoerde verplichting tot het dragen van de autogordel bleken er verschillende belangrijke complicaties op te treden. Deze complicaties houden verband met het feit dat rond het tijdstip van invoering van de gordelmaatregel medio 1975 zich ook verschillende andere ontwikkelingen voordoen in het verkeer die de onveiligheid beïnvloeden.

De energiecrisis rond eind 1973, begin 1974 heeft geleid tot de instelling van snelheidslimieten; er werd een tijdlang "rustiger" gereden en de verkeersintensiteiten stabiliseerden of daalden zelfs.

Van eind 1974 dateert de alcoholwetgeving waardoor bestuurders strafbaar zijn als hun bloedalcoholgehalte de 0,5 promille overschrijdt.

Bromfietzers zijn sinds begin 1975 verplicht een helm te dragen.

Doel van het hier beschreven onderzoek was na te gaan of, gegeven de bovenvermelde problematiek en de onmogelijkheid om met jaarcijfers aan te tonen dat de maatregel die voorinzittenden van personenauto's verplicht tot het dragen van een autogordel, een aantoonbaar veiligheidseffect heeft gehad, niet toch een effect kan worden vastgesteld. Dit door ten eerste een meer genuanceerde onderzoeksmethode te gebruiken en ten tweede gebruik te maken van maandcijfers in plaats van jaarcijfers.

De gekozen methode heeft de opties om als dat noodzakelijk blijkt voor een goede modelvorming, expositiecijfers in te brengen in de vorm van indices van het motorvoertuigverkeer, en interventies toe te passen om maatreeffeffecten te modelleren. Tijdstippen en tijdsverloop van de eventueel te plegen interventies zijn vooraf op grond van externe gegevens bepaald, het niveau van de interventies volgt daarna uit de modelberekeningen. De analyses hebben plaatsgevonden op maandreeksen van aantallen ten gevolge van verkeersongevallen overleden personenauto-inzittenden in de jaren 1968 t/m 1984.

Dit heeft geleid tot de volgende aanpak:

1. Rekening houden met de verkeersintensiteit door deze op te nemen in het model.

2. Scheiden van de ongevallen waarbij de maatregel geacht wordt een effect te hebben van de rest van de ongevallen, om zodoende het specifieke effect beter te kunnen onderscheiden.

3. Omdat de diverse maatregelen elkaar in de onderzoeksperiode zo snel op volgden dat hun verkeersveiligheidseffecten ook binnen de doelgroep van de gordeldraagverplichting dooreen zullen lopen, wordt van de korte perioden (maandcijfers) tussen de maatregelen gebruik gemaakt om de afzonderlijke effecten te onderscheiden en tevens het effect van de gordelmaatregel te bepalen.

Naast het verwachte positieve effect van het dragen van de gordel door de bestuurder zelf zou ook sprake kunnen zijn van negatieve bijeffecten, bijvoorbeeld als gordeldragende autobestuurders in hun verkeersgedrag hun toegenomen veiligheid enigszins zouden 'compenseren' met onveiligere verkeersgedrag.

De invloed van dergelijke reacties en bijverschijnselen op hun eigen veiligheid of die van andere automobilisten is geen methodologisch probleem, die maakt inherent deel uit van het binnen de categorie automobilisten te vinden effect van de gordelmaatregel.

Om na te gaan of de onveiligheid voor andere weggebruikers is toegenomen is de categorie niet-autoinzittenden geanalyseerd. Bromfietzers zijn daaruit overigens weggelaten, gezien de interferentie die door de getroffen helmmaatregel plaatsvindt. Er moet echter apart worden bekeken of zo'n eventueel neveneffect inderdaad optreedt.

In grote lijnen ligt hiermee vast op welke manier is getracht deze meer genuanceerde doelstelling te realiseren.

Uitgaande van deze onderzoekopzet zijn twee soorten analyses uitgevoerd.

Begonnen is met een hernieuwde verkenning van jaarcijfers op basis van bovenstaande analyse-opzet. Rond het jaar van invoering van de gordeldraagplicht 1975 werd de ontwikkeling bekeken in de onveiligheid van automobilisten. Daarbij ging het om de aantallen doden, om de aantallen gecorrigeerd voor expositie, en om de aantallen in verhouding tot de aantallen overleden niet-inzittenden van personenauto's, deze laatste vergelijking zowel voor het totaal, als voor het deel overleden slachtoffers dat viel bij botsingen tussen personenauto's met andere categorieën vervoerwijzen, als voor het deel dat binnen de bebouwde kom viel.

Geen van deze cijferopstellingen levert het beeld op van een plotselinge verbetering tussen de jaren 1974 en 1976 van de verkeersveiligheid voor automobilisten, die aan het gestegen gebruik van de autogordel zou zijn toe te schrijven geweest.

Uit deze uitkomst is een tweeledige conclusie te trekken:

- Ten eerste zijn de jaarcijfers te weinig gedifferentieerd in de tijd om het effect van de gordelmaatregel te kunnen isoleren. Dit heeft geleid tot de keuze om de analyse op maandcijfers toe te passen.

- Ten tweede lopen de effecten van de verschillende getroffen maatregelen te zeer door elkaar heen om ontwikkelingen in de onveiligheid specifiek te kunnen toewijzen. Dit betekent dat inderdaad een model zoals dat van Harvey nodig is om de effecten van alle maatregelen afzonderlijk te schatten.

Vanuit dit resultaat is als tweede stap, en hier ligt het zwaartepunt van het onderzoek, een tijdreeksanalyse uitgevoerd volgens de methode van Structural Time Series Modelling (STSM).

De tijdreeksanalyse verliep in drie fasen:

o Eerst is de onveiligheid gemodelleerd voor het tijdvak voorafgaand aan de periode waarin allerlei maatregelen tot stand kwamen. Het bleek onnodig de verkeersindex als covariaat in het model op te nemen. Achteraf werd geconstateerd dat dit moet zijn veroorzaakt doordat het verkeer zich in dit begintijdvak tamelijk rustig ontwikkelde, in tegenstelling tot wat er later onder invloed van met name de energiecrisis gebeurde.

o Het gevonden tijdreeksmodel werd vervolgens toegepast op de cijfers van de latere periode. Omstreeks het moment van de energiecrisis gingen de modeluitkomsten echter zodanig afwijken van de echte onveiligheidscijfers, dat het veiligheidseffect van de toen getroffen snelheidsmaatregelen in de vorm van een interventie moest worden ingebracht. Zowel de verkeersindex als de snelheidsinterventie verbeterden voor de naperiode de beschrijving significant.

Rond het tijdstip van de alcoholwetgeving ontstond hierna opnieuw de noodzaak van een interventie, ook deze werd ingevoerd, waarna het model de ontwikkelingen in de onveiligheidscijfers voldoende beschreef. Er was dus geen gordelinterventie meer nodig, zij het dat de modeluitkomsten ten opzichte van de echte aantallen wel aan de hoge kant waren.



o De derde fase in de analyse bestond tenslotte uit de toepassing van een tijdreeksmodel waarin de beide gevonden interventies waren opgenomen en waaraan tevens een gordelinterventie werd toegevoegd. Stapsgewijs werden na elkaar de snelheidsmaatregelen en de alcoholwetgeving als twee significante interventies berekend en vervolgens werd de gordelinterventie bepaald. Uit deze analyse bleek dat bij een korte naperiode, tot februari 1977, er een significant gordeleffect werd gevonden.

We moeten echter constateren dat het uiteindelijk bereikte tijdreeksmodel voor de aantallen bij verkeersongevallen overleden personenauto-inzittenden over een langere periode bezien geen significante afwijking te zien geeft op het moment van de gordelinterventie. Er is wel een indicatie voor een dergelijke interventie gevonden. De beste schatting voor dit mogelijke effect is 7%, maar het effect is bij de gegeven betrouwbaarheid van de cijfers bij toetsing over een wat langere periode niet significant.

Dit onderzoekresultaat hoeft niet zo te worden geïnterpreteerd dat er geen effect van de gordeldraagplicht op de onveiligheid zou bestaan. Uiteraard hadden we verwacht met behulp van de nieuwe technieken van tijdreeksanalyse duidelijk en onbetwistbaar een positief effect van de gordelmaatregel in de onveiligheidscijfers te zullen kunnen aanwijzen.

Elders verrichte onderzoekingen met Engels en Duits cijfermateriaal leverden dat wel op. De onderzoeksituaties zijn echter niet vergelijkbaar met die in Nederland. In de eerste plaats gaat het in die landen om grotere aantallen ongevallen. Verder is de effectiviteit van de gordelwetgeving daar groter dan in Nederland. Het gordel dragen nam in Engeland veel sterker toe tot meer dan 90%. In Duitsland werd hetzelfde niveau gehaald als in Engeland, maar daar was sprake van een hoger percentage in de voorperiode. In Duitsland wordt dan ook een kleiner effect gevonden dan in Engeland. Tenslotte zijn er ten tijde van de invoering ook minder verstoringseffecten in deze landen.

Op zich bevestigt de tijdreeksanalyse wat al uit de jaarcijfers naar voren kwam, dat de ontwikkeling in de aantallen ongevallen vanwege het door elkaar lopen van diverse factoren niet eenduidig aan maatregelen is toe te schrijven. Er zijn vier redenen waarom het onderzoek in ons land moeilijker is.

- De analyse wordt bemoeilijkt het ontbreken van een voldoende lange, indicatieve voorperiode. Dit bleek bijvoorbeeld uit het feit dat voor de mo

dellering van deze voorperiode de verkeersindex als covariaat overbodig was, terwijl deze in de naperiode onmisbaar bleek.

- Door de turbulentie die de energiecrisis met zich mee bracht en de ontwikkelingen daarna, is de ontwikkeling in het aantal ongevallen op basis van een model zonder verkeersindex niet goed te beschrijven.

- Door de elkaar ten dele overlappende effecten van de verschillende maatregelen die genomen zijn, kan er slechts een tamelijk zwakke theoretische onderbouwing aan de analyse worden gegeven. Het onderzoek kampte met een tekort aan betrouwbare en nauwkeurige informatie om de maatregelinterventies naar tijdstip en tijdverloop goed te kunnen inbrengen in het tijdreeksmodel, en beschikte over niet meer dan indicaties over het niveau ervan. Maar zelfs als dat probleem minder groot zou zijn geweest dan nog volgen de maatregelen zo kort op elkaar dat de effecttoewijzing enigszins arbitrair blijft. Wat als effect van een maatregel wordt gezien kan deels het (na)effect zijn van de vorige maatregel, en omgekeerd. Met name de mogelijke vermenging van de veiligheidseffecten van de alcohol- en gordelmaatregelen verdient aandacht. Door de keuze van meer op de alcoholmaatregel toegespitste onveiligheidscijfers zou getoetst kunnen worden of een deel van het effect niet aan de gordeldraagverplichting zou moeten worden toegeschreven.

- Tenslotte zijn er complicaties in de naperiode. Geconstateerd is dat zich vanaf begin 1977 gedurende enige tijd een ontwikkeling voordoet van toenemende onveiligheid. Gesuggereerd is wel dat dit zou kunnen zijn veroorzaakt door een stijging van de gereden snelheden. Als gevolg daarvan wordt het gordeleffect dan op de langere termijn onderschat.

Op een aantal punten is met deze analyse van het effect van de gordelmaatregel op de verkeersonveiligheid het laatste woord over de Nederlandse cijfers nog niet gezegd.

- In plaats van alle onveiligheidscijfers van personenauto-inzittenden zouden de cijfers gebruikt kunnen worden over tijdstippen en dagsoorten waarvoor de alcoholwetgeving in de praktijk minder relevant is. De bepaling van een gordeleffect heeft dan minder last van concurrerende toewijzingsmogelijkheden.

- De uitgevoerde analyses maken nog niet zichtbaar in welke orde van grootte in het tijdreeksmodel de effectuittwisselingen kunnen zijn tussen de afzonderlijke maatregelen.

- In plaats van de voorwaartse kan een achterwaartse tijdreeksanalyse worden gedaan, om het probleem van de afwijkende vóórperiode te omzeilen.
- Te bezien valt of de interventies niet wat meer vrijheidsgraden zouden mogen hebben om daarmee wat dichterbij de feitelijke cijfers te kunnen aansluiten.
- Door de opgetreden complicaties bij het modelleren van de kernvraag van het onderzoek was het niet mogelijk om binnen de randvoorwaarden van het onderzoeksbudget en de beschikbare tijd een tijdreeksanalyse te verrichten op cijfers van de categorie niet-personenauto-inzittenden (zonder de bromfietzers). We gaven reeds aan dat zo'n analyse niettemin nodig is voor een compleet beeld van het effect van de gordelmaatregel.

De analyse heeft ook voor de Nederlandse situatie laten zien dat Structural Time Series Modelling op zich een zeer bruikbare methode is om effecten van interventies aan te tonen, in de tijd van elkaar te onderscheiden en om de omvang van de effecten te schatten. Door deze methode is een veel genuanceerder evaluatie van (effecten) van maatregelen mogelijk dan bijvoorbeeld het geval is bij voor- en na-onderzoek.

Het enigszins teleurstellende resultaat dat voor de Nederlandse situatie geen onomstotelijk bewijs valt te leveren voor de effectiviteit van de gordelwet uit 1975, maar slechts een indicatie voor een effect met een mogelijke omvang van 7%, betekent niet dat de herhaaldelijk aangetoonde effectiviteit van de gordel voor Nederland niet zou gelden.

Voor de methode van tijdreeksanalyse maakt het in ieder geval duidelijk dat deze "neutraal" kan worden toegepast, zonder naar het gewenste resultaat toe te werken. Het verdient aanbeveling ook bij de evaluatie van andere maatregelen van deze methode gebruik te maken, ondanks de vrij arbeidsintensieve procedure bij toepassing ervan en de vereiste, vrij specialistische kennis die het gebruik van de techniek vraagt. Dit zou bijvoorbeeld kunnen voor de gevonden effecten van de snelheids- en alcoholinterventies op meer specifiek op deze problematiek afgestemde onveiligheidscijfers.

LITERATUUR

Akaike, H. (1974). Markovian representation of stochastic processes and its application to the analysis of autoregressive moving average processes. Ann. Inst. Statist. Math. 26, 363-387.

Arnoldus, J.G. & Varkevisser, G.A. (1984). Aanwezigheid en gebruik van autogordels 1979 t/m 1983. R-84-13. SWOV, Leidschendam.

Blokpoel, A. et al. (1978). Invloed van het gebruik van helmen door bromfietzers en autogordels door inzittenden van personenauto's op de verkeersveiligheid. R-78-22. SWOV, Leidschendam.

Bos, J.M.J. & Wegman, F.C.M. (1990). Over methoden om de effectiviteit van maatregelen terzake van de verkeersveiligheid te bepalen, bijvoorbeeld van autogordelwetgeving. R-90-52. SWOV, Leidschendam.

Box, G.E.P. & Tiao, G.C. (1975). Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. Journ. Stat. Assoc. 70 (1975).

Box, G.E.P. & Jenkins, G.M. (1976). Time series analysis, forecasting and control. Rev. ed. Holden Day, Oakland (Calif).

Edelman, A. & Kampen, L.T.B. van (1974). Practical and medical aspects of the use of car seat belts. Arts en auto 40 (1974) 19.

Ernst, G. & Brühning, E. (1990). Fünf Jahre danach: Wirksamkeit der Gurtanlagepflicht. Zeitschr. für Verkehrssicherheit 36 (1990) 1.

Evans, L. (1986). The effectiveness of safety belts in preventing fatalities. Acc. Anal. & Prev. 18 (1986). 3.

Harris, S. (1985). De bezetting van voertuigen jaarlijks gemeten [1976 t/m 1984]. R-85-18. SWOV, Leidschendam. (Tevens Verkeerskunde 36 (1985) 7).

Harvey, A.C. (1989). Forecasting: Structural time series models and the Kalman filter. Cambridge U.P.

Harvey, A.C. & Durbin, J. (1986). The effects of seat belt legislation on British road casualties. Journ. Royal Stat. Soc. 149 (1986) part 3.

Janssen, W.H. (1987). Het tegenvallende effect van de gordeldraagplicht op de verkeersveiligheid. Verkeerskunde 38 (1987) 11.

Jonah, B.A. & Lawson, J.J. (1984). The effectiveness of the Canadian mandatory seat belt use laws. Acc. Anal. & Prev. 16 (1984) 5.

Kendall, M. & Ord, J.K. (1990). Time series. 3rd Edition. Edward Arnold, Sevenoaks.

Scholtens, H.P. et al. (1979). Aanwezigheid en gebruik van autogordels 1971 t/m 1977. R-79-50. SWOV, Leidschendam.

Steenhuis, D.W. et al. (1979). Alcomobilisme. Gouda Quint, Arnhem.

SWOV (1974). De energiecrisis en de verkeersveiligheid in november en december 1973. R-74-8. SWOV, Leidschendam.

SWOV (1975). Aanwezigheid en gebruik van autogordels: Enquête 1971 t/m 1974. Publikatie 1975-IN. SWOV, Leidschendam.

Valtonen, J. (1991). The use of safety belts and their effect in accidents. Report No. 38. Liikenneturva, Finland.

Wegman, F.C.M. (1981). Snelheidsbeperkingen in Nederland. R-81-25. SWOV, Leidschendam.



Bijlage 1

bij

Tijdreeksanalyse van het gordeleffect

Bos, J.M.J. & Bijleveld, F.

VERSLAG ANALYSES GORDELINTERVENTIE

Leidschendam, 1991

Stichting Wetenschappelijk Onderzoek Verkeersveiligheid SWOV





INHOUD

1. Inleiding
2. Vooranalyse op verkeersindexcijfers
3. Analyse van de aantallen overleden personenauto-inzittenden in de periode 1968 t/m 1972
4. De aantallen overleden personenauto-inzittenden verklaard uit de verkeersindexcijfers in de periode 1968 t/m 1972
5. Analyse van de aantallen overleden personenauto-inzittenden met als exogene variabelen de verkeersindexcijfers in de periode 1968 t/m 1974
6. De aantallen overleden personenauto-inzittenden geschat uit IINDEX, SINDEK, TINDEK, TINDEK (-12) en de snelheidsinterventie van 1974
7. De analyseperiode verlengd tot en met juni 1975 vanwege de alcohol-interventie

## 1. INLEIDING

In het onderzoek wordt gebruik gemaakt van de volgende gegevens:

1. Aantallen overleden personenauto-inzittenden, PERS.
2. Motorvoertuigverkeersindices, INDEX.
3. Gegevens over de snelheidsinterventie in SNEL.
4. Een 0/1 variant van SNEL, SNEL2.
5. Een schatting van het effect van de alcoholcampagne, in ALCO.
6. Een 0/1 interventievariabele voor de gordelinterventie, waarin we uiteindelijk zijn geïnteresseerd, GORDEL.

## 2. VOORANALYSE OP VERKEERSINDEXCIJFERS

Als eerste analyse wordt de om theoretische redenen belangrijk geachte reeks van verkeersindexcijfers geanalyseerd. Deze analyse wijkt af van het patroon zoals geschetst voor interventie-analyse. Er wordt hier geen interventie-analyse uitgevoerd, doch het model wordt gebruikt om de verkeersindex cijfers in de level-, trend-, seizoen en irregulaire componenten te ontbinden. Dit daar we geïnteresseerd zijn in welke van deze componenten een rol spelen bij de verkeersonveiligheid.

### Index zonder exogene variabelen:

#### Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
0.0687	s2(Level)	0.0143	4.8229
0.0000	s2(Trend)	1.000	0.0000
0.0007017	s2(Seasonal)	0.0003994	1.7566
0.0197	s2(Irregular)	0.0084414	2.3284

Conclusie: De hyperparameter van het seizoeneffect (s2(Seasonal)) is niet significant van nul verschillend.

Parameters (2)

Estimate	State	RMSE	t-ratio
14.6364	Level	0.1509	96.9625
0.0331	Trend	0.0184	1.7968
-1.2498	Seasonal	0.0988	-12.6531
-0.3128	Seasonal	0.0961	-3.2531
0.2717	Seasonal	0.0961	2.8272
0.5308	Seasonal	0.0961	5.5242
1.0970	Seasonal	0.0961	11.4209
0.5781	Seasonal	0.0960	6.0202
0.8528	Seasonal	0.0960	8.8807
0.6938	Seasonal	0.0961	7.2225
0.4195	Seasonal	0.0961	4.3638
-0.2869	Seasonal	0.0963	-2.9807
-1.0166	Seasonal	0.0964	-10.5495

Conclusie: De trend is niet significant van nul verschillend, maar wordt toch behouden.

Diagnose (3)

Residual skewness     -0.2875  
Residual kurtosis     12.3958

Normality tests

Skewness  $\chi^2(1)$         2.6310  
Kurtosis  $\chi^2(1)$         702.5661  
Normality  $\chi^2(2)$        705.1972

Sum of squares of standardized residuals    190.9982  
Sum of squares about the mean                190.7514  
Mean of standardized residuals                -.0359

Heteroscedasticity test    F(63,63)                1.0555

Conclusie: De residuen zijn hoogst waarschijnlijk niet normaal verdeeld.

---

Lag		Autocorrelation	Q-statistic
0			
1	**	.071675	.9967
2	*****	-.255026	13.68
3	*****	-.234377	24.45
4	*	-.039163	24.76
5	*	-.032307	24.96
.			
.			
.			
47	*	-.022272	80.00
48	*	.019685	80.10
49	***	.119015	83.77
50	*	.014700	83.83
95% C.I.	+++0+++	$2/\sqrt{191} =$	.144715

---

Conclusie: De residuen zijn ook niet onafhankelijk van elkaar.

Daar we echter alleen geïnteresseerd zijn in de ontbinding van de verkeersindex in componenten, en de fit verder bijzonder goed te noemen is (hetgeen betekent dat een wel valide model nauwelijks verschillende componenten zal vinden) is toch besloten het bij deze analyse te laten.

Als conclusie in termen van de analyse mag gelden dat een eventueel verband tussen de verkeersindexcijfers en een te onderzoeken ongevalsmaat, bijvoorbeeld het totale aantal overleden personenauto-inzittenden, ook via de tijdreeksconstructie geschat zou kunnen worden. Dit heeft tot gevolg dat een eventuele bijdrage van een indexcijfer als exogene variabele zelfs een onverwacht karakter kan hebben, daar een deel van het werkelijke effect via de tijdreeks is gemodelleerd. De indexcijfers hebben ook een seizoeneffect, zodat de invloed van het verkeer dat verklaard wordt met behulp van de verkeersindexcijfers ook een seizoeneffect zal vertonen. Het is waarschijnlijk dat een tijdreeksmodel dit effect niet zal kunnen onderscheiden van het eigen seizoeneffect dat de te analyseren reeks lijkt te hebben. Dit aspect is mede één van de redenen waarom ervoor gekozen is de reeks verkeersindexcijfers te ontbinden in componenten.

3. ANALYSE VAN DE AANTALLEN OVERLEDEN PERSONENAUTO-INZITTENDEN IN DE PERIODE 1968 T/M 1972

Als eerste stap zijn de aantallen overleden personenauto-inzittenden geanalyseerd zonder enige exogene variabelen. Dit is uitgevoerd voor de periode 1968 t/m 1972.

De eerste analyse met een volledig model, dus met alle parameters en hyperparameters, leidt tot de volgende resultaten:

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
27.0141	s2(Level)	19.9335	1.3552
0.0845	s2(Trend)	0.1184	0.7138
51.3215	s2(Seasonal)	23.3729	2.1958
56.1929	s2(Irregular)	43.7043	1.2858

Van deze hyperparameters is duidelijk de trend de eerste welke verwijderd dient te worden. Dit heeft tot gevolg dat het verdere model een niet variërende trend zal hebben. De waarde van deze trend zal echter in het onderdeel (2) onderzocht worden, na dat eerst aan alle eisen van onderdeel (1) is voldaan. Dit is een verschijnsel dat zich vaker zal voordoen.

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
25.4140	s2(Level)	17.5441	1.4486
0.0000	s2(Trend)	0.0000	Missing
51.3871	s2(Seasonal)	23.4303	2.1932
58.8962	s2(Irregular)	43.2604	1.3614

Na deze stap zou de hyperparameter Irregular verwijderd moeten worden, doch de ervaring leert dat men beter Level kan nemen in dit geval:

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
0.0000	s2(Level)	2.6440	0.0000
0.0000	s2(Trend)	0.0000	Missing
46.4222	s2(Seasonal)	23.9355	1.9395
136.2204	s2(Irregular)	50.3644	2.7047

Op dit punt kan men discussiëren of de hyperparameter voor het seizoen ook verwijderd dient te worden, een poging waarbij deze verwijderd is levert een 'betere' oplossing op in termen van log-likelihood, voorspellingsfout en de verklaarde variantie: het weglaten van de parameter blijkt op te wegen tegen de toename in voorspellingsfout.

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
0.0000	s2(Level)	3.5458	0.0000
0.0000	s2(Trend)	0.0000	Missing
0.0000	s2(Seasonal)	8.0816	0.0000
191.8464	s2(Irregular)	53.6348	3.5769

Parameters (2)

Estimate	State	RMSE	t-ratio
117.2146	Level	3.5859	32.6878
0.4684	Trend	0.1054	4.4456
6.8215	Seasonal	5.9577	1.1450
14.0871	Seasonal	5.9484	2.3682
10.9567	Seasonal	5.9409	1.8443
-6.5682	Seasonal	5.9353	-1.1066
9.8939	Seasonal	5.9316	1.6680
12.1614	Seasonal	5.9297	2.0509
-0.7653	Seasonal	5.9297	-0.1291
2.9017	Seasonal	5.9316	0.4892
-16.4225	Seasonal	5.9353	-2.7669
-7.9573	Seasonal	5.9409	-1.3394
-17.4853	Seasonal	5.9484	-2.9395

Diagnose (3)

Residual skewness 0.0228  
 Residual kurtosis 3.4085

Normality tests

Skewness  $\chi^2(1)$  0.0040805  
 Kurtosis  $\chi^2(1)$  0.3268  
 Normality  $\chi^2(2)$  0.3309

Sum of squares of standardized residuals 47.0120  
 Sum of squares about the mean 45.1251  
 Mean of standardized residuals -0.2004

Heteroscedasticity test  $F(15,15) = 1.5963$

Conclusie: De hypothese dat de residuen normaal verdeeld zijn wordt niet verworpen.

Lag		Autocorrelation	Q-statistic
1	***	.104184	.5434
2	**	-.078649	.8600
3	****	.167208	2.323
4	***	.133986	3.285
5	*	.025821	3.321
6	***	-.102125	3.907
7	*	.028021	3.952
8	*	-.043620	4.065
9	*****	-.202760	6.556
10	**	-.094570	7.113
11	*	.041766	7.225
12	**	.092211	7.784
13	*	-.049314	7.949
33	****	.153236	27.60
34	*	-.010314	27.62
35	***	-.149800	31.93
36	*	.018799	32.00
95% C.I.	+++++0+++++	$2/\sqrt{47} =$	.291730

Conclusie: De hypothese dat de residuen onafhankelijk zijn wordt niet verworpen.

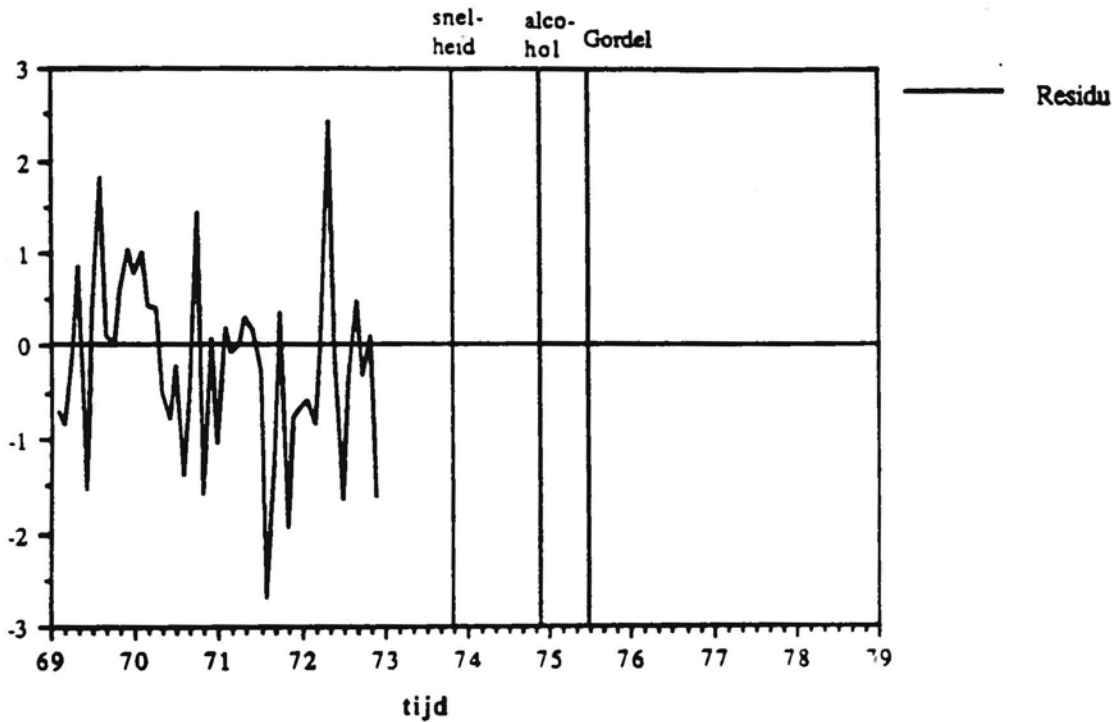
Log-likelihood kernel      -159.0789  
Prediction error variance    159.3473  
Sum of squares                14864.7

R2 =      0.6484  
RS2=     0.5153

Seasonality test    34.6685       $\chi^2$  (11)

Residu

RES 00016



Deze analyses leveren residuen op welke opgetekend zijn in afbeelding RES 00016. Gebruikmakend van de schattingen voor deze periode wordt vervolgens bestudeerd of dit model ook voor de periode 1968 t/m 1980 geldig is. De eerste twee cijfers zijn interessant in vergelijking met de vorige analyse, die met het variërende seizoeneffect. Tussen haakjes zijn de cijfers voor deze analyse gezet.

Final mean square error      211.6099      (285.4248)  
Error sum of squares        41859.7      (62727.5)

Uit beide resultaten mag, samen met de voornoemde resultaten, geconcludeerd worden dat het laten vervallen van de hyperparameter voor het seizoeneffect een juiste keuze is geweest.

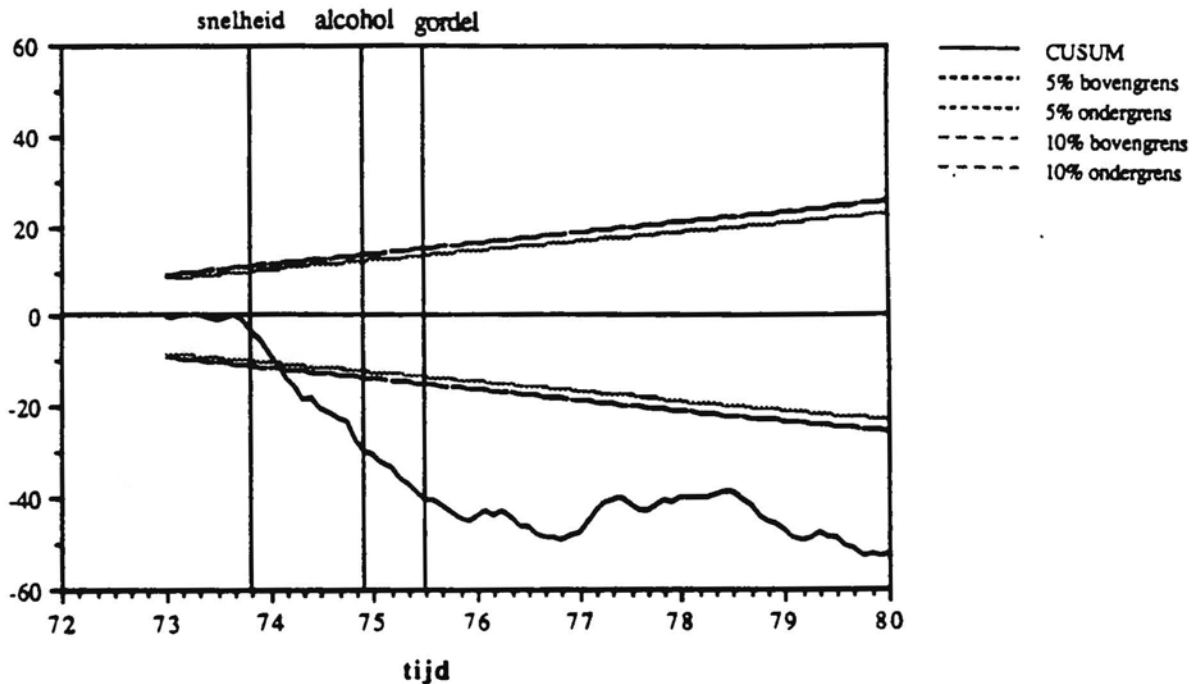


De volgende test, de Chow-test, toetst of de na residuen van de na periode overeenstemmen met de voorperiode. Deze hypothese moet verworpen worden:

Chow-test 1.9277 F(96,47)

CUSUM

CUSUM 00016



De plot van de cumulatieve som van de residuen, zie afbeelding CUSUM 00016, laat zien dat de residuen tot eind 1973 nog ongeveer gemiddeld nul zijn, maar vanaf dat moment tot eind 1975 systematisch negatief zijn (het model schat een te grote waarde voor het aantal ongevallen). In het begin van 1974 is deze afwijking zo groot dat het onwaarschijnlijk is dat deze afwijking door toeval is ontstaan. Deze afwijkingen zijn waarschijnlijk het gevolg van een combinatie van de verandering in de verkeersindices en de 'snelheidsinterventie' of beter gezegd, de plotselinge afname van de rijsnelheden rond de energiecrisis.

Er doet zich nu echter een probleem voor: als de reeks nu verder geanalyseerd wordt, gebruikmakend van de snelheidsinterventie, moet er een zogenaamde cycle geïntroduceerd worden om een valide model te vinden. Een cycle is een systeemcomponent om een (in de praktijk) meestal kort periodiek effect te modelleren. Het probleem is echter dat weinig redenen zijn aan te geven waarom er een periodiek effect is geweest in de periode rond 1974. In de periode daarvoor was het niet nodig een dergelijke component

te gebruiken. Een daarnaast een rol spelend aspect is dat deze cycle niet noodzakelijk is als men de verkeersindexgegevens als exogene variabelen gebruikt: zie de volgende analyses. Het probleem met de verkeersindexcijfers echter is dat de noodzaak van het gebruik ervan, samenhangend met de 'cycle', pas duidelijk wordt als men de gegevens analyseert tot en met einde 1974. Dit laatste heeft echter tot gevolg dat het niet mogelijk is gebruikmakend van een analyse met verkeersindexcijfers, een snelheidsinterventie aan te tonen. Dit vanwege het feit dat als de afwijkende observaties in de analyse meegenomen worden, zij de oplossing zo zullen beïnvloeden dat de afwijking sterk verminderd wordt, en er dus een ander model gevonden wordt. Daarnaast voorziet het model ook niet in een toets om deze afwijkingen statistisch aan te tonen.

4. AANTALLEN OVERLEDEN PERSONENAUTO-INZITTENDEN (PERS) VERKLAARD UIT DE VERKEERSINDEXCIJFERS IN DE PERIODE 1968 T/M 1972

Er is gebruik gemaakt van

1. TINDEX, de trend van de verkeersindex.
2. TINDEX(-12), de trend van de verkeersindex het jaar tevoren.
3. SINDEX, het seizoeneffect van de verkeersindex.
4. SINDEX(-12), idem, het jaar ervoor. Toepassing hiervan is waarschijnlijk weinig produktief daar deze variabele sterk lijkt op SINDEX, doch is hij voor de volledigheid meegenomen in de analyse.
5. IINDEX, de onregelmatige component van de verkeersindexcijfers. Deze variabele is meegenomen omdat het mogelijk geacht werd dat juist het afwijken van het normale patroon, het niet door de ontbinding in I verklaarde gedeelte een rol kon spelen. Zo dat het geval blijkt te zijn dan zullen we niet met de ontbinding moeten werken.
6. IINDEX(-12), idem, het jaar daarvoor. Ook deze variabele is eerder voor de volledigheid dan om bijzondere redenen meegenomen.

Vervolgens is onderzocht welk effect de verkeersindices op de aantallen overleden personenauto-inzittenden lijken te hebben.

Begonnen wordt met een analyse waarbij het aantal overleden personenauto-inzittenden wordt verklaard uit het seizoeneffect van de verkeersindex (SINDEX), de trendontwikkeling van de verkeersindex (TINDEX) en de onregelmatige component van de verkeersindex (IINDEX). Daarnaast worden de diverse gegevens van het jaar daarvoor gebruikt: respectievelijk SINDEX (-12), TINDEK(-12) en IINDEX(-12).

Het doel is onderzoek naar het relatieve belang van SINDEK, TINDEK en IINDEX.

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
40.6387	s2(Level)	21.3370	1.9046
0.0000	s2(Trend)	1.0000	0.0000
111.5749	s2(Seasonal)	34.9515	3.1923
0.0000	s2(Irregular)	1.0000	0.0000

Resultaat: Er is gebruik gemaakt van een volledig model, dus alle hyperparameters zijn in de analyse mee genomen. Het model heeft echter de hyperparameters voor de trend en onregelmatige component gelijk aan nul gesteld, daar deze numeriek daar al nauwelijks van te onderscheiden zijn gebleken. Over de hyperparameter van het 'level' zijn echter nog twijfels: de waarde 1.9 ligt onder de beroemde 1.96. De volgende analyse is uitgevoerd zonder deze parameter.

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
0.0000	s2(Level)	0.3211	0.0000
0.0000	s2(Trend)	0.0000	Missing
933.1699	s2(Seasonal)	234.2458	3.9837
0.0000	s2(Irregular)	1.0000	0.0000

Parameters (2)

Estimate	State	RMSE	t-ratio
126.1281	Level	106.3524	1.1859
0.3304	Trend	0.5181	0.6377
-19.7618	Seasonal	139.5974	-0.1416
19.2724	Seasonal	56.3108	0.3423
16.3141	Seasonal	34.7815	0.4690
7.7448	Seasonal	66.6372	0.1162
15.8076	Seasonal	129.3752	0.1222
-2.3161	Seasonal	101.1551	-0.0229
7.5694	Seasonal	96.6052	0.0784
40.8777	Seasonal	83.1181	0.4918
-11.5956	Seasonal	52.7013	-0.2200
-13.4844	Seasonal	40.2163	-0.3353
-31.8750	Seasonal	129.3591	-0.2464
10.8081	TINDEX	5.1234	2.1095
-12.6227	TINDEX(-12)	7.7170	-1.6357
15.8158	SINDEX	230.8339	0.0685
-21.6254	SINDEX(-12)	231.2368	-0.0935
-1.4925	IINDEX	101.4784	-0.0147
51.4052	IINDEX(-12)	116.6683	0.4406

Resultaat: Er is sprake van een zwakke convergentie. Dit wil zeggen dat het optimaliseringsalgoritme beëindigd is zonder aan alle convergentiecriteria te voldoen.  $s_2(\text{Trend})$  en  $s_2(\text{Irregular})$  zijn gelijk aan nul gesteld na de eerste analyse,  $s_2(\text{Level})$  is later gelijk aan nul gesteld.  $s_2(\text{Seasonal})$  is duidelijk groter dan nul. Geen van de indices lijken relevant. Waarschijnlijk is dit een gevolg van overspecificatie. Een verlenging van de analyseperiode zou resultaten kunnen leveren, daar in de periode na 1972 een grote variatie optreedt in de indexcijfers.

N.B.: De hyperparameter staat voor de variatie van de parameter, in dit geval het seizoeneffect, welke dermate groot (933.1699) is dat afgevraagd dient te worden of interpretatie van deze resultaten nog iets oplevert. Er dient bovendien opgemerkt te worden dat deze parameter een (op grond van de gegevens van slechts vier jaren) geschat seizoeneffect is. Bovendien is de fit ( $RS^2 = .1907$ ) dermate slecht dat een ander model gezocht moet worden.

Een vergelijking van de resultaten van deze analyse met de vergelijkbare analyse, zonder indexcijfers, levert voor de analyse met indexcijfers een kwadratensom van de (gestandariseerde) residuen op van 29.924 op, hetgeen duidelijk minder is dan de 47.012 van het model zonder indexcijfers.

5. ANALYSE VAN DE AANTALLEN OVERLEDEN PERSONENAUTO-INZITTENDEN MET ALS EXOGENE VARIABELEN DE VERKEERSINDEXCIJFERS IN DE PERIODE 1968 T/M 1974

Naar aanleiding van de problemen in het voorgaande zonder indexcijfers is toch gebruik gemaakt van de indexcijfers voor de periode 1968 t/m 1974:

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
51.0587	s2(Level)	19.2881	2.6472
0.0000	s2(Trend)	1.0000	0.0000
96.7761	s2(Seasonal)	24.6349	3.9284
0.0000	s2(Irregular)	1.0000	0.0000

Parameters (2)

Estimate	State	RMSE	t-ratio
-224.5965	Level	173.2663	-1.2963
-1.1766	Trend	1.0392	-1.1322
45.6449	Seasonal	131.3766	0.3474
3.3520	Seasonal	51.1849	0.0655
20.4659	Seasonal	31.6868	0.6459
-15.1982	Seasonal	61.3285	-0.2478
-16.4696	Seasonal	123.8617	-0.1330
-28.6476	Seasonal	90.2055	-0.3176
2.6724	Seasonal	91.9993	0.0290
-31.5252	Seasonal	78.3089	-0.4026
-18.7273	Seasonal	49.4243	-0.3789
-7.3283	Seasonal	36.3906	-0.2014
19.7762	Seasonal	120.6759	0.1639
7.9210	TINDEX(-12)	12.1217	0.6535
-21.4645	SINDEX(-12)	221.5952	-0.0969
-32.1816	IINDEX	35.7984	-0.8990
36.0325	IINDEX(-12)	40.4676	0.8904
56.8544	SINDEX	215.9149	0.2633
20.3062	TINDEX	10.9261	1.8585

Resultaat: Wederom is er sprake van een zwakke convergentie, de hyperparameters  $s_2(\text{Trend})$  en  $s_2(\text{Irregular})$  zijn weer aan nul gelijk gesteld.  $s_2(\text{Level})$  en  $S_2(\text{Seasonal})$  zijn duidelijk groter dan nul. Omdat de laatste analyses voortdurend tot zwakke convergentie hebben geleid, wordt op een kleiner model over gegaan. Eigenlijk komen alle parameters behalve de trend van de index (bij 10% overschrijdingskans) hiervoor in aanmerking. Die is tegen 5% overigens ook niet significant, t-ratio 1.8585.

De analyse van de aantallen overleden personenauto-inzittenden met behulp van de trend van de verkeersindexcijfers en die van een jaar daarvoor: TINDEX + TINDEX(-12).

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
20.4694	$s_2(\text{Level})$	13.4860	1.5178
0.0000	$s_2(\text{Trend})$	1.0000	0.0000
7.8572	$s_2(\text{Seasonal})$	8.0198	0.9797
161.7655	$s_2(\text{Irregular})$	47.4823	3.4069

Resultaat: Er is een sterke convergentie,  $s_2(\text{Trend})$  is nul,  $s_2(\text{Seasonal})$  +/- 0,  $s_2(\text{Level})$  ook dubieus, dus het model moet over. Trend- en level-parameters zelf zijn overigens wel significant, en zullen deterministisch ingevoerd worden. Dit leidt tot de volgende analyse:

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
42.2027	$s_2(\text{Level})$	22.0804	1.9113
0.0000	$s_2(\text{Trend})$	1.0000	0.0000
36.8142	$s_2(\text{Seasonal})$	17.1840	2.1424
82.1352	$s_2(\text{Irregular})$	43.4633	1.8898

Er is nu keuze uit zowel  $s_2(\text{Level})$  als  $s_2(\text{Irregular})$  om weg te laten. Daar de t-ratio van  $s_2(\text{Irregular})$  het kleinst is wordt deze gekozen.

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
51.5019	s2(Level)	20.1531	2.5555
0.0000	s2(Trend)	0.0000	Missing
96.2102	s2(Seasonal)	24.5953	3.9117
0.0000	s2(Irregular)	0.0000	0.0000

Parameters (2)

Estimate	State	RMSE	t-ratio
-232.8077	Level	136.2277	-1.7090
-1.2285	Trend	0.9718	-1.2642
7.5317	Seasonal	7.4065	1.0169
-13.2106	Seasonal	6.0587	-2.1804
32.3903	Seasonal	5.2957	6.1164
3.6809	Seasonal	5.1681	0.7122
20.2767	Seasonal	5.2077	3.8936
-4.0270	Seasonal	5.2346	-0.7693
34.0886	Seasonal	5.3946	6.3190
-8.8806	Seasonal	5.9358	-1.4961
-4.2733	Seasonal	5.2083	-0.8205
-16.1104	Seasonal	5.1400	-3.1343
-19.7961	Seasonal	5.8539	-3.3817
11.4613	TINDEX	8.0983	1.4153
18.2301	TINDEX(-12)	8.8694	2.0554

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
57.3156	s2(Level)	21.0082	2.7283
92.0101	s2(Seasonal)	23.5343	3.9096
0.0000	s2(Irregular)	1.0000	0.0000



Parameters (2)

Estimate	State	RMSE	t-ratio
-156.5051	Level	124.2477	-1.2596
6.2512	Seasonal	7.4637	0.8376
-14.3329	Seasonal	6.0609	-2.3648
31.9463	Seasonal	5.4714	5.8388
3.3546	Seasonal	5.3576	0.6261
20.4852	Seasonal	5.3971	3.7956
-4.2707	Seasonal	5.4343	-0.7859
32.7743	Seasonal	5.5639	5.8905
-10.3317	Seasonal	6.0174	-1.7170
-4.3089	Seasonal	5.4044	-0.7973
-15.4964	Seasonal	5.3279	-2.9085
-17.8925	Seasonal	5.8972	-3.0341
7.5051	TINDEX	7.7931	0.9631
14.9585	TINDEX(-12)	8.5324	1.7531

Dit lijkt een valide model, behalve de overspecificatie van de verkeers-indexcijfers echter de model fit is dermate slecht (Prediction error variance = 371.4923), dat verondersteld moet worden dat zich hier een misspecificatie heeft voor gedaan. Waarschijnlijk is s2(Irregular) ten onrechte op nul gezet. Een nieuw model met s2(Level), s2(Trend) op nul gezet, levert:

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
0.0000	s2(Level)	2.8701	0.0000
0.0000	s2(Trend)	0.0000	Missing
0.0000	s2(Seasonal)	1.0000	0.0000
252.0788	s2(Irregular)	48.9602	5.1486

s2(Seasonal) door het model aan nul gelijk gesteld. waarschijnlijk heeft het algoritme in de vorige analyses problemen gehad met het onderscheiden in componenten van de variantie in de residuen.

Parameters (2)

Estimate	State	RMSE	t-ratio
-406.0242	Level	99.9567	-4.0620
-1.9353	Trend	0.3718	-5.2054
-3.4178	Seasonal	6.4233	-0.5321
1.7446	Seasonal	6.2209	0.2804
19.2184	Seasonal	6.2429	3.0784
4.1047	Seasonal	6.2981	0.6517
20.6077	Seasonal	6.3348	3.2531
13.0938	Seasonal	6.2583	2.0922
8.6892	Seasonal	6.3078	1.3775
9.5519	Seasonal	6.3451	1.5054
-10.7814	Seasonal	6.2464	-1.7260
-12.2157	Seasonal	6.2330	-1.9598
-26.7637	Seasonal	6.4713	-4.1358
24.6352	TINDEX	6.8794	3.5810
22.0152	TINDEX(-12)	7.2971	3.0170

Opmerking: Dit is een duidelijk beter passend model.

Diagnose (3)

Residual skewness     -0.3539  
 Residual kurtosis     3.0594

Normality tests

Skewness  $\chi^2(1)$      1.2315  
 Kurtosis  $\chi^2(1)$      0.0086683  
 Normality  $\chi^2(2)$      1.2402

Sum of squares of standardized residuals     56.9397  
 Sum of squares about the mean     53.6894  
 Mean of standardized residuals     -0.2347

Heteroscedasticity test  $F(19,19) =$      1.0985

Lag=====0=====Autocorrelation:Q-statistic

1	***	.134274	1.119
2	**	.089936	1.629
3	***	.118068	2.525
4	*****	.246291	6.495 (#)
5	***	-.108528	7.280
6	*	.034920	7.363
7	***	-.104805	8.123
8	**	-.051184	8.308
9	****	-.161484	10.18
10	**	-.067256	10.52
11	*	.027461	10.57
12	***	.138382	12.04
13	*	.037207	12.15
14	**	-.094193	12.86
15	*****	.152714	14.77
16	**	.076657	15.26
17	*	-.047015	15.45
18	****	-.192413	18.70
19	*	.027711	18.77
20	***	-.143523	20.67
21	*****	-.232342	25.78
22	*****	-.238988	31.33
23	**	-.058275	31.67
24	*****	-.222071	36.75
25	*	-.027530	36.83
26	***	-.120876	38.42
27	**	-.060356	38.83
28	*	.027600	38.92
29	**	.094659	39.99
30	*	.009519	40.00
31	*	.048082	40.30
32	**	.067980	40.92
33	*	.013978	40.94
34	***	-.147145	44.06
35	*	.021925	44.13
36	*	.016886	44.18
37	***	-.120872	46.57
38	*	-.036648	46.80
95% C.I.	+++++0+++++	2/sqrt (59)=	.260378

Bij (#) = Q(4) treedt de Box-Ljung grootheid buiten zijn (90%) betrouwbaarheidsinterval. Deze grootheid is overigens bij benadering  $\chi^2$  verdeeld met in dit geval drie vrijheidsgraden, waarvoor een bovengrens van 6.25 bestaat. 6,495 is dus niet zo'n overdreven significant getal. Verder laat het verloop van de autocorrelaties ook nog een eventueel mogelijk cyclisch verband zien, dat wil zeggen, een cyclische component zou een belangrijk betere fit kunnen leveren. Dit ondanks het feit dat eigenlijk

geen van de autocorrelaties significant van nul verschillen tegen 5% onbetrouwbaarheid.  $Q(38) = 46.80$  is ook aan de hoge kant, maar heet niet significant te zijn tegen 10% onbetrouwbaarheid.

Goodness of fit (4)

Log-likelihood kernel            -202.0799  
Prediction error variance    229.9988 (altijd nog hoog)

R2 =    0.5571  
RD2=    0.6158  
RS2=    0.4715

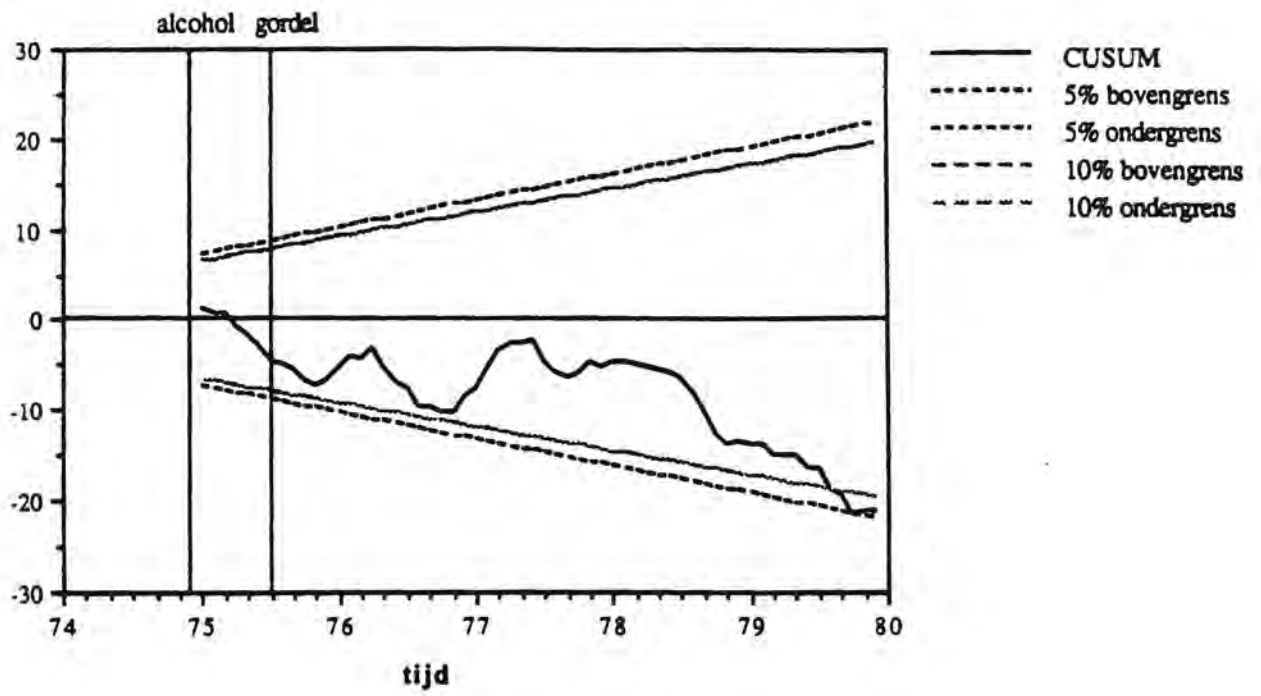
Seasonality test    50.0731     $\chi^2$  (11)

Resultaat: Snelle convergentie (al in Scorings algoritme 3-iteraties). Is verder een vertrouwenwekkende oplossing. Chow-test 1.2867 niet significant. De CUSUM loopt helemaal aan het einde van de naperiode wel buiten de betrouwbaarheidsgrenzen (zie CUSUM4). Belangrijk is ook op te merken dat de CUSUM vanaf ergens in de tweede helft van 1975 wel schommelt maar tot de tweede helft van 1978 eigenlijk niet meer verder daalt. Dit zou kunnen duiden op een korte misspecificatie aan het begin van 1975.

Er lijkt zich een daling te hebben voorgedaan welke niet door het model beschreven kan worden. Dit wordt zichtbaar gemaakt in CUSUM op Res4. Vanaf het einde van 1973 blijken de residuen opvallend veel af te wijken (N.B.: Aan het begin van 1971 deed zich ook iets dergelijks voor, zij het in mindere mate). Er dient vermeld te worden dat de geschatte coëfficiënten voor de indices bij langere schattingsperioden behoorlijk aan verandering onderhevig zijn. Dit kan betekenen, doch is hier niet uit te concluderen, dat de indexcijfers bij deze analyse op deze periode misschien het effect van de snelheidsinterventie verdoezelen. Dit laatste is echter niet komen vast te staan. Wel is duidelijk dat de evidentie van de aanwezigheid van een snelheidsinterventie duidelijk minder groot is. De meeste steun voor de aanname van de snelheidsinterventie ligt toch in het systematisch sterk significant zijn van de parameter van de interventie bij alle volgende analyses.

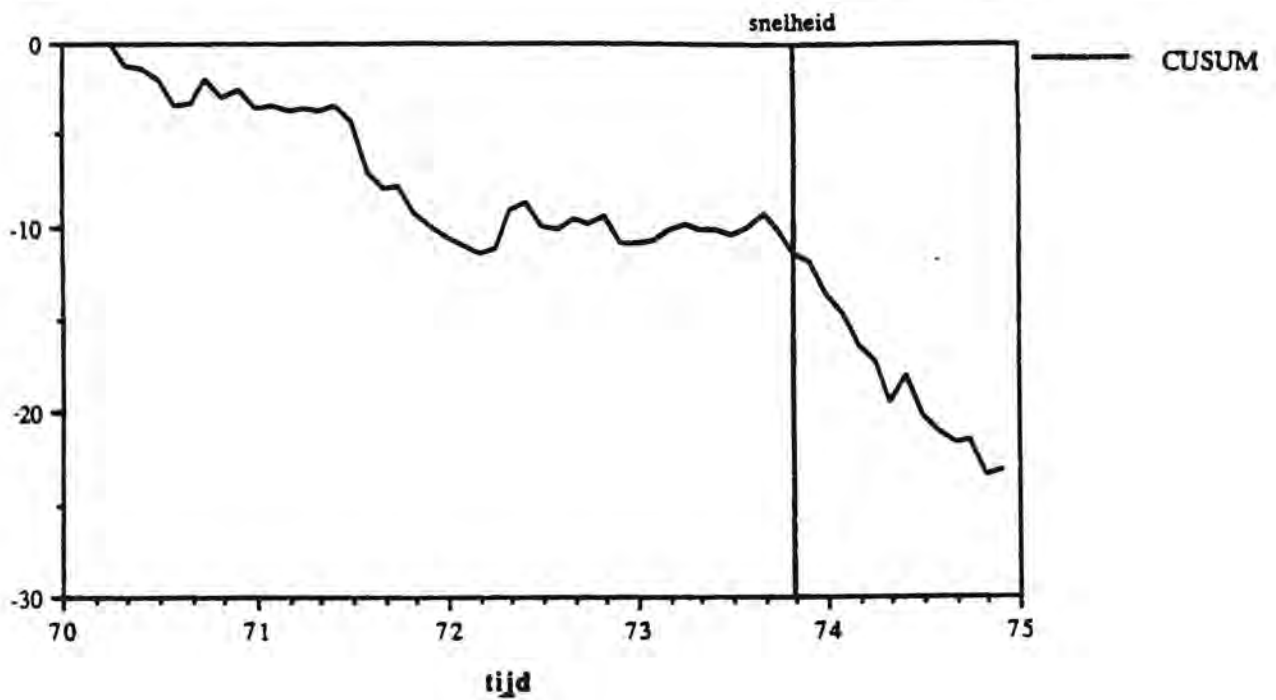
CUSUM

CUSUM4



CUSUM

CUSUM op RES 4



De voorgaande analyses lijken de theoretische aanname van een interventie rond de periode van de energiecrisis te ondersteunen: waarschijnlijk zal het effect samengesteld zijn uit een afname in de verkeershoeveelheid, welke gemodelleerd wordt met behulp van de indexcijfers, en een maat voor het afwijkende snelheidsgedrag in dezelfde periode.

Vanaf de volgende analyses zal rekening gehouden worden met een snelheidsinterventie.

6. AANTALLEN OVERLEDEN PERSONENAUTO-INZITTENDEN GESCHAT UIT IINDEX, SINDEX, TINDEX, TINDEX(-12) EN DE SNELHEIDSINTERVENTIE VAN 1974

Eerst het volledige model: Alle hyperparameters ongelijk aan nul.

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
20.6550	s2(Level)	13.5226	1.5274
.0000	s2(Trend)	1.0000	0.0000
7.2198	s2(Seasonal)	7.6916	0.9387
158.8760	s2(Irregular)	46.5929	3.4099

Conclusie: Zowel de hyperparameters van s2(Seasonal) als s2(Level) zijn niet significant van nul verschillend.

Resultaat: Er is een zwakke convergentie, s2(Trend) aan nul gelijk gesteld. Eigenlijk zijn alle hyperparameters, behalve die van irregular, niet significant.

De volgende analyse gebruikt het model met alleen de hyperparameter voor irregular en alle gewone parameters:

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
0.0000	s2(Level)	2.8300	0.0000
0.0000	s2(Trend)	.0000	Missing
0.0000	s2(Seasonal)	6.2799	0.0000
245.6502	s2(Irregular)	57.1122	4.3012

Conclusie: De hyperparameter voor irregular is duidelijk significant van nul verschillend.

Parameters (2)

Estimate	State	RMSE	t-ratio
-443.9969	Level	122.1498	-3.634
-2.0449	Trend	.4378	-4.6713
106.5567	Seasonal	106.3368	1.0021
43.8132	Seasonal	42.2536	1.0369
-6.4686	Seasonal	25.5137	-0.2535
-48.2335	Seasonal	51.0649	-0.9446
-81.3079	Seasonal	99.2798	-0.8190
-64.0543	Seasonal	76.6503	-0.8357
-67.4604	Seasonal	74.1674	-0.9096
-56.5092	Seasonal	64.0053	-0.8829
-51.6250	Seasonal	40.1673	-1.2852
17.3247	Seasonal	29.8164	0.5810
75.2021	Seasonal	99.1100	0.7588
-49.5982	IINDEX	34.8229	-1.4243
99.6092	SINDEX	97.0096	1.0268
29.7486	TINDEX	11.9181	2.4961
20.3448	TINDEX(-12)	8.0497	2.5274
.5439	SNEL	19.3465	0.0281

Resultaat: Snelle convergentie, al tijdens scoringsalgoritme. SNEL, IINDEX en SINDEX niet significant.

Als SINDEX vervalt geldt het voor het volledige model:

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
17.7121	s2(Level)	11.9572	1.4813
0.0000	s2(Trend)	1.0000	0.0000
2.1465	s2(Seasonal)	5.6504	0.3799
162.5802	s2(Irregular)	44.6171	3.6439



Conclusie: Zowel de hyperparameters voor s2(Level) als die voor s2(Seasonal) zijn niet significant van nul verschillend.

Eerst wordt nu de hyperparameter van het seizoeneffect gelijk aan nul gesteld.

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
17.4222	s2(Level)	13.4995	1.2906
0.0000	s2(Trend)	0.0000	Missing
0.0000	s2(Seasonal)	4.9184	0.0000
168.7400	s2(Irregular)	45.5186	3.7071

Conclusie: Nog steeds blijkt de hyperparameter van de level niet van nul verschillend, dus zal ook deze parameter aan nul gelijk gesteld worden

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
0.0000	s2(Level)	2.7108	0.0000
0.0000	s2(Trend)	0.0000	Missing
0.0000	s2(Seasonal)	6.0153	0.0000
235.3012	s2(Irregular)	54.7062	4.3012

Parameters (2)

Estimate	State	RMSE	t-ratio
-303.0008	Level	120.0423	-2.5241
-1.5324	Trend	0.4401	-3.4815
-0.7412	Seasonal	6.3022	-0.1176
2.5062	Seasonal	6.1006	0.4108
15.9885	Seasonal	6.1850	2.5850
0.8677	Seasonal	6.2373	0.1391

17.9558	Seasonal	6.2273	2.8834
11.4382	Seasonal	6.2909	1.8182
5.3810	Seasonal	6.2568	0.8600
9.7994	Seasonal	6.1628	1.5901
-9.5224	Seasonal	6.0644	-1.5702
-10.3218	Seasonal	6.1227	-1.6858
-23.2672	Seasonal	6.4206	-3.6238
-16.6520	IINDEX	33.7848	-0.4929
10.6475	TINDEX	11.2261	0.9485
27.3179	TINDEX(-12)	7.6256	3.5824
-23.8158	SNEL2	10.7610	-2.2132

Conclusie: IINDEX en TINDEX niet significant van nul verschillend.

Diagnose (3)

Residual skewness -0.4955  
 Residual kurtosis 3.5927

Normality tests

Skewness  $\chi^2(1)$  2.4146  
 Kurtosis  $\chi^2(1)$  0.8635  
 Normality  $\chi^2(2)$  3.2781

Sum of squares of standardized residuals 54.9663  
 Sum of squares about the mean 52.3252  
 Mean of standardized residuals -0.2116

Heteroscedasticity test  $F(19,19) =$  0.8925

Lag 0 Autocorrelation: Q-statistic

1	***	.134309	1.119
2	***	.149090	2.523
3	***	.108275	3.276
4	*****	.247917	7.298 (#)
5	**	-.078845	7.712

6	*	.010079	7.719
37	*	-.041791	45.99
38	*	.043877	46.32
95% C.I.	+++++0+++++	2/sqrt(59) =	.260378

Conclusie: Bij (#) wordt de 10%-grens voor de  $\chi^2$  overschreden door Q(4). Dit, samen met de twijfelachtige hoogte van de Q(38) aan het einde, doet een vermoeden rijzen dat er sprake is van afhankelijkheid van de residuen, hoewel de grootheden die dit aangeven niet significant zijn. De Irregular van de index zal worden verlaten.

Als IIndex vervalt geldt voor het volledige model:

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
17.3680	s2(Level)	11.7353	1.4800
0.0000	s2(Trend)	1.0000	0.0000
1.7718	s2(Seasonal)	5.4347	0.3260
160.6007	s2(Irregular)	43.8837	3.6597

Resultaat: Zwakke convergentie, s2(Trend) gelijk aan nul gesteld. s2(Seasonal) ongeveer nul, zal aan nul gelijkgesteld moeten worden.

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
17.0353	s2(Level)	13.2203	1.2886
0.0000	s2(Trend)	0.0000	Missing
0.0000	s2(Seasonal)	4.8321	0.0000
165.8672	s2(Irregular)	44.7201	3.7090

Resultaat: Sterke convergentie.

Ook s2(Level) moet op nul gesteld worden.

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
0.0000	s2(Level)	2.6782	0.0000
0.0000	s2(Trend)	0.0000	Missing
0.0000	s2(Seasonal)	5.9430	0.0000
232.4736	s2(Irregular)	54.0488	4.3012

Parameters (2)

Estimate	State	RMSE	t-ratio
-279.1594	Level	109.0789	-2.5592
-1.4538	Trend	0.4074	-3.5683
-0.9641	Seasonal	6.2487	-0.1543
2.9604	Seasonal	5.9941	0.4939
15.8776	Seasonal	6.1436	2.5844
0.7638	Seasonal	6.1962	0.1233
17.8402	Seasonal	6.1853	2.8843
10.7263	Seasonal	6.0852	1.7627
5.2544	Seasonal	6.2138	0.8456
10.0922	Seasonal	6.0976	1.6551
-9.4092	Seasonal	6.0236	-1.5621
-10.0027	Seasonal	6.0515	-1.6529
-23.1937	Seasonal	6.3803	-3.6352
7.7396	TINDEX	9.4805	0.8164
28.1020	TINDEX(-12)	7.4156	3.7896
-25.4329	SNEL2	10.1827	-2.4977

Resultaat: TINDEX niet significant, TINDEX vervallen.

Als s2(Trend) is nul, s2(Seasonal) is nul, s2(Level) is nul: TINDEX(-12)

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
0.0000	s2(Level)	2.6699	0.0000
0.0000	s2(Trend)	0.0000	Missing
0.0000	s2(Seasonal)	5.9247	0.0000
231.7547	s2(Irregular)	53.8816	4.3012

Parameters (2)

Estimate	State	RMSE	t-ratio
-214.4092	Level	74.7491	-2.8684
-1.2350	Trend	0.3063	-4.0322
0.1009	Seasonal	6.1015	0.0165
3.2972	Seasonal	5.9706	0.5522
14.9615	Seasonal	6.0309	2.4808
-0.2332	Seasonal	6.0652	-0.0385
17.0425	Seasonal	6.0982	2.7947
10.1238	Seasonal	6.0309	1.6787
4.1120	Seasonal	6.0448	0.6803
9.7769	Seasonal	6.0759	1.6091
-9.3221	Seasonal	6.0133	-1.5502
-9.4521	Seasonal	6.0045	-1.5742
-21.9337	Seasonal	6.1812	-3.5485
30.1038	TINDEX(-12)	6.9886	4.3076
-31.3899	SNEL2	7.0917	-4.4263

Tests op de residuen:

Diagnose (3)

Residual skewness     -0.5739  
 Residual kurtosis     3.8829

Normality tests

Skewness  $\chi^2(1)=$  3.2386 (Significant bij 10% onbetrouwbaarheid)  
 Kurtosis  $\chi^2(1)=$  1.9164  
 Normality  $\chi^2(2)=$  5.1550 (Significant bij 10% onbetrouwbaarheid)

Sum of squares of standardized residuals 56.9507  
 Sum of squares about the mean 53.4617  
 Mean of standardized residuals -0.2432

Heteroscedasticity test  $F(19,19) =$  0.8662.

Conclusie: De residuen zijn wellicht niet normaal verdeeld.

---

Lag=====0=====Autocorrelation:Q-statistic

---

1	****	.160300	1.594
2	***	.149299	3.002
3	***	.121383	3.949
4	*****	.227411	7.333 (#)
5	**	-.066137	7.624
6	*	.021677	7.656
7	*	-.018661	7.680
36	***	.145335	47.70
37	*	.003688	47.70
38	**	.073559	48.63
95% C.I.	+++++0+++++	$2/\sqrt{59}=$	.260378

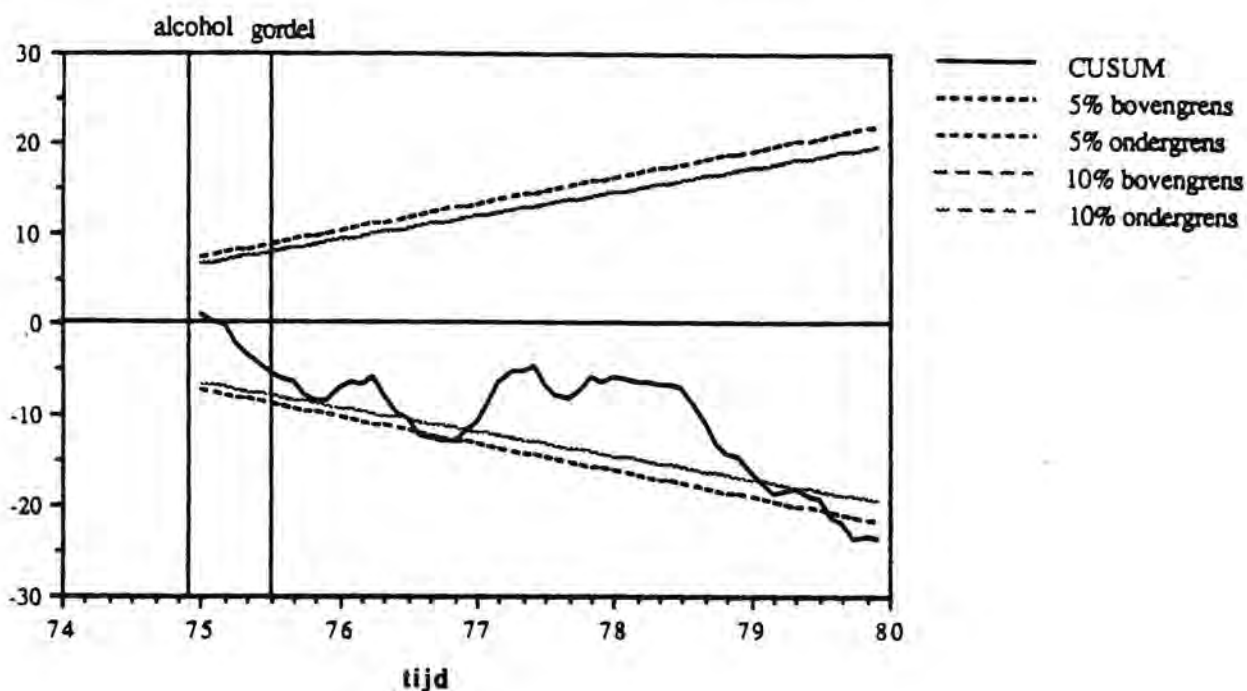
---

Resultaat: Snelle convergentie. Aan normaliteitstests met veel moeite voldaan. Net niet (5%) of wel (10%) significante toetsen (Kurtosis).  
 Twijfel over onafhankelijkheid van de residuen.

Verder een valide model, waarbij bovendien een significante afwijking optreedt een jaar na de invoering van de autogordeldraagplicht (zie CUSUM3). Er moet echter onderzocht worden of de relatieve 'misfit' na de snelheidsinterventie de zaak beïnvloed heeft. Ook zou een alcohol-effect gemodelleerd kunnen worden.

CUSUM

CUSUM3



Daar echter de normaliteit twijfelachtig is en dit een van de aannamen is voor de CUSUM-toets, zal aan dit resultaat niet te veel waarde gehecht mogen worden.

Besloten is nu het zelfde model over een langere periode te schatten, namelijk tot en met mei 1975. Deze extra periode omvat dus de eventuele alcoholinterventie:

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
0.0000	s2(Level)	2.3154	0.0000
0.0000	s2(Trend)	0.0000	Missing
0.0000	s2(Seasonal)	0.0000	Missing
239.6789	s2(Irregular)	45.6838	5.2465

Parameters (2)

Estimate	State	RMSE	t-ratio
-226.8172	Level	66.5793	-3.4067
-1.3082	Trend	0.2500	-5.2338
7.6582	Seasonal	5.7505	1.3317
-13.7074	Seasonal	5.6750	-2.4154
-9.8847	Seasonal	5.6385	-1.7531
-23.2017	Seasonal	5.7082	-4.0646
-15.5326	Seasonal	5.7906	-2.6824
0.6324	Seasonal	6.1971	0.1020
3.8115	Seasonal	6.0618	0.6288
15.9146	Seasonal	6.0655	2.6238
0.6747	Seasonal	6.0774	0.1110
17.8986	Seasonal	6.0981	2.9351
10.9020	Seasonal	6.0685	1.7965
30.3804	TINDEX(-12)	6.2149	4.8883
-28.5520	SNEL2	6.9829	-4.0888

Diagnose (3)

Residual skewness     -.4593  
Residual kurtosis     3.5876

Normality tests

Skewness  $\chi^2(1)$ -     2.2498  
Kurtosis  $\chi^2(1)$ -     0.9207  
Normality  $\chi^2(2)$ -     3.1705

Sum of squares of standardized residuals     61.9475  
Sum of squares about the mean                 57.2638  
Mean of standardized residuals                 -0.2705

Heteroscedasticity test  $F(21,21) =$          0.9856



Lag=====0=====Autocorrelation: Q-statistic

1	****	.162162	1.763
2	***	.105654	2.524
3	**	.085045	3.024
4	****	.155374	4.724
5	*	-.034675	4.810
6	*	-.007743	4.814
7	*	.042227	4.947
8	*	.024551	4.992
9	**	-.091601	5.636
10	**	-.087759	6.239
11	*	.007595	6.243
12	**	.052833	6.470
13	*	.022396	6.512
14	**	-.092202	7.230
38	*	.020407	37.90
39	*	-.023132	37.99
40	*	-.008686	38.00
95% C.I.	+++++0+++++	2/sqrt( 64)=	.250000

Log-likelihood kernel -216.6727

Prediction error variance 62.1264

62.1264 is een hoog getal, doch veel minder dan de vorige waarde 211.3036 voor de schatting tot en met 1974. Het verschil zal waarschijnlijk het gevolg zijn van een combinatie van beter te voorspellen observaties en een groter geworden verklaarde variantie, waartegen de maat 'Prediction error variance' waarschijnlijk uitgezet is.

R2 = 0.8924

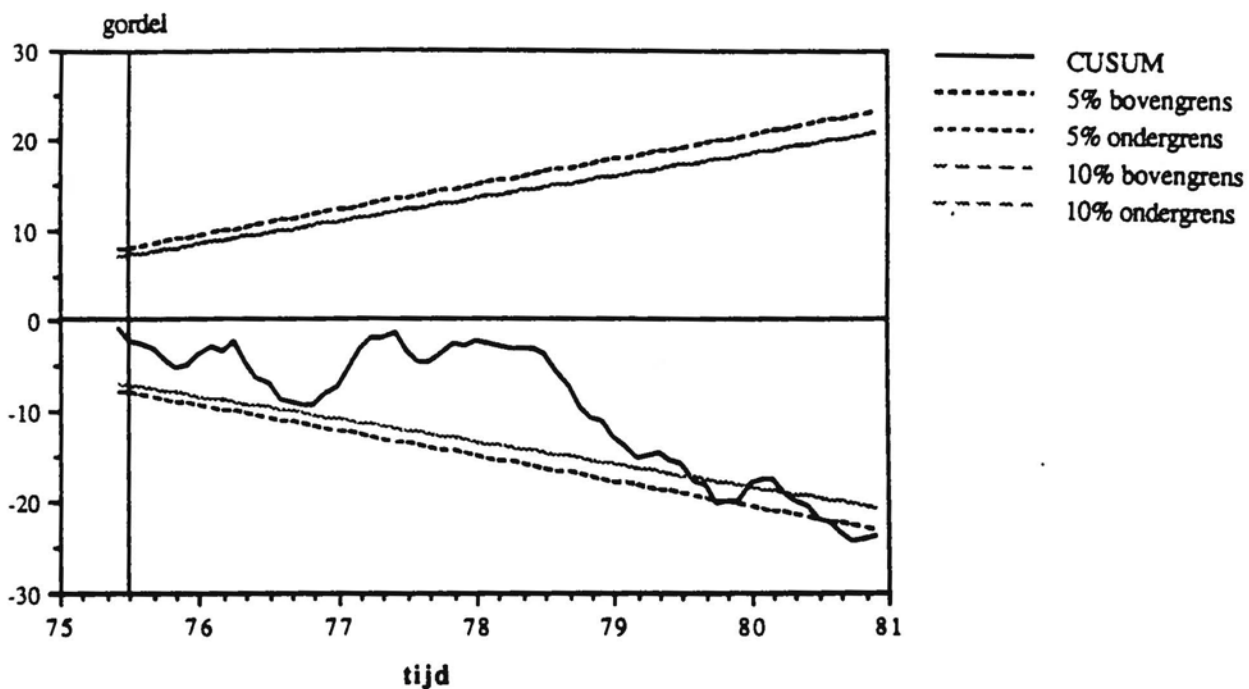
RD2= 0.8946

RS2= 0.8533

Seasonality test 47.4403  $\chi^2$  (11)

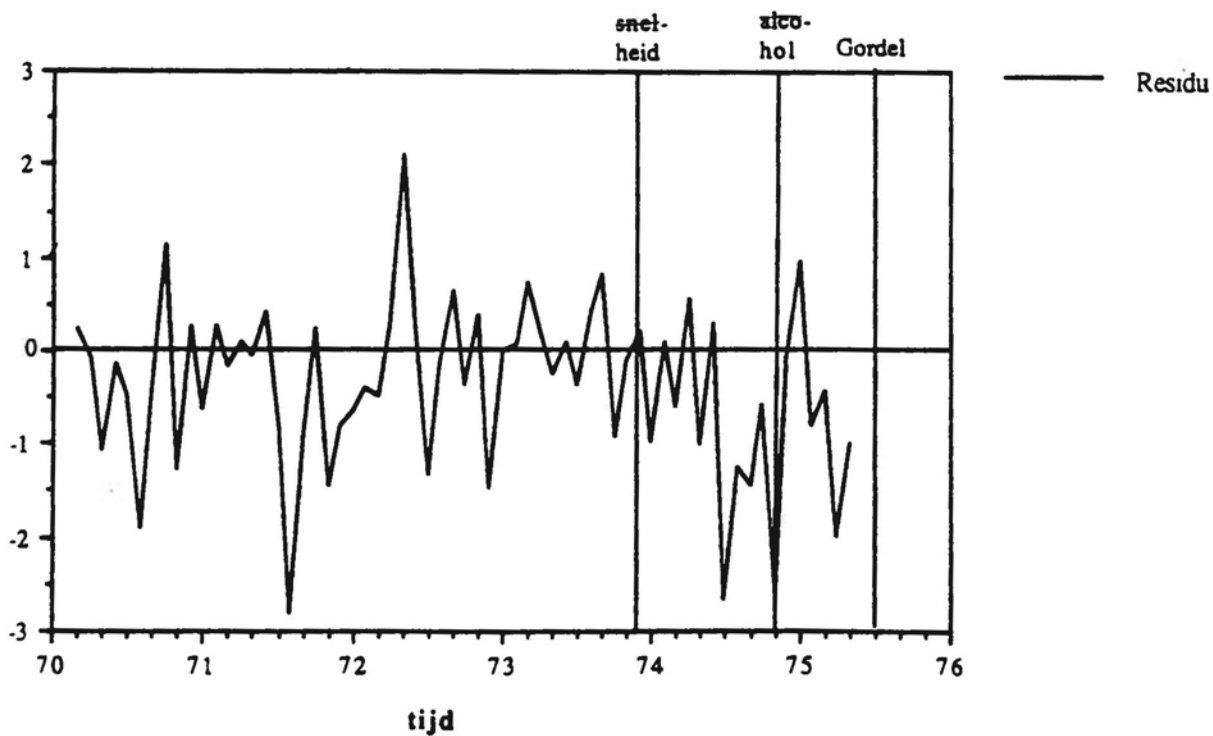
CUSUM

CUSUM00013



Residu

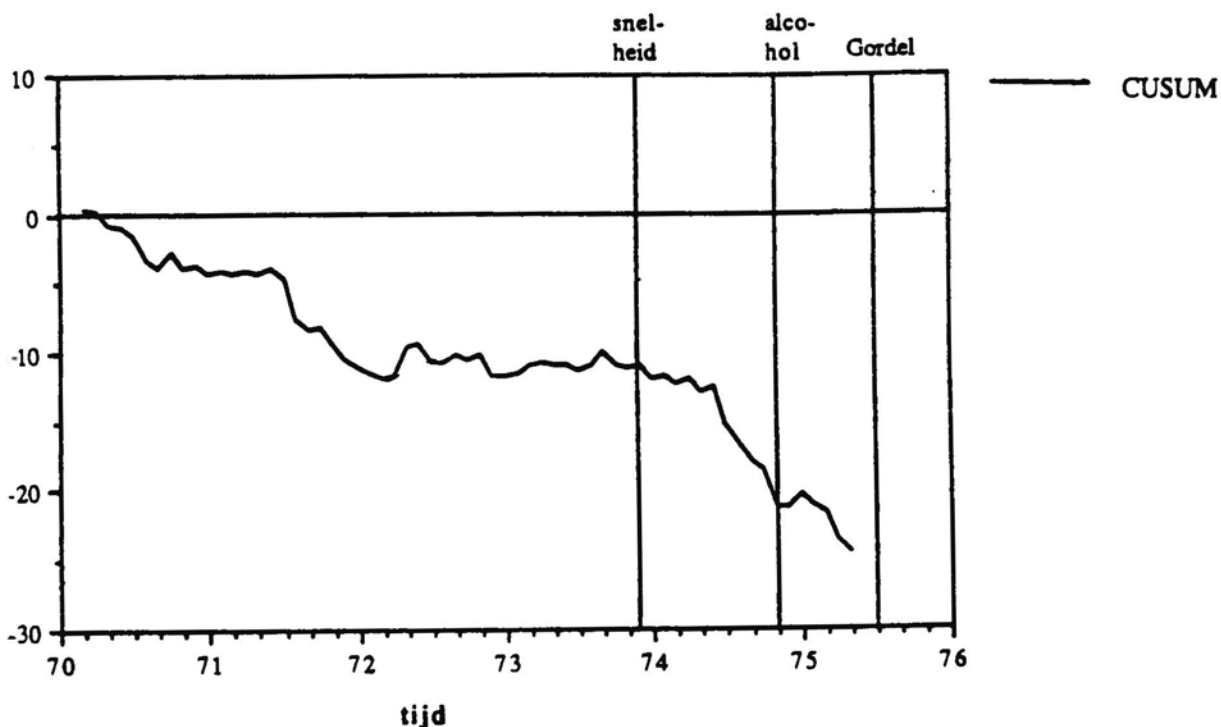
RES00013



Conclusie: Dit lijkt een valide model, aan alle eisen wordt voldaan. Doch dient opgemerkt dat de CUSUM (zie afbeelding CUSUM 00013) systematisch kleiner dan nul is. Dit dan verklaard worden uit het feit dat (zichtbaar in afbeelding RES 00013), de residuen vanaf de tweede helft van 1974 op een na kleiner of gelijk aan nul zijn. Dit kan duiden op een interventie in deze periode. Deze gedachte wordt ondersteund door de cumulatieve som van de residuen in de analyseperiode weergegeven in afbeelding CURES 00013, waaruit blijkt dat aan het einde van deze periode de residuen systematisch negatief zijn. Helaas zijn op deze resultaten geen toetsen uit te voeren. Een mogelijkheid ter verklaring is de alcoholcampagne van november 1974. Dit geheel wordt ondersteund door het magere resultaat van de voorspellingen: een variantie van 60 is aan de hoge kant te noemen. Op dit punt lijkt het aantrekkelijk als alternatieve verklaring een langere interventieperiode dan de gebruikte voor de snelheidsinterventie te modeleren. Daarvoor is echter geen aanwijzing gevonden. Uiteraard is de invloed van de "oliecrisis" in termen van de hoeveelheid verkeer meegenomen door middel van de verkeersindices. Het lijkt op dit moment verstandiger gebruik te maken van variabelen welke op basis van externe gegevens zijn gebaseerd dan van gegevens die gebaseerd zijn op onvolkomenheden van het model. Daarom wordt er van uitgegaan dat er een alcoholinterventie heeft plaatsgehad in november 1974, en niet drie maanden daarvoor.

CUSUM

CUSUM op RES00013



7. DE ANALYSEPERIODE VERLENGD TOT EN MET JUNI 1975 VANWEGE DE ALCOHOL-INTERVENTIE

Voor het volledige model geldt:

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
4.7860	s2(Level)	8.4560	0.5660
0.0473	s2(Trend)	0.0624	0.7579
0.0002633	s2(Seasonal)	0.4350	0.0006053
167.7587	s2(Irregular)	34.7516	4.8274

Resultaat: Een zwakke convergentie; s2(Seasonal), s2(Level) en s2(Trend) ongeveer nul.

Als s2(Seasonal) op nul wordt gesteld dan:

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
0.0000	s2(Level)	2.0322	0.0000
0.0000	s2(Trend)	0.0000	Missing
0.0000	s2(Seasonal)	0.5565	0.0000
217.0903	s2(Irregular)	41.1080	5.2810

Parameters (2)

Estimate	State	RMSE	t-ratio
4.7923	Level	148.2939	0.0323
-0.2641	Trend	0.5821	-0.4536
-1.6693	Seasonal	5.8401	-0.2858
3.5578	Seasonal	5.7182	0.6222
-14.9880	Seasonal	5.4372	-2.7566
-7.9997	Seasonal	5.4274	-1.4739
-17.4368	Seasonal	6.1290	-2.8449
-7.3484	Seasonal	6.7337	-1.0913
9.9174	Seasonal	7.0995	1.3969
10.7070	Seasonal	6.3359	1.6899
11.7909	Seasonal	6.1600	1.9141
-4.6243	Seasonal	6.3438	-0.7289
11.8135	Seasonal	6.4090	1.8433
4.0721	TINDEX	8.9302	0.4560
5.7453	TINDEX(-12)	10.4985	0.5473
-31.5672	SNEL2	9.9846	-3.1616
-50.6859	ALCO	18.4666	-2.7447

Resultaat: Zowel level, trend als de beide indexcijfers komen in aanmerking het model te moeten verlaten. Naar aanleiding van de vorige analyses is gekozen voor de trend.

Hyperparameters (1)

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
0.0000	s2(Level)	0.0000	Missing
0.0000	s2(Seasonal)	0.0000	Missing
214.1275	s2(Irregular)	38.4584	5.5678

Parameters (2)

Estimate	State	RMSE	t-ratio
71.2200	Level	23.3347	3.0521
-2.6947	Seasonal	5.3480	-0.5039
2.7161	Seasonal	5.3718	0.5056
-15.3631	Seasonal	5.3372	-2.8785
-7.6455	Seasonal	5.3342	-1.4333
-16.0994	Seasonal	5.3367	-3.0168
-5.5122	Seasonal	5.3446	-1.0314
11.7539	Seasonal	5.7925	2.0292
11.7950	Seasonal	5.8244	2.0251
10.8771	Seasonal	5.7815	1.8814
-5.7855	Seasonal	5.7647	-1.0036
10.5809	Seasonal	5.7649	1.8354
1.8608	TINDEX	7.4326	0.2504
2.0920	TINDEX(-12)	6.6882	0.3128
-33.8864	SNEL2	8.5183	-3.9781
-57.5214	ALCO	10.6016	-5.4257

Resultaat: Beide indices kunnen verworpen worden. Gekozen wordt voor TINDEX.

Diagnose (3)

Residual skewness -0.2594

Residual kurtosis 2.9459

Normality tests

Skewness  $\chi^2(1)=$  0.7402

Kurtosis  $\chi^2(1)=$  0.0080501

Normality  $\chi^2(2)=$  0.7483

Sum of squares of standardized residuals 61.9640

Sum of squares about the mean 61.4803

Mean of standardized residuals 0.0856

Heteroscedasticity test  $F(22,22) =$  1.0506

Lag		Autocorrelation:	Q-statistic
1	*****	.190221	2.498
2	**	.071822	2.860
3	*	.009392	2.866
4	*	.040829	2.987
5	***	-.126132	4.158
6	***	-.103818	4.964
7	*	.000264	4.964
8	*	-.015564	4.983
9	*	.005404	4.985
10	*	-.039694	5.111
11	***	.105900	6.026
12	***	.113829	7.103
13	*	.047843	7.297
14	**	-.060102	7.609
15	*****	.157294	9.786
16	*	.006565	9.790
17	***	-.122522	11.16
18	****	-.177314	14.10
19	*	.006960	14.11
20	***	-.119587	15.50
21	****	-.150532	17.76
22	**	-.099954	18.78
23	**	.094021	19.71
24	**	-.090246	20.58
25	*	-.040560	20.76
26	*	-.006090	20.76
27	*	-.030952	20.87
28	*	.049852	21.16
29	*	.015921	21.20
30	*	.020567	21.25
31	*	.039682	21.45
32	***	.124037	23.48
33	**	.083677	24.43
34	*	.017174	24.47
35	**	.087894	25.59

36	*	-.003913	25.59
37	**	-.059081	26.14
38	*	.046408	26.48
39	*	-.039285	26.74
40	**	-.050804	27.18
95% C.I.	+++++0++++	2/sqrt (66)=	.246183

---

Goodness of fit

Log-likelihood kernel -212.8262  
Prediction error variance 1.4294

R2 = 0.9976  
RD2= 0.9976  
RS2= 0.9966

Seasonality test 35.0221  $\chi^2$  (11)

Externe validatie (5)

Final mean square error 241.8363  
Error sum of squares 16704.3

Chow test 1.0045 F (66,62)

Als TINDEX vervalt:

Hyperparameters (1)

---

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
0.0000	s2(Level)	0.0000	Missing
0.0000	s2(Seasonal)	0.0000	Missing
210.9622	s2(Irregular)	37.8899	5.5678

---



Parameters (2)

Estimate	State	RMSE	t-ratio
74.6359	Level	18.7996	3.9701
-2.6665	Seasonal	5.3072	-0.5024
2.8683	Seasonal	5.2977	0.5414
-15.3296	Seasonal	5.2959	-2.8946
-7.6327	Seasonal	5.2944	-1.4417
-16.0698	Seasonal	5.2958	-3.0345
-5.5230	Seasonal	5.3048	-1.0411
11.6388	Seasonal	5.7313	2.0307
11.6518	Seasonal	5.7532	2.0253
10.8157	Seasonal	5.7335	1.8864
-5.8072	Seasonal	5.7213	-1.0150
10.6413	Seasonal	5.7171	1.8613
3.6833	TINDEX(-12)	2.0617	1.7866
-35.1663	SNEL2	6.7624	-5.2003
-56.0106	ALCO	8.6514	-6.4742

Diagnose (3)

Residual skewness     -0.2695  
 Residual kurtosis     2.9851

Normality tests

Skewness  $\chi^2(1)=$      .7989  
 Kurtosis  $\chi^2(1)=$      .0006127  
 Normality  $\chi^2(2)=$      .7995

Sum of squares of standardized residuals     62.9550  
 Sum of squares about the mean                 62.4230  
 Mean of standardized residuals                 0.0898

Heteroscedasticity test F (22,22)             1.0482

Lag=====0=====Autocorrelation: Q-statistic

Lag	Autocorrelation	Q-statistic
1	****	.194162 2.603
2	**	.079013 3.041
3	*	.010634 3.049
4	*	.039598 3.162
5	***	-.124530 4.303
6	***	-.100280 5.055
7	*	.011246 5.065
8	*	-.003536 5.066
9	*	.005831 5.069
10	*	-.038159 5.185
11	***	.101869 6.032
12	***	.108730 7.015
13	*	.039669 7.148
14	**	-.065707 7.521
15	*****	.152401 9.565
16	*	.000271 9.565
17	***	-.126946 11.04
18	*****	-.180938 14.10
19	*	-.004040 14.10
20	***	-.127177 15.68
21	***	-.147375 17.85
22	**	-.098059 18.83
23	***	.100322 19.88
24	**	-.091896 20.78
25	*	-.043030 20.98
26	*	-.006915 20.99
27	*	-.028951 21.09
28	**	.050015 21.38
29	*	.015891 21.41
30	*	.020805 21.47
31	*	.042593 21.70
32	***	.123900 23.72
33	**	.086770 24.75
34	*	.023437 24.83
35	**	.095769 26.15

36	*	.008155	26.16
37	**	-.051070	26.57
38	*	.048915	26.95
39	*	-.043065	27.26
40	*	-.049299	27.68
95% C.I.	+++++0+++++	2/sqrt( 66)=	.246183

---

Goodness of fit (4)

Log-likelihood kernel -214.6500  
Prediction error variance 1.6176

R2 = 0.9972  
RD2= 0.9972  
RS2= 0.9961

Seasonality test 35.5038  $\chi^2$  (11)

Externe validatie (5)

Final mean square error 238.2548  
Error sum of squares 17310.9

Chow test 1.0747 F (66,63)

Vervolgens het model zonder indexcijfers:

Hyperparameters (1)

---

Estimate	Parameter	Standard Error	t-ratio
0.0000	s2(Level)	0.0000	Missing
0.0000	s2(Seasonal)	0.0000	Missing
245.6001	s2(Irregular)	39.8416	6.1644

---

Parameters (2)

---

Estimate	State	RMSE	t-ratio
104.9878	Level	1.8164	57.7988
0.5624	Seasonal	5.3448	0.1052
0.1743	Seasonal	5.3304	0.0327
-16.6198	Seasonal	5.3310	-3.1176
-7.5469	Seasonal	5.3338	-1.4149
-17.2182	Seasonal	5.3388	-3.2251
-7.1478	Seasonal	5.3467	-1.3369
10.3408	Seasonal	5.7095	1.8112
12.4266	Seasonal	5.7253	2.1705
10.7199	Seasonal	5.7032	1.8796
-4.4177	Seasonal	5.7032	-0.7746
11.2911	Seasonal	5.7032	1.9798
-25.8943	SNEL2	6.4154	-4.0363
-46.0571	ALCO	8.6428	-5.3289

---

Diagnose (3)

Residual skewness -0.1315  
Residual kurtosis 3.1234

Normality tests

Skewness  $\chi^2(1)=$  0.2249  
Kurtosis  $\chi^2(1)=$  0.0495  
Normality  $\chi^2(2)=$  0.2745

Sum of squares of standardized residuals 76.0171  
Sum of squares about the mean 60.7355  
Mean of standardized residuals 0.4426

Heteroscedasticity test  $F(26,26) =$  1.1387

---

Lag 0 Autocorrelation: Q-statistic

---

1	*****	.180683	2.646
2	***	.129433	4.021
3	***	.114237	5.107
4	*****	.179765	7.832
5	*	.001705	7.832
6	*	.015147	7.852
7	***	.101268	8.753
8	*	.006269	8.757
9	*	-.009483	8.765
10	*	-.015039	8.786
11	**	.083618	9.437
12	*	.034346	9.548
13	*	.030112	9.635
14	*	-.000635	9.636
15	***	.114627	10.94
16	*	-.004840	10.94
17	*	.001695	10.94
18	*****	-.164142	13.74
19	*	-.023274	13.80
20	*****	-.159251	16.53
21	***	-.141466	18.72
22	**	-.096381	19.75
23	*	.025043	19.82
24	*****	-.161745	22.85
25	*	-.034184	22.99
26	*	.021157	23.04
27	**	-.053944	23.39
28	**	.072016	24.04
29	***	.116840	25.78
30	*	.035361	25.94
31	*	-.042802	26.19
32	***	.114149	27.95
33	***	.121007	29.98
34	*	-.011357	30.00
35	*	-.028155	30.12

36	*	.012363	30.14
37	*	-.027450	30.26
38	*	-.023656	30.34
39	*	-.015776	30.38
40	*	.013268	30.41
95% C.I.	+++++0++++	2/sqrt (78)=	.226455

---

Goodness of fit (4)

Log-likelihood kernel        -260.7016  
Prediction error variance    14.9870

R2 =    0.9720  
RD2=    0.9711  
RS2=    0.9612

Externe validatie (5)

Final mean square error    262.2491  
Error sum of squares       17104.2

Chow test    0.9730    F (66,76)

Duidelijk is in het voorgaande echter dat als de evidentie van een alcoholinterventie op zijn waarde moet worden geschat, zowel de significantie als de sterkte van de interventie groot genoemd moet worden. Dit laatste zal ons nopen deze interventie als aangetoond te beschouwen.

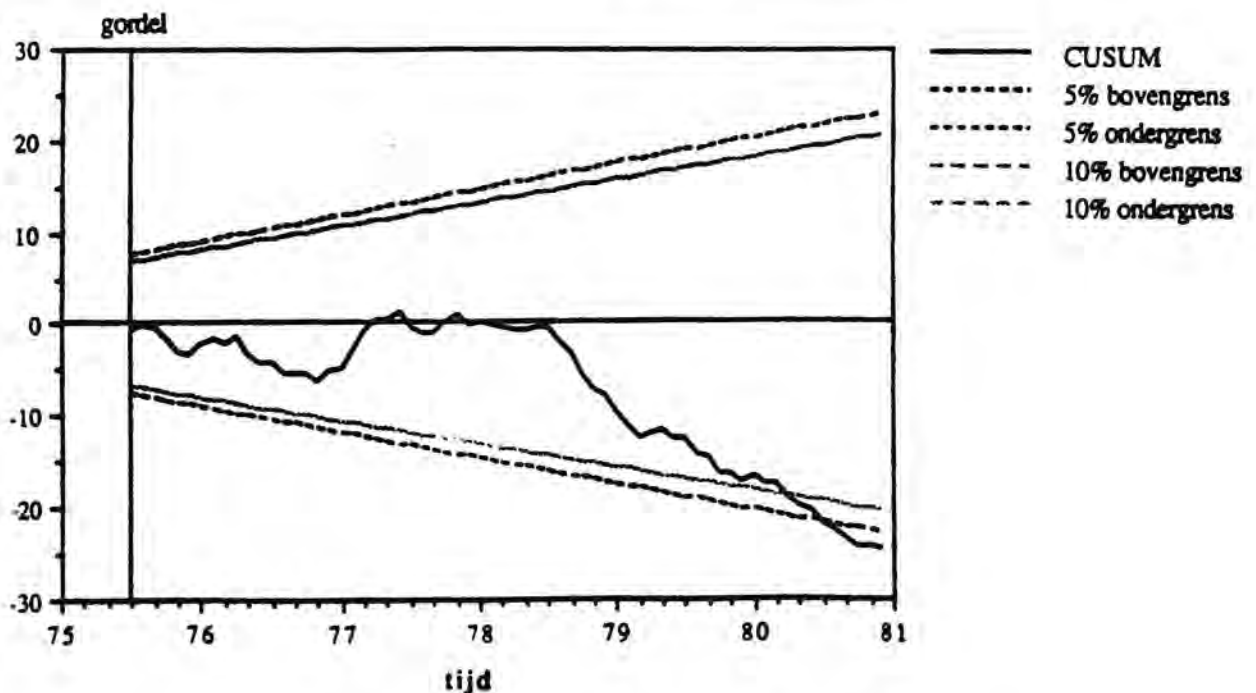
Interessant is ook eens de laatste paar analyses te beschouwen, daarbij werd steeds één van de indexvariabelen uit het model verwijderd. De volgende tabel geeft het effect hiervan op de final mean square error, dit is een maat voor de fout van het model over de gehele periode (1968 t/m 1980), en de voorspelkwaliteit van het model over de analyseperiode 1968 t/m juni 1976 (prediction error variance).

Model	Final mean	Predel
inclusief	square error	error variance
TINDEX + TINDEX(-12)	241.8363	1.4294
TINDEX(-12)	238.2548	1.6176
zonder beide	262.2491	14.9870

Zichtbaar is dat de voorspelfout in de analyseperiode toeneemt naarmate meer variabelen worden weggelaten, terwijl een er optimum lijkt te zijn. De tabel laat aldus zowel de kracht van de strategie van STAMP als zijn zwakte zien: TINDEX kan beter weggelaten worden, terwijl TINDEX(-12) beter niet weggelaten kon worden. Dit zou het beste met alle variabelen bij alle beslissingen gedaan moeten worden, doch dit zou veel te veel tijd gaan kosten, daar tot op heden STAMP alleen in een interactieve versie beschikbaar is.

### CUSUM

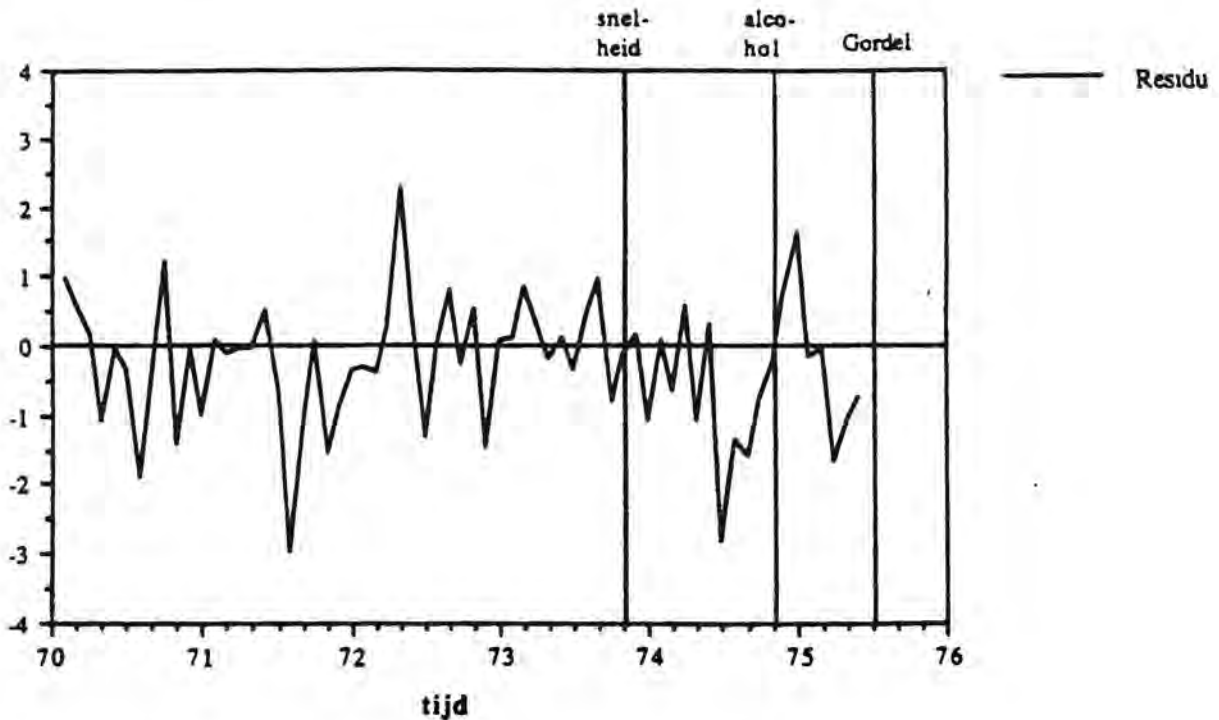
### CUSUM00029



De resultaten van CUSUM00029 geven aan dat er geen werkelijk eenduidige aanwijzing bestaat voor de aanwezigheid van een significant effect op de aantallen doden onder de personenauto-inzittenden als gevolg van de gor-

Residu

RES00029



delmaatregel in juni 1975. Het model STAMP als zodanig had echter de nodige moeite verschillende interventies en effecten uit elkaar te houden. Zo bleek het al een probleem de snelheids interventie aan het einde van 1973 eenduidig aan te tonen. Dit was duidelijk het gevolg van de praktische onmogelijkheid de met de snelheidsinterventie concurrerende verkeersindexcijfers fatsoenlijk te schatten. Vele oorzaken zijn daarvoor verantwoordelijk, maar voor dit onderzoek blijken ze een probleem te vormen. Hoewel, als men zich zuiver aan de leer van STAMP blijft houden en geen verkeersindexcijfers betreft, is de snelheidsinterventie juist de enige waarvoor duidelijk een interventie is aangetoond. De alcoholinterventie is echter pas hard te maken aan de hand van de significantie van zijn parameter. Dit betekend in feite dat de interventie van de alcoholcampagne geïntroduceerd is op grond van verkeersveiligheidsredenen en niet uitsluitend op grond van empirische waarneming. Dit laatste echter lijkt gezien het doel van dit onderzoek geen fout, de bedoeling is namelijk dat de interventie van de gordel eenduidig komt vast te staan. Dat is echter in dit onderzoek niet gelukt. De voorgaande resultaten leveren geen onomstotelijk bewijs van een gordelinterventie.



Bijlage 2

bij

Tijdreeksanalyse van het gordeleffect

Bos, J.M.J. & Bijleveld, F.

Leidschendam, 1991

Stichting Wetenschappelijk Onderzoek Verkeersveiligheid, SWOV

HET SCHATTEN VAN HET EFFECT VAN DE GORDELINTERVENTIE GEGEVEN DE SNELHEIDS-  
INTERVENTIE EN DE ALCOHOLINTERVENTIE

Ter verdediging van een eventueel wel aanwezig, maar niet aantoonbaar gordeleffect het volgende.

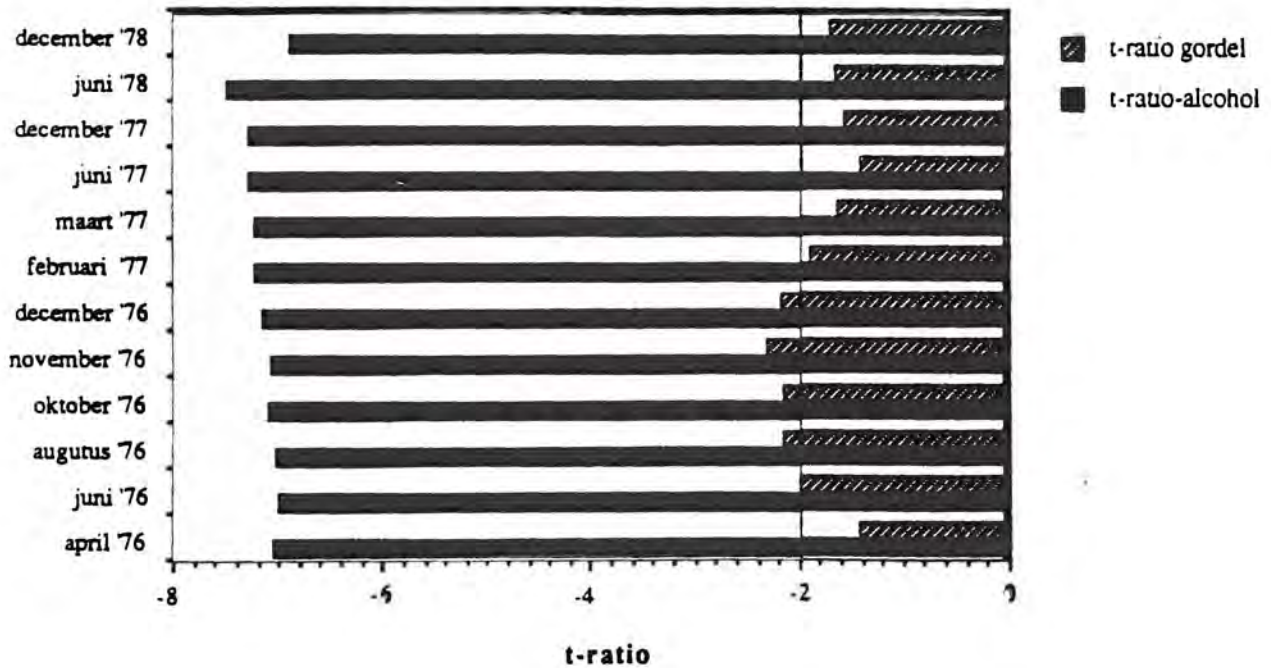
In het onderzoek is steeds uitgegaan van een model met snelheidsinterventie, alcoholinterventie en gordelinterventie. Onderzocht is voor welke analyseperioden de gordelinterventie een significant effect zou hebben gehad. Er moet dus bij aangetekend worden dat de aanwezigheid van een effect in de gewone analyses niet aangetoond is. Toch blijft het mogelijk dat er in werkelijkheid een gordeleffect aanwezig is. Het is namelijk niet uitgesloten dat het effect onzichtbaar is gemaakt door ten eerste de aanwezigheid van interventies voor de gordelinterventie: een deel van het gordeleffect kan onterecht aan één of meer van deze effecten zijn toegeschreven. Anderzijds is het mogelijk dat er een niet te verklaren negatief effect is geweest in het begin van 1977. Dit zou tot gevolg hebben dat uit de vorige analyses geen éénduidig effect voor de gordelinterventie te isoleren valt. Aangezien dat ook niet zuiver het geval is geweest voor de alcoholinterventie, wordt in het nu volgende een poging gedaan toch nog iets van een gordeleffect te schatten. Voor een aantal perioden: 1968 t/m april 1976 tot 1968 t/m december 1978, is de reeks geschat. Alle oplossingen hebben een (zeer) grote voorspellingsfout, zeker in vergelijking tot Ernst & Brüning (1990) en, minder vergelijkbaar, in vergelijking tot Harvey & Durbin (1986). Dit laatste betekent dat het verstandig is geen directe interpretatie te geven aan de waarden welke gevonden zijn, doch deze alleen ter illustratie van de resultaten te beschouwen.

De afbeelding geeft de t-ratio's van zowel de alcoholinterventie als de gordelinterventie weer. Zichtbaar is dat de gordelinterventie 'significant' is als alleen de periode t/m 1976 wordt gebruikt. Uit het feit dat als van een langere periode wordt uitgegaan het effect uitsterft, moet worden geconcludeerd dat of het effect van korte duur was, hetgeen in tegenspraak is met de aanname, en daardoor het denkbaar maakt dat het effect het gevolg van iets (onbekends) anders is geweest, of dat er iets is gebeurd in in 1977 dat de situatie sterk heeft beïnvloed.

Periode

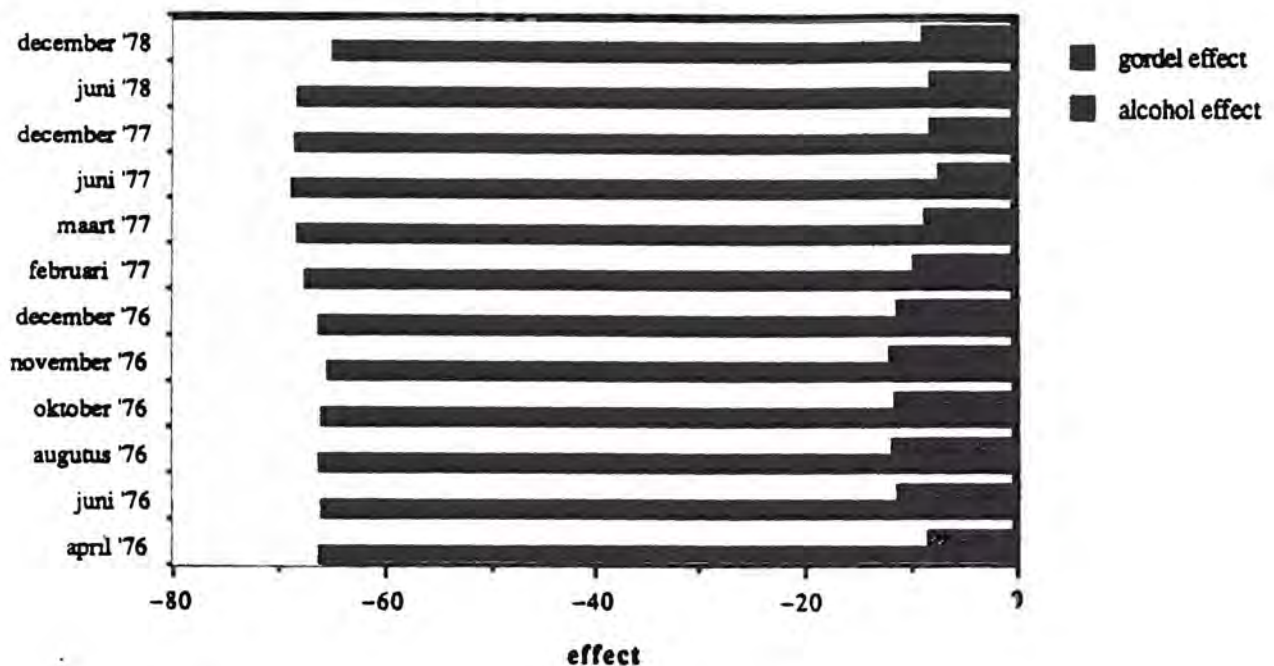
t-ratio

5% grens



Periode

Effecten



De geschatte waarden van de effecten (zie afbeelding), moeten met voorzichtigheid geïnterpreteerd worden. Duidelijk is dat het alcoholeffect veel groter is dan dat wat aan de gordelinterventie is toegeschreven. Er dient echter vermeld te worden dat een deel van deze effecten uitwissel-

baar zouden kunnen zijn, daar beide effecten een permanent karakter hebben. Dat betekent dat beide effecten verondersteld worden eindeloos door te werken. Dit heeft in de praktijk het gevolg dat de afweging van de grootte van beide effecten niet uitgevoerd kan worden op de periode dat beide in hun eindstadium zijn, en dus dat deze 'balans' dus uitsluitend is gebaseerd op de maanden tussen de alcoholmaatregel enerzijds en de gordelmaatregel anderzijds. Een verkeerde schatting van het inschakeleffect van één van of beide maatregelen kan hier dus een belangrijk verschil uit maken in de uiteindelijke waarde van het effect.

Bijlage 3

bij

Tijdreeksanalyse van het gordeleffect

Bos, J.M.J. & Bijleveld, F.

ARIMA-MODELLEN

## ARIMA-MODELLEN

Aangenomen wordt dat een proces in de tijd wordt waargenomen. We nemen aan dat dit gebeurt op vaste tijdstippen, gelijk uit elkaar liggend. Zo wordt bijvoorbeeld op de tijdstippen  $t_1, t_2, \dots, t_n$  een proces waargenomen. Dit levert waarnemingen op  $y_1, y_2, \dots, y_n$ . Als nu aangenomen mag worden dat deze tijdstippen in feite waarnemingen moeten zijn als functie van de tijd, bijvoorbeeld:  $y_1=f(t_1), y_2=f(t_2), \dots, y_n=f(t_n)$ . Als men nu vervolgens aanneemt dat deze functie een zekere gladheid heeft, dus niet al te grillig is van karakter (niet te plotseling en wild op en neer gaat), dan kan men een aantal theorieën gebruiken om zonder de eigenlijke functie te kennen toch wat te kunnen zeggen over eventuele volgende observaties.

Bij het onderzoek "Tijdreeksanalyse van het gordeleffect" is dus de cruciale aanname dat het aantal ongevallen niet te extreem varieert in een beperkte periode. Deze aanname mag wel als terecht worden beschouwd. Het gevolg is dat aangrenzende functiewaarden niet veel uit elkaar zullen liggen. Hieruit volgt dan ook de aanname dat de aantallen ongevallen van opeenvolgende tijdstippen niet veel uit elkaar liggen.

Niets is vermeld over de mate van variatie die toegestaan is, noch voor zover deze aan het model wordt toegeschreven, noch voor zover dit toevallige fluctuaties betreft. Deze variatie zal bij het fitten van een model vast komen te staan. Een schatting van deze variatie ten gevolge van modelspecificatie en de overblijvende niet verklaarde foutenvariantie volgen uit het fitten van een bepaald model.

De volgende stap in de theorie is dus het constateren dat er een waarnemingsfout wordt gemaakt. Essentieel is nu dat niet, zoals bijvoorbeeld bij regressie-analyse, verondersteld wordt dat deze fouten onafhankelijk van elkaar zijn.

Zo krijgen we:

$$y_1=f(t_1)+e_1, y_2=f(t_2)+e_2, \dots, y_n=f(t_n)+e_n.$$

Het is nu de onderlinge samenhang van deze fouttermen  $e_1$  t/m  $e_n$  die het type ARIMA-model bepalen. Hierbij wordt uitgegaan van de termen (zie Box & Jenkins, 1976, bijl. 10).

...,  $a_{-1}$ ,  $a_0$ ,  $a_1$ , ...,  $a_n$ ,  $a_{n+1}$ , ...

onderling onafhankelijk normaal verdeeld zijn met gelijke variantie en verwachting nul.

Als nu tevens geldt dat:

$$e_i = c_1 e_{i-1} + \dots + c_p e_{i-p} + a_i.$$

voor alle  $i$ , dan heet  $(e_i)$  een autoregressief proces van orde  $p$ , AR( $p$ ). Een model dat hierop gebaseerd is heet een autoregressief model.

Als nu geldt

$$e_i = a_i - p_1 a_{i-1} - \dots - p_q a_{i-q}.$$

Dan heet  $(e_i)$  een moving average proces van orde  $m$ , MA( $q$ ).

Een combinatie van beide heet ARMA( $p, q$ ) :

$$e_i = c_1 e_{i-1} + \dots + c_p e_{i-p} + a_i + a_i - p_1 a_{i-1} - \dots - p_q a_{i-q}.$$

De I van ARIMA wordt verkregen door eerst verschiltermen te nemen van de  $e_i$ , bijvoorbeeld  $w_i = y_i - y_{i-1}$  of  $w_i = y_i - y_{i-12}$  om een seizoeneffect te verwijderen. Deze handeling is belangrijk daar de meeste methoden, ten minste die van Box en Jenkins, vereisen dat de fouttermen dus gemiddeld nul zijn. Daar de  $a_i$  verondersteld zijn een verwachting van nul te hebben, en iedere  $e_i$  een lineaire combinatie van zichzelf en de  $a_i$  zijn, moeten zij dus verwachting nul hebben. Dit betekent dat een eventuele trend- en seizoeneffect eerst uit de reeks verwijderd moeten worden.