

## Zomertrends in fietsverkeer

Naar een correctie van fietsintensiteiten voor weersinvloeden ten  
behoefte van beleidsevaluatie

**Tom Thomas**

Universiteit Twente<sup>1</sup>

**Rinus Jaarsma**

Universiteit Wageningen<sup>2</sup>

**Bas Tutert**

Universiteit Twente<sup>3</sup>

---

### Samenvatting

Over de gehele wereld is sprake van een hernieuwde interesse in de fiets als duurzame vervoerwijze. Dat fietsen een substantiele mode kan zijn, wordt onder andere bewezen in Nederland waar het aandeel van de fiets in de modal split van personenverplaatsingen 25% bedraagt. Desalniettemin is er weinig bekend over het effect van fietsstimulerende maatregelen op fietsgebruik. Dit effect wordt ook nog eens vertroebeld door variatie in weersomstandigheden. Diverse auteurs claimen een sterke invloed van het weer, maar kwantitatieve studies zijn schaars. Ons onderzoek wil bijdragen aan het vullen van de kennislacune, aan de hand van tijdreeksen van fietsverkeer op verschillende fietspaden bij de steden Ede en Gouda. Deze data laten zien dat de meeste dagelijkse variatie in fietsverkeer (80%) verband houdt met het weer, en dat vervolgens het merendeel van de resterende variatie een lokale verklaring moet hebben. Het resulterende regressiemodel is een eerste stap naar een generiek model om weersonafhankelijke trends in fietsgebruik te kunnen achterhalen. Met het model vonden we aanwijzingen voor een neerwaartse trend in recreatieverkeer rond de eeuwwisseling die werd gecamoufleerd door gunstiger weersomstandigheden.

*Trefwoorden:* fietsverkeer; weersinvloeden; beleidsevaluatie; tijdreeksen; regressie; residuen

---

<sup>1</sup> Universiteit Twente, Vakgroep Verkeer, Vervoer en Ruimte. Postbus 217, 7500 AE Enschede, T: 053 489 2449, E: [t.thomas@utwente.nl](mailto:t.thomas@utwente.nl)

<sup>2</sup> Universiteit Wageningen, Leerstoelgroep Landgebruiksplanning, Belmontelaan 5, 6703 EC Wageningen, T: 317 41 2234, E: [rinus.jaarsma@kpnmail.nl](mailto:rinus.jaarsma@kpnmail.nl)

<sup>3</sup> Universiteit Twente, Vakgroep Verkeer, Vervoer en Ruimte. Postbus 217, 7500 AE Enschede, T: 053 489 2877, E: [s.i.a.tutert@utwente.nl](mailto:s.i.a.tutert@utwente.nl)

## 1. Inleiding

Fietsen is een belangrijke vervoerswijze in Nederland. Volgens het Mobiliteits Onderzoek Nederland (MON) wordt meer dan 25% van alle personenverplaatsingen gemaakt per fiets. Dit percentage geldt ook voor de afzonderlijke motieven werken en recreatie (V&W / DVS, 2009). Het totaal aantal verplaatsingen per persoon (3,0 in 2009) is echter vergelijkbaar met andere Europese landen (bv. 2,7 in Groot-Brittannië, zie [www2.dft.gov.uk](http://www2.dft.gov.uk)). Dit is een sterke aanwijzing dat de fiets het aantal korte autoritten reduceert. Fietsen levert daarnaast aanzienlijke voordelen voor de maatschappij. Zo is het gezond, duurzaam en goedkoop, het verhoogt de sociale participatie en het heeft de potentie om congestie te verminderen. Het is dan ook niet verwonderlijk dat fietsen wordt ondersteund door de overheid, en dat verschillende maatregelen worden genomen om de vraag te doen toenemen.

Om te bepalen welke toename wordt gerealiseerd, is het zaak het fietsverkeer te meten. Een complicerende factor hierbij is echter de ruimtelijke en temporele variatie die geen verband houdt met de beleidsmaatregelen ter stimulering van fietsgebruik. Om de effecten van beleidsinterventies te kunnen vaststellen, is het belangrijk dat rekenschap wordt gegeven aan beide vormen van variatie. In dit paper gaan we vooral in op de temporele variatie en de mate waarin deze door weersomstandigheden worden veroorzaakt. Het doet verslag van een onderzoek naar de relatie tussen weer en fietsintensiteiten, op basis van regressie- en residuenanalyse. Het onderzoek is bedoeld als bijdrage aan de ontwikkeling van een generiek model dat een groot deel van de dag-tot-dag variatie in fietsverkeer kan beschrijven. Een dergelijk model kan uiteindelijk zeer nuttig zijn om fietsintensiteiten te corrigeren voor weersinvloeden, bijvoorbeeld ten behoeve van het evalueren van het effect van infrastructurele maatregelen op het aandeel van de fiets in de modal split. Het kan ook worden gebruikt als onderdeel van een benchmarking tool, bij het vergelijken van de fietsvraag in verschillende regio's, gemeten tijdens verschillende weersomstandigheden. Gecorrigeerde fietsstromen zijn ook bruikbaar bij de kalibratie van een multimodaal verkeersmodel. Een andere toepassing is het duiden van ontwikkelingen in fietsluchtoffers, door weersomstandigheden te vertalen naar verschillen in exposure (Bijleveld en Churchill 2009).

Dit paper heeft de volgende structuur. In hoofdstuk 2 beschrijven we de literatuur omtrent de variatie in fietsverkeer en de invloed van het weer. Het daaropvolgende hoofdstuk presenteert de gegevens die zijn gebruikt. In hoofdstuk 4 wordt de regressie beschreven, en in hoofdstuk 5 worden de resultaten van de regressie-analyse geanalyseerd. Hoofdstuk 6 beschrijft de resterende variatie ten opzichte van de regressie. In hoofdstuk 7 passen we het regressiemodel toe op lange termijn tijdreeksen van fietsverkeer. In het afsluitende hoofdstuk 8 worden conclusies getrokken.

## 2. Literatuur

Verschillende auteurs gebruikten geaggregeerde modellen om de ruimtelijke variatie in de fietsvraag te beschrijven. Dit werd gedaan in de VS, bijvoorbeeld Baltés (1996) en Dille en Carr (2003), in het Verenigd Koninkrijk, bijvoorbeeld Parkin *et al.* (2008) en Waldman (1977), en in Nederland, bijvoorbeeld Rietveld en Daniel (2004). Rietveld en Daniel (2004) vonden bijvoorbeeld dat de fietsvraag in Nederlandse steden afhankelijk is van demografische gegevens, zoals etnische samenstelling, en het beleid met betrekking tot veiligheid en het concurrentievermogen van de fiets. In deze studies wordt de fietsvraag vaak bepaald aan de hand van een verplaatsingsgedrag survey, zoals het MON. Dit heeft als groot voordeel dat fietsverplaatsingen kunnen worden gerelateerd aan het verplaatsingsgedrag en sociale kenmerken. Het is echter dikwijls niet goed mogelijk om in te zoomen op een specifieke lokatie, zoals een nieuw aangelegd

fietspad waar het effect op fietsverkeer van moet worden vastgesteld. Redenen hiervoor zijn dat de survey niet alle fietsverplaatsingen bevat (bijvoorbeeld niet van vakantiegangers), meestal geen route-informatie levert en de steekproeven klein zijn en soms niet continue. De kleine steekproeven (en methodische trendbreuken) maken de survey studies ook minder geschikt voor onderzoek naar de temporele variatie.

Temporele variaties bestaan uit korte-termijn (per uur / dag), seizoens- en lange-termijn variatie. In vergelijking met het autoverkeer is de temporele variatie in fietsverkeer relatief groot (Emmerson *et al.* 1998). Zelfs zodanig dat jaargemiddelde intensiteiten er door worden beïnvloed (Jaarsma en Wijnstra 1995), in het bijzonder in recreatieve gebieden (Beunen *et al.* 2004). Het gevolg is dat de ontwikkeling in fietsverkeer niet direct is af te leiden uit de gemeten fietsintensiteiten of uit bijvoorbeeld verplaatsingsgedrag data, omdat een correctie voor weersomstandigheden noodzakelijk is.

De invloed van weersomstandigheden op verkeersstromen is onderzocht met nogal verschillende scopes, zoals voor de gevolgen voor expositiegraad ten aanzien van verkeersveiligheid (Al Hassan en Barker 1999), voor stedelijk verkeersmanagement (Keay en Simmonds 2005; Lam *et al.* 2008), voor het achterhalen van de mogelijke modal shift van auto naar fiets (Bergström en Magnusson 2003), voor het reduceren van congestie (Heinen *et al.* 2010) en het analyseren van bezoekersstromen naar recreatiegebieden (Brandenburg en Ploner, 2002). De meeste studies richten zich op het autoverkeer. Onderzoeken specifiek gericht op weer en fietsverkeer zijn schaars.

Er zijn echter wel enkele studies voorhanden waarin specifiek de relatie tussen weer en fietsverkeer is bestudeerd. Zo bestudeerden Emmerson *et al.* (1998) tijdreeksen van fietstellingen en meteorologische gegevens om de relatieve effecten van met name weersomstandigheden op het dagelijks fietsgebruik te onderzoeken. Zij vonden aanwijzingen dat de fietsvraag meer wordt beïnvloed door maximale temperaturen dan door regenval. Meer in het algemeen vonden Parkin *et al.* (2008) dat temperatuur en regen een aanzienlijke invloed op de fietsvraag hebben in het Verenigd Koninkrijk, terwijl volgens Hanson en Hanson (1977) de dagelijkse fietsvraag is gerelateerd aan zowel de temperatuur als de bewolking. In een andere Zweedse studie onderzochten Bergström en Magnusson (2003) de houding ten opzichte van fietsen en het onderhoud van fietspaden tijdens de winter.

Jaarsma (1990) paste locatie-specifieke log lineaire multiple regressie modellen toe op etmaalgegevens van recreatieve en utilitaire fietspaden in Nederland, verzameld over de jaren 1984-1988 op 14 locaties. Hij vond dat het grootste deel van de variatie in de vraag door de modellen werd beschreven, maar dat nog steeds een aanzienlijk deel ontbrak. Jaarsma en Wijnstra (1995) en later Hendriks (2002) hebben deze modellen vervolgens uitgebreid, met name met het onderscheid naar werkdagen en weekeinden en het toevoegen van een geheugen term om extra impact te geven aan 'zonnige' weersomstandigheden na een bewolkte periode. Deze toevoegingen konden de resterende variatie echter niet drastisch reduceren. De regressie-analyses in deze studies hebben betrekking op telkens één locatie, voor zowel korte perioden als voor een reeks van jaren. De regressiecoëfficiënten zijn locatiespecifiek en niet overdraagbaar van de ene naar de andere locatie (Emmerson *et al.* 1998; Jaarsma 1990; Jaarsma en Wijnstra 1995; Hendriks 2002). De studie waar dit paper verslag van doet, kan worden beschouwd als een aanvulling op de eerder genoemde studies. Het betreft een onderzoek naar de relatie tussen weer en fietsintensiteiten op etmaalniveau, op basis van regressie- en residuenanalyse van gegevens over langere tijdspannen (4 tot 11 jaar) en betreffende meer fietspaden dan in voorgaande studies. In tegenstelling tot eerdere studies zijn de data als één totaalset geanalyseerd. Het doel hiervan is om een bijdrage te kunnen leveren aan de ontwikkeling van een generiek regressiemodel dat niet plaats- en tijdsafhankelijk is. In het volgende hoofdstuk wordt deze totaalset beschreven.

### 3. Data

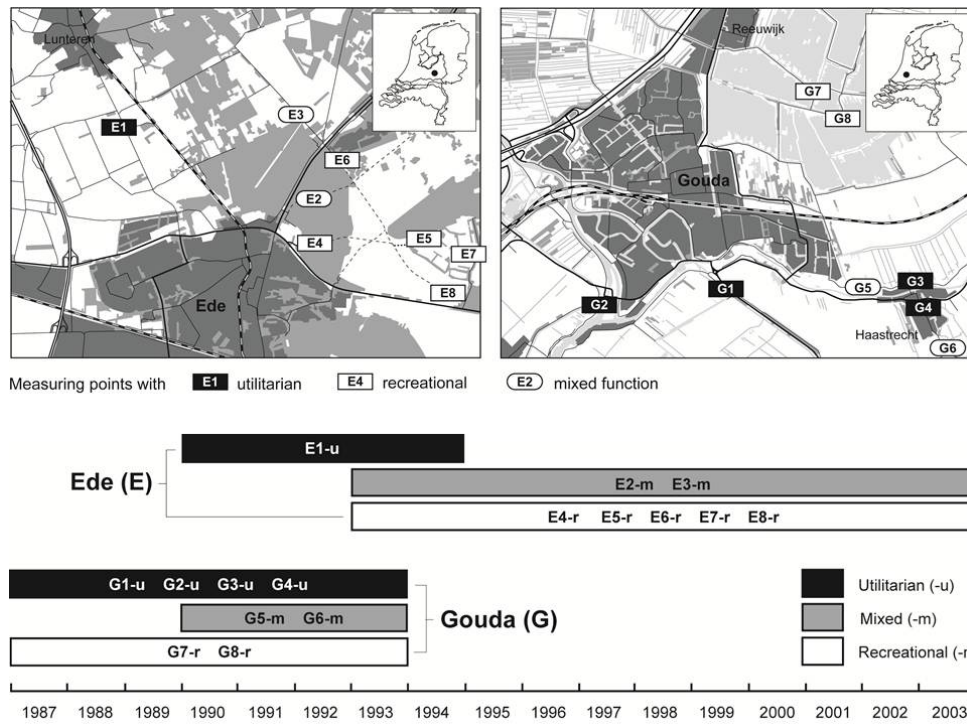
Dit hoofdstuk beschrijft de empirische gegevens die in deze studie zijn gebruikt. Het gaat om de dagelijkse fietstellingen (paragraaf 2.1) en meteorologische gegevens (paragraaf 2.2). Paragraaf 2.3 gaat in op de dataselectie ten behoeve van de regressie-analyses.

#### 3.1. *Fiets intensiteiten*

De Universiteit van Wageningen heeft een lange traditie met het monitoren van fietsstromen op fietspaden buiten de bebouwde kom in Nederland. Uit deze omvangrijke dataset selecteerden we etmaalintensiteit gegevens van 16 fietspaden, 8 in de buurt van Gouda en 8 bij Ede, verkregen met behulp van telsingangen. We hebben gekozen voor Ede en Gouda, omdat alleen voor deze plaatsen lange tijdreeksen van zowel utilitaire als recreatieve fietspaden voorhanden waren. De tellocaties rondom Ede en Gouda zijn sterk verschillend. De tellocaties Ede bevinden zich in hoofdzaak bij de Veluwe, in een bosrijke omgeving. De tellocaties Gouda bevinden zich in de polder en bij de Reeuwijkse Plassen. Voor beide plaatsen geldt wel dat het tellingen buiten de bebouwde kom zijn. Dit betekent dat recreatief en schoolverkeer de boventoon voeren.

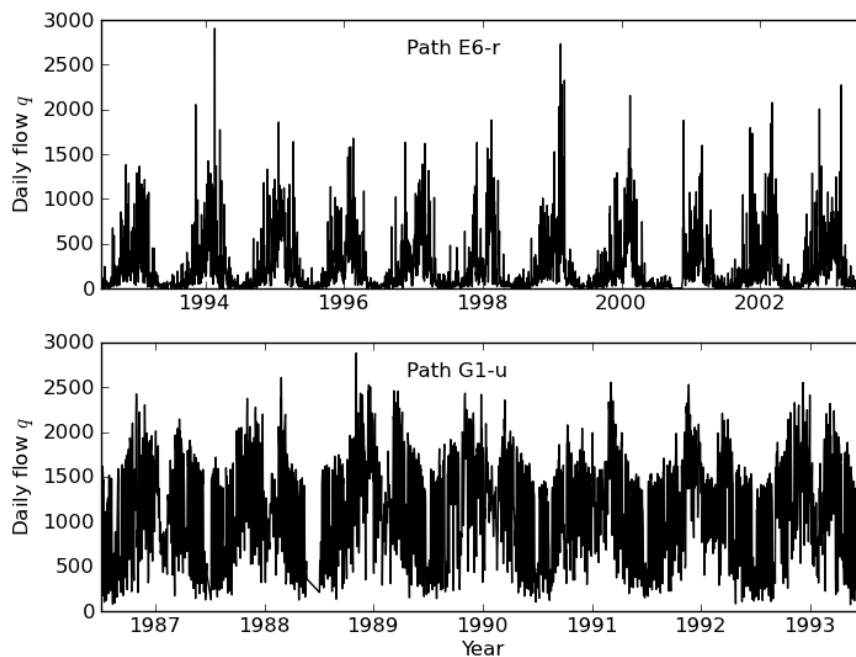
We onderscheidden vervolgens drie soorten fietspaden: utilitair, gemengd en recreatie. De utilitaire paden verbinden woon- en werkgebieden en spelen een belangrijke rol voor de motieven school en werk. De recreatieve paden hebben een belangrijke rol als verbindingen tussen woon- en recreatiegebieden. De gemengde paden combineren de genoemde functies. De toewijzing van de geselecteerde paden aan de drie klassen is gebaseerd op kennis van de lokale situatie. Deze toewijzing is enigszins arbitrair, mede omdat we geen informatie hadden over verplaatsingsmotieven.

In figuur 1 geven we een overzicht van de gebruikte etmaalgegevens. De periode van de waarnemingen varieert tussen de 4 jaar (2 paden) en 11 jaar (7 paden) en omvat deels verschillende jaren. Alle paden werden gemeten in 1993. De paden zijn genummerd E1 t/m E8 voor Ede en G1 t/m G8 voor Gouda. In de tijdbalken is aan de nummers een codes toegevoegd, namelijk "u" voor utilitaire paden, "r" voor recreatieve paden en "m" voor de gemengde paden.

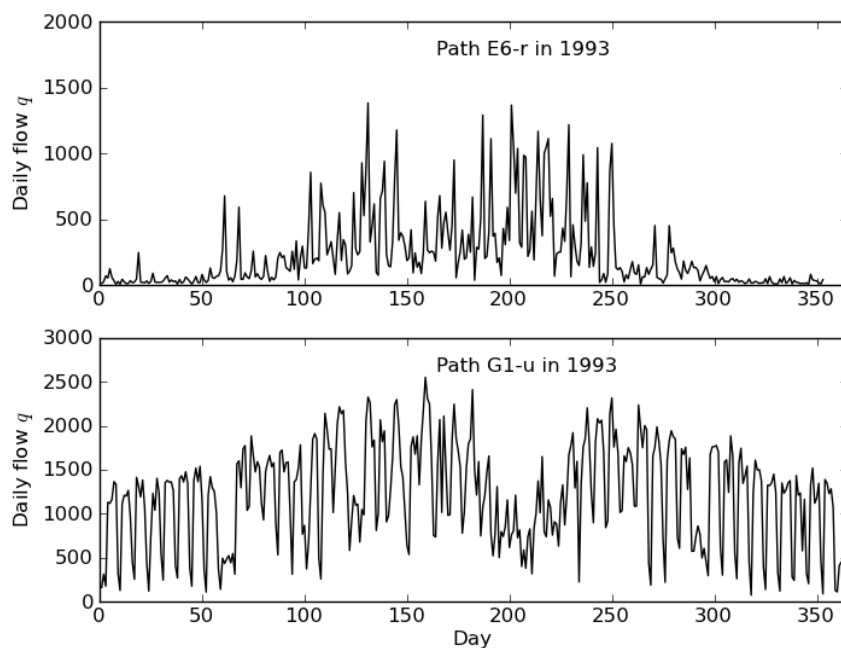


Figuur 1. Overzicht etmaalintensiteiten fietsverkeer Ede (E) en Gouda (G). u, r, m staat voor utilitair, recreatie en gemengd respectievelijk.

De figuren 2 en 3 geven de tijdreeksen weer van twee representatieve paden voor hun deelverzamelingen: het recreatieve pad E6-r (bovenste paneel) en het utilitaire pad G1-u (onderste paneel). Figuur 2 heeft betrekking op de gehele meetperiode, figuur 3 op het jaar 1993.



Figuur 2. Tijdreeksen etmaalintensiteiten fietspaden E6-r (bovenste paneel) en G1-u (onderste paneel) voor de gehele meetperiode (11 en 7 jaar, respectievelijk).



Figuur 3. Tijdreeksen etmaalintensiteiten fietspaden E6-r (bovenste paneel) en G1-u (onderste paneel) voor 1993.

De tijdreeksen van figuur 2 tonen voor beide paden jaarlijks repeterende patronen. Binnen het jaar zijn er kenmerkende verschillen tussen de recreatieve en utilitaire tijdreeksen, zoals figuur 3 laat zien. Bij beide paden stijgen de fietsintensiteiten in de lente en dalen ze in de winter, maar de verschillen zijn veel groter in de recreatieve tijdreeksen. Ook het verschil in de zomer periode (rond dag 200) is opmerkelijk: een toename op het recreatieve pad versus een aanzienlijke afname op het utilitaire pad. Binnen de week is de variatie tussen werkdagen en weekenddagen aanzienlijk, wederom in een andere richting voor beide paden. Het utilitaire pad toont een herhaling van dips die samenvallen met het weekend, zoals verwacht in het geval van de motieven werk en school. Het recreatieve pad daarentegen toont pieken in het weekend, omdat recreatieve verplaatsingen in het weekend dominant zijn. Ook enkele sterke pieken vallen samen met feestdagen.

Een probleem met telslangen (en ook met diverse andere meetinstrumenten) is dat fietsers naast elkaar of elkaar passerend ter hoogte van de telslang niet goed geteld worden. Wegens gebrek aan informatie hebben we moeten aannemen dat de kans op deze gebeurtenissen in het geval van lage intensiteiten (zoals op de paden onder studie) onafhankelijk is van tijdstip op de dag.

### 3.2. Meteorologische data

De weersgegevens zijn gedownload van de website van het KNMI. We hebben alleen de gegevens van het station "De Bilt" gebruikt, omdat dit station niet ver af ligt van zowel Ede als Gouda (ongeveer 35 km) en er geen lokale stations beschikbaar waren. Om deze reden beschrijven de weergegevens niet per se de lokale weersomstandigheden. Bovendien zijn alleen etmaalwaarden gebruikt (destijds waren op de website geen urengegevens beschikbaar), hetgeen leidt tot meer onzekerheden. Zo kan een natte nacht, gevolgd door een zonnige dag dezelfde totale neerslagduur hebben als een droge nacht, gevolgd door een natte dag.

In eerste instantie hebben we alle beschikbare variabelen beschouwd, met uitzondering van

windrichting: temperatuur (in °C), neerslag (in millimeters en uren), zon (in J/cm<sup>2</sup> en uren), windsnelheid (in meter/seconde), gemiddelde bewolking (in octanten), zicht (in meters) en luchtvochtigheid (in %). Voor temperatuur, windsnelheid, luchtvochtigheid en zicht, konden we gebruik maken van minimum, maximum en gemiddelde waarden. De onderlinge correlaties zijn echter zeer groot (groter dan 0,9). Daarnaast zijn de hoeveelheid en duur van de neerslag ook sterk gecorreleerd, met een correlatie coëfficiënt van 0,8. Hetzelfde geldt voor de hoeveelheid en de duur van de zonneshijn. Om multicollineariteit tegen te gaan, kozen we bij correlaties groter dan 0,6 voor één representant en lieten we de andere variabelen buiten beschouwing. De resultaten van de regressie worden beschreven in hoofdstuk 4.

### 3.3. Data selectie

Vanwege hun unieke karakter zijn feestdagen buiten de steekproef gelaten, evenals de schoolvakantieweken met Kerstmis en Nieuwjaar. De overige schoolvakanties (2 weken in de lente, 8 weken in de zomer en 1 week in de herfst) zijn in een aparte groep geplaatst. Hierbij hebben we rekening gehouden met jaarlijkse veranderingen in de data van deze vakanties (Ede en Gouda zijn onderdeel van dezelfde vakantieregio).

Op basis van de verdeling van etmaalintensiteit hebben we vastgesteld dat een etmaalintensiteit van 5 fietsers of minder zeer ongewoon is. Een dergelijke waarde heeft mogelijk te maken met een slecht of niet functionerende telslang. We hebben deze metingen (<1%) uit de steekproef gelaten. Gedurende vier weken in vier verschillende jaren vonden we op utilitaire paden een etmaalintensiteit die significant lager was (meer dan 30%) dan in andere weken. Deze deviatie kan worden verklaard door het feit dat we niet alle schoolvakanties hebben kunnen identificeren, als gevolg van onvolledige registratie voor de eerste paar jaar. Ook deze cases (ca 1%) hebben we uit de steekproef gelaten.

## 4. Methode

In tegenstelling tot de meeste andere studies hebben we vooraf niet direct gekozen voor een lineaire regressie tussen fietsvraag en weergrootheden. Het is immers mogelijk dat een niet-lineair verband een betere beschrijving van de data geeft. We starten daarom met een meer generieke vorm van de regressie:

$$\ln q_{est} = f(W_1^{obs}, \dots, W_m^{obs}) \quad (1)$$

Hierin is  $q_{est}$  de geschatte fietsvraag op etmaalniveau, die een functie  $f$  is van de weergrootheden  $W_i^{obs}$ , zoals gemiddelde temperatuur en de neerslagduur. We gebruiken de natuurlijke logaritme (ln), omdat we aannemen dat een absolute verbetering in weer zal leiden tot eenzelfde relatieve toename van de fietsvraag. De functie  $f$  kan in principe elke functie zijn. Ter vereenvoudiging stellen we wel dat de functie  $f$  een lineaire combinatie is van weerparameters  $W_i$ , waarbij elke weerparameter een (niet-lineaire) functie is van de overeenkomstige weergrootheid.

$$\ln q_{est} = \ln q_0 + c_1 W_1 + \dots + c_m W_m \quad (2)$$

In formule 2 is de variabele  $q_0$  de gestandaardiseerde fietsvraag, oftewel de etmaalintensiteit gecorrigeerd voor weersinvloed.

Eerst pasten we een meervoudige lineaire regressie toe waarbij elke weerparameter gelijk werd gesteld aan haar overeenkomstige weergrootheid. Uit dit lineaire model volgt dat temperatuur, zonneshijn, neerslag en windsnelheid een significante bijdrage leveren in het weermodel. Dit is in lijn met de bevindingen uit de genoemde studies in hoofdstuk 2. De andere weergrootheden gaven geen duidelijke bijdrage (luchtvochtigheid en zichtbaarheid), of ze toonden een sterke (negatieve) correlatie met de hoeveelheid zonneshijn (luchtvochtigheid en bewolking).

Vervolgens kozen we voor elk van deze vier de weergrootheid die het sterkst gecorreleerd was met de fietsvraag. Voor temperatuur  $T$  en windsnelheid  $F$  zijn dat de daggemiddelden. Voor neerslag  $P$  en zonneshijn  $S$  is dat de duur (in uren). Deze uitkomst is ook goed te verklaren. Fietsers maken hun reizen over de gehele dag, met wisselende temperaturen per verplaatsing. Daarnaast worden fietsers afgeschrikt door een lange periode van regen, terwijl een korte, hevige onweersbui slechts een tijdelijk effect zal hebben.

Het lineaire model is heel eenvoudig, maar blijkt niet optimaal te zijn. Inspectie van de residuen, dat wil zeggen de verschillen tussen de waargenomen fietsvraag en de regressie schatting, laten systematische afwijkingen zien. De lineaire regressie onder- en overschat de fietsvraag (positieve, respectievelijk negatieve residuen) voor  $T < 3$  en  $T > 18$  graden Celsius respectievelijk. Deze gemiddelde temperaturen komen overeen met respectievelijk minimum temperaturen onder  $0^{\circ}\text{C}$  en maximum temperaturen van meer dan  $25^{\circ}\text{C}$  op een dag. Dit is in lijn met de verwachting dat onder en boven een bepaalde temperatuur de fietsvraag niet meer zo gevoelig is voor veranderingen in temperatuur. Het blijkt ook dat residuen afnemen en toenemen met de duur van zonneshijn en neerslag. Deze niet-lineariteit kan worden verklaard door de gedachte dat een verschil tussen nul en één uur zon of neerslag sterker wordt ervaren dan een verschil tussen bijvoorbeeld 10 en 11 uur. Voor de windsnelheid vonden we een tegengesteld effect. Boven een bepaalde windsnelheid wordt het negatief effect op fietsen disproportioneel groter.

Om deze systematische effecten te verdisconteren, hebben we verschillende niet-lineaire relaties en parameterwaarden getest. Dit heeft geleid tot de volgende weerparameters. Voor temperatuur krijgen we  $W_T = T$  voor  $3 \leq T \leq 18$  graden Celsius,  $W_T = T - 0.2(T - 3)$  voor  $T < 3$ , en  $W_T = 18$  voor  $T > 18$  graden Celsius. Voor Zonneshijn vonden we  $W_S = S^{0.7}$ , voor neerslag  $W_P = P^{0.5}$  en voor wind  $W_V = W^{1.5}$ .

Deze weerparameters kunnen niet als strikt onafhankelijk van elkaar worden beschouwd, omdat sommige waarnemingen gecorreleerd zijn. Er zijn twee belangrijke correlaties. De eerste is de positieve correlatie tussen de duur van de zonneshijn en de gemiddelde dagtemperatuur. Zo worden hoge temperaturen gevonden op zonnige dagen in de zomer. De tweede is uiteraard de negatieve correlatie tussen de duur van de zonneshijn en neerslagduur. Beide correlaties hebben precies dezelfde sterkte, maar zijn tegengesteld (0,39 en -0,39 respectievelijk). Desondanks nemen we vanwege de betrekkelijk lage waarden voor deze correlaties alle weerparameters mee in de lineaire regressie.

Elke parameter werd genormaliseerd, zodat het gemiddelde gelijk was aan 0 was en de standaarddeviatie gelijk aan 1. Vervolgens werd formule (2) herschreven als

$$\ln q_{est} = \ln q_0 + bW = \ln q_0 + b(a_T W_T + a_S W_S + a_P W_P + a_W W_W) \quad (3)$$

De coëfficiënten  $a_i$  noemen we de weercoëfficiënten en de coëfficiënt  $b$  de helling.  $W$  is een proxy voor hoe (potentiële) fietsers de weersomstandigheden ervaren. Een hoge waarde komt overeen met gunstige omstandigheden voor fietsen. Net als de weerparameters, heeft  $W$  ook een gemiddelde van 0 en een standaarddeviatie van 1.

De helling  $b$  beschrijft in welke mate de toename van de fietsvraag afhangt van  $W$ . Verschillende reizigers kunnen het weer op dezelfde manier ervaren, maar hun neiging om de fiets te nemen kan verschillend zijn. De helling is naar verwachting hoog voor recreatieve paden, omdat de keuze om een recreatieve fietsverplaatsing te maken naar verwachting sterk afhankelijk is van de weersomstandigheden. De invloed van het weer is naar verwachting minder groot bij utilitaire paden. In het uiterste geval kan de helling  $b$  dicht bij 0 liggen, als het pad voornamelijk wordt gebruikt door fietsers die geen andere keuze hebben (bijvoorbeeld schoolkinderen).



## 5. Invloed van weer op fietsvraag

In dit hoofdstuk bespreken we de resultaten van het regressiemodel, zoals weergegeven in vergelijking 3. Voor elke fietspad en dag van de week fitten we het model, in eerste instantie zonder schoolvakanties. Dit leverde een set aan gestandaardiseerde fietsintensiteiten  $q_0$ , hellingen  $b$ , weercoëfficiënten  $a_i$ , en  $r^2$  waarden op. De  $r^2$  waarde geeft aan welke fractie van de variatie (in fietsintensiteiten) verklaard kan worden door het model. Het is daarom een belangrijke maat voor de kwaliteit van het model. We hebben de variabelen gebied (Ede of Gouda), type pad (recreatief of utilitair) en dag van de week bewust niet in een meervoudige regressie analyse opgenomen, vanwege het mogelijk belang van andere (verborgen) pad specifieke kenmerken zoals reisafstand. Om dit belang te kunnen onderzoeken hebben we gekozen voor het uitvoeren van afzonderlijke regressies.

De gemiddelde waarden van de weercoëfficiënten voor alle fietspaden en alle dagen zijn  $a_T = 0.78$ ,  $a_S = 0.39$ ,  $a_P = -0.32$  and  $a_W = -0.38$ . Temperatuur heeft dus het grootste effect, in overeenstemming met de bevindingen van Emmerson *et al.* (1998). Het is verrassend dat het effect van neerslag vrij klein is. Hierbij moet wel worden bedacht dat de weerparameters nog gecorreleerd zijn. In het bijzonder is er een correlatie tussen het seizoen, de temperatuur en zonschijn duur aan de ene kant, en tussen zonschijn duur en neerslagduur aan de andere kant. Multicollineariteit kan leiden tot een onderschatting van het effect van neerslag. Het is ook mogelijk dat het effect van neerslag is onderschat door het feit dat we 24-uurs waarden gebruikten in plaats van tijdspecifieke waarden. We zullen in hoofdstuk 5 echter argumenteren dat deze onderschatting niet erg groot kan zijn.

We vinden een klein, maar significant verschil tussen de weercoëfficiënten voor utilitaire paden tijdens werkdagen ( $a_T = 0.80$ ,  $a_S = 0.32$ ,  $a_P = -0.32$  en  $a_W = -0.40$ ) en die voor de andere paden en dagen ( $a_T = 0.75$ ,  $a_S = 0.46$ ,  $a_P = -0.31$  en  $a_W = -0.36$ ). Dit resultaat geeft aan dat de duur van zonschijn de belangrijkste weerparameter is die utilitaire van recreatieve paden onderscheidt. Met andere woorden, zonschijn lijkt relatief belangrijker te zijn voor fietsers met een recreatief motief.

In tegenstelling tot de weercoëfficiënten zijn de coëfficiënten  $q_0$  en  $b$  veel meer variabel. De gestandaardiseerde vraag  $q_0$  is afhankelijk van de zwaarte van lokale herkomstbestemmingsrelaties en daarom minder relevant voor deze studie. De helling  $b$  kan worden gezien als de meest relevante coëfficiënt van deze regressie, want het beschrijft hoe gevoelig de fietsvraag is voor weersveranderingen. In figuur 4 illustreren we de resultaten voor een recreatief pad (E6-r, bovenste paneel) en een utilitair pad (G1-u, onderste paneel) voor donderdagen (links) en zondagen (rechts). De figuur toont significante verschillen in de helling  $b$ . De helling is erg vlak voor het utilitaire pad op een donderdag (linksonder). De helling wordt steiler voor recreatieve paden en voor zondagen. De resultaten in figuur 4 zijn illustratief voor alle paden buiten de schoolvakanties.

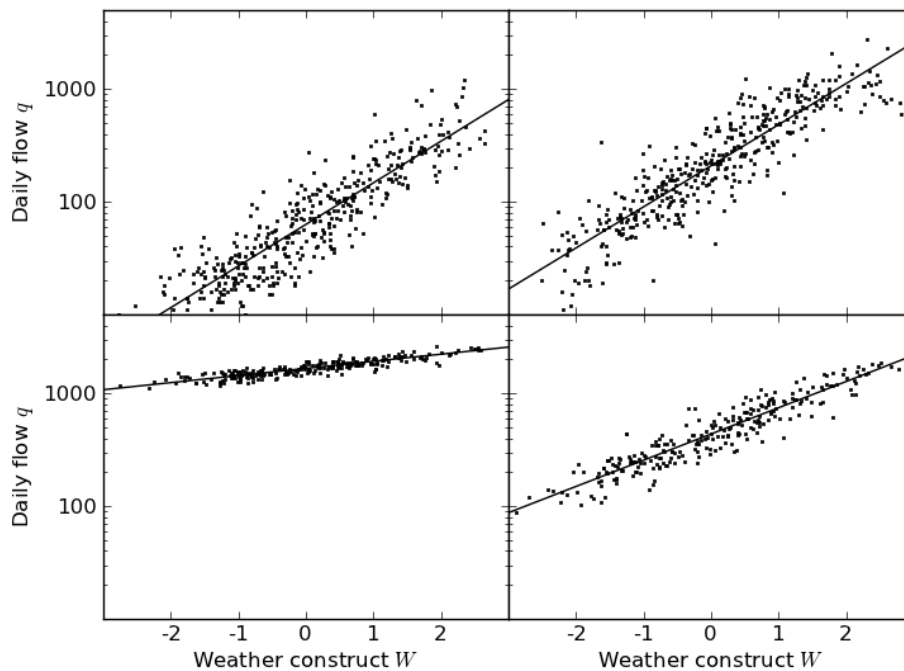
Voor de utilitaire paden is de gemiddelde helling 0,18 (tussen 0,14 en 0,22) voor werkdagen, 0,36 (tussen 0,31 en 0,46) voor zaterdag en 0,53 (tussen 0,46 en 0,66) voor zondagen. Voor recreatieve paden is de helling gemiddeld 0,74 voor werkdagen, 0,77 voor zaterdag en 0,79 voor zondagen. Ze zijn iets steiler in Ede (met een gemiddelde helling boven 0,8) dan in Gouda. We vonden geen statistisch significante verschillen tussen de werkdagen. Voor recreatieve paden is de variatie in de helling groter dan voor utilitaire paden, hetgeen kan worden verklaard door het feit dat paden die tot dezelfde categorie behoren nog steeds verschillende soorten fietsstromen accommoderen.

De gemengde paden tonen gemengde resultaten. Dit kan worden toegeschreven aan het feit dat deze paden functies van recreatieve en utilitaire paden in verschillende verhoudingen

combineren. We hebben daarom besloten om deze paden niet verder te analyseren.

We interpreterten de resultaten als volgt. De utilitaire paden dienen voornamelijk school- en werkverplaatsingen tijdens werkdagen. In tegenstelling tot recreatieve verplaatsingen worden deze trips minder beïnvloed door het weer, want ze kunnen minder gemakkelijk worden geannuleerd. Ook kunnen leerlingen niet gemakkelijk voor een andere vervoerwijze kiezen. In het weekend laten de utilitaire paden een steile helling zien, omdat de fietsvraag dan wordt gedomineerd door minder verplichte verplaatsingen. De steilste hellingen werden echter gevonden voor de recreatieve paden in Ede. Een verklaring kan zijn dat de recreatieve paden in Ede meer worden gebruikt door verblijfsrecreanten dan de recreatieve paden in Gouda. Hun trips zijn wellicht het meest gevoelig voor weersomstandigheden, omdat een belangrijk doel het genieten van weer en omgeving is.

De gemiddelde  $r^2$  waarde ligt iets boven de 0,8. De  $r^2$  waarden van de regressie zijn iets groter voor de weekeinden dan voor de werkdagen: 0,82 versus 0,79 gemiddeld. Echter, we concluderen dat over het algemeen de fits heel vergelijkbaar zijn.



Figuur 4. Relatie tussen weer en fietsvraag ( $q$ , in fietsers/dag) voor het recreatieve pad E6-r (bovenste paneel) en het utilitaire pad G1-u (onderste paneel) op donderdagen (links) en zaterdag (rechts)

## 6. Analyse van de resterende variatie

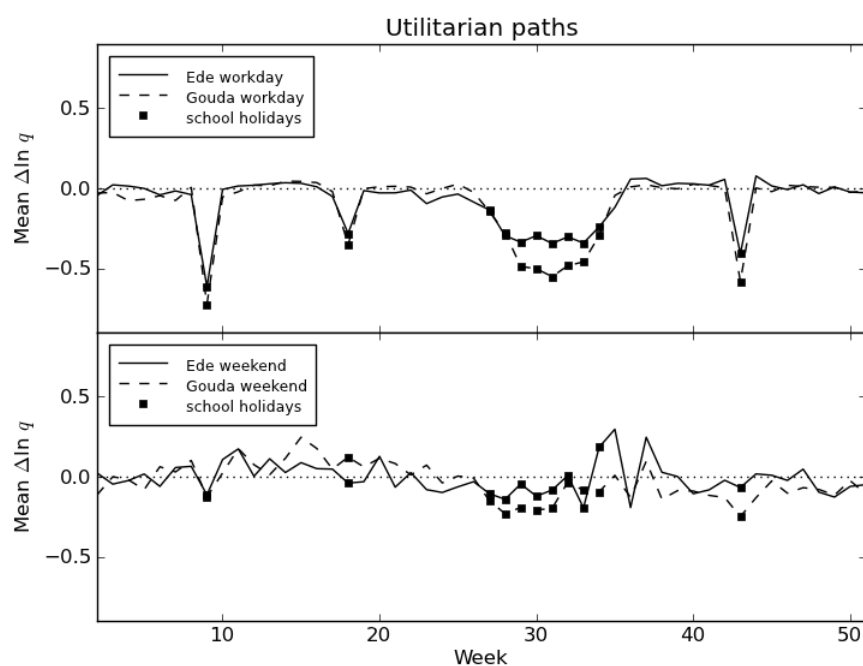
In dit hoofdstuk analyseren we de resterende variatie in de residuen. We gebruikten de regressiefunctie, beschreven in de vorige paragrafen, om de fietsvraag  $q_{est}$  te schatten en vervolgens de wekelijkse residuen te bepalen. Per week bepaalden we de gemiddelde wekelijkse residuen voor werkdagen en weekeinden door de jaren heen. Dit geeft een beeld van de seizoensgebonden variatie. In de figuren 5 en 6 tonen we de resultaten voor respectievelijk utilitaire en recreatieve fietspaden.

Uit de figuren blijkt dat de seizoensgebonden variatie vrij gelijkwaardig is voor paden in Gouda en Ede, met name voor utilitaire paden. Voor werkdagen buiten de schoolvakanties zijn de

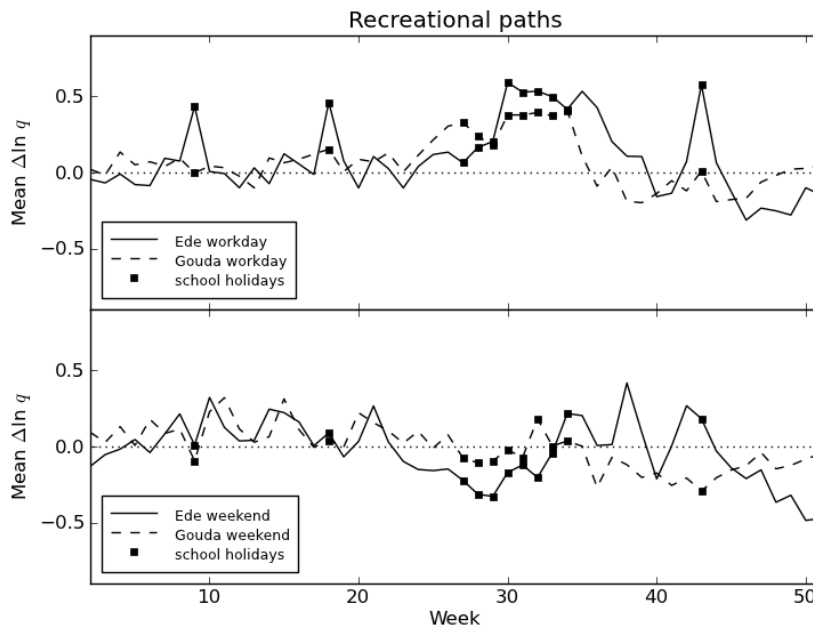
seizoensgebonden schommelingen op utilitaire paden klein. Op recreatieve paden is enige seizoensgebonden variatie zichtbaar. De volumes lijken iets groter dan verwacht in het voorjaar en kleiner dan verwacht aan het eind van het jaar. Een soortgelijke trend vinden we voor alle paden in het weekeinde. Dit seizoensgebonden effect kan worden toegeschreven aan recreatief verkeer, dat dominant is op recreatieve paden en op de utilitaire paden tijdens het weekeinde. Het wordt mogelijk verklaard door een hogere waardering van de eerste goed-weer-dagen na de winter.

#### *Effect van schoolvakanties*

De schoolvakanties tonen veel sterkere deviaties voor werkdagen (bovenste panelen in figuren 5 en 6) tijdens de schoolvakanties, wanneer de fietsvraag lager is dan normaal voor de utilitaire paden en hoger dan normaal voor recreatieve paden. Dit is het resultaat van minder utilitaire verplaatsingen (school en werk) en meer recreatieve verplaatsingen tijdens schoolvakanties. Voor de weekeinden (onderste panelen) zijn de verschillen tussen de schoolvakantiedagen en de overige dagen veel kleiner. Dit resultaat is ook niet onverwacht, omdat in Nederland recreatief verkeer altijd dominant is in het weekeinde.



*Figuur 5. Wekelijkse residuen (gemiddelde  $\Delta \ln q$ ) in Ede en Gouda voor utilitaire paden op werkdagen (bovenste paneel) en weekeinden (onderste paneel).*



Figuur 6. Wekelijkse residuen (gemiddelde  $\Delta \ln q$ ) in Ede en Gouda voor recreatieve paden op werkdagen (bovenste paneel) en weekeinden (onderste paneel).

#### Effect van onnauwkeurig weerbeeld

Hoewel veel variatie reeds verklaard is, is de resterende variatie nog steeds aanzienlijk. Op het eerste gezicht is het niet duidelijk wat de oorzaak van deze variatie is. Een deel van de variatie kan worden veroorzaakt door onnauwkeurigheden in de beschrijving van het weerbeeld. Zoals eerder vermeld gebruikten we 24-uurs waarden van één weerstation, die niet per se representatief zijn voor lokale, temporele omstandigheden.

Onjuistheden in de beschrijving van het weerbeeld kunnen leiden tot een positieve correlatie tussen de residuen van nabijgelegen fietspaden, omdat deze locaties worden beïnvloed door dezelfde weersomstandigheden. Er is bewijs van een dergelijke correlatie, maar alleen als ze van hetzelfde type zijn. De correlatiecoëfficiënt is min of meer hetzelfde voor utilitaire en recreatieve paden (0,5 voor werkdagen, 0,6 voor het weekend). Hoewel de correlaties vrij groot zijn, hebben ze niet een heel groot effect op de overgebleven variatie. Buiten de schoolvakanties blijft nog steeds ongeveer 70% van de variatie in de residuen niet gecorreleerd. We nemen aan dat deze variatie wordt veroorzaakt door lokale, toevallige fluctuaties die geen direct verband houden met het weerbeeld. Deze "ruis" kan niet worden voorspeld door generieke variabelen in een weermodel. De resterende 30% van de residu variatie is systematisch en mogelijk deels gerelateerd aan een inaccuraat beschrijving van het weerbeeld.

De systematische variatie is vrij grootschalig. We vinden namelijk ook correlaties in residuen voor paden van hetzelfde type die niet bij dezelfde stad liggen. Daarnaast blijkt dat residuen tussen opeenvolgende dagen en zelfs weken correleren. Met andere woorden, de systematische variatie in de residuen verandert slechts langzaam, over grote gebieden en met tijdschalen van weken, maar is toch niet seizoensgebonden, omdat de structuur in de variatie van jaar tot jaar verandert. De oorzaak van deze systematische variatie is verre van duidelijk. Het is verschillend voor utilitaire en recreatieve paden, terwijl anderzijds correlaties gevonden worden tussen paden bij verschillende steden en tussen opeenvolgende weken. Deze resultaten suggereren dat het niet erg waarschijnlijk is dat (het grootste deel van) deze variatie verklaard kan worden door

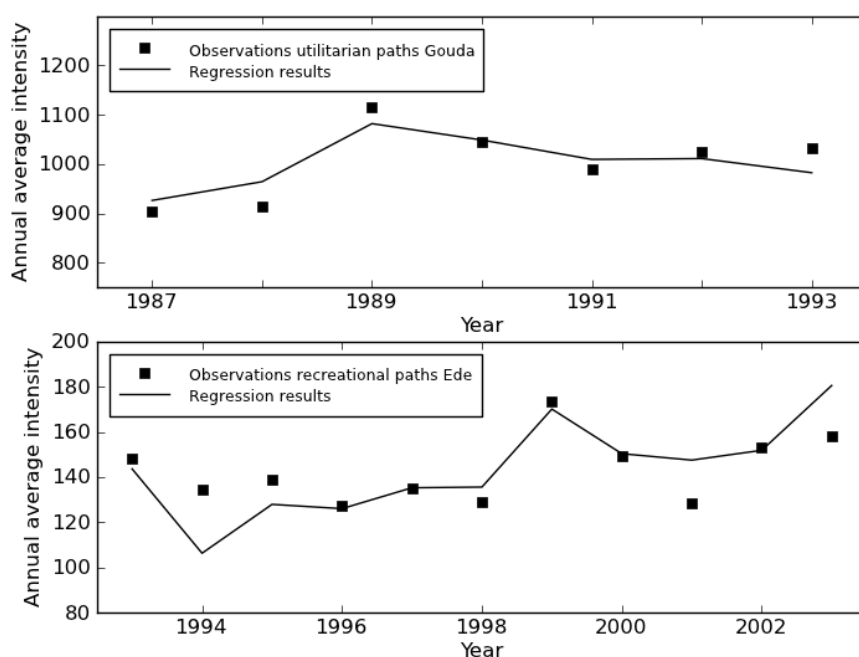
onnauwkeurigheden in de dagelijkse beschrijving van het weer. Aanvullend onderzoek is nodig om de oorzaken van deze fluctuaties te vinden, opdat deze variabelen vervolgens kunnen worden opgenomen in een generiek model.

## 7. Modeltoepassing: evaluatie van trends in fietsvraag

Eén van de doelstellingen van beleidsmakers bij de monitoring en evaluatie van fietsintensiteiten is het achterhalen van trends. Het is echter moeilijk lange-termijn trends te ontleden uit 'toevallige', weer gerelateerde fluctuaties. Met ons regressiemodel hebben wij schattingen gemaakt van de fietsintensiteiten. We kunnen nu trends onderzoeken door de jaarlijkse gemiddelden van de schattingen te vergelijken met die van de waargenomen intensiteiten. Figuur 7 toont het jaarlijkse gemiddelde van de regressie schattingen (vaste lijnen) en de waarnemingen (symbolen), voor utilitaire paden in Gouda (bovenste paneel) en recreatieve paden in Ede (onderste paneel). Vanwege hun unieke karakter zijn schoolvakanties buiten deze analyse gehouden.

Figuur 7 laat zien dat het model de 'toevallige' fluctuaties in de waarnemingen goed volgt. Mogelijke trends volgen uit de jaarlijkse verschillen tussen de geschatte en waargenomen intensiteiten. Voor de utilitaire paden in Gouda lijkt er geen trend aanwezig te zijn. Als er al een trend is, dan lijkt deze positief te zijn, maar de trend is te zwak en de periode te kort om conclusies te trekken. Voor de recreatieve paden in Ede lijkt sprake te zijn van een neerwaartse trend. De waarnemingen vertonen zelf geen dalende trend, maar de schattingen geven weer dat een dergelijke trend mogelijk wordt gecamoufleerd door betere weersomstandigheden bij het begin van de nieuwe eeuw (vanaf 2000).

De figuur is enkel een illustratie van de mogelijkheid om met een weermodel lange-termijn trends in het fietsverkeer op te sporen. Echter, voor het verkrijgen van beter inzicht in trends is een andere studie nodig, met tijdreeksen van meer fietspaden in meer verschillende gebieden.



Figuur 7. Tijdreeksen van jaarlijkse gemiddelden; tellingen versus modelschattingen voor utilitaire paden in Gouda (bovenste paneel) en recreatieve paden in Ede (onderste paneel).

## 8. Conclusies

Uit het onderzoek naar de relatie tussen weer en fietsintensiteiten konden we de volgende conclusies trekken:

1. De weerparameters op dagniveau in volgorde van belangrijkheid zijn: gemiddelde temperatuur, de duur van zonschijn, neerslagduur en de gemiddelde windsnelheid. Deze weerparameters kwamen ook in de literatuur als meest determinerend naar voren, maar de volgorde van belangrijkheid was minder duidelijk.
2. Verschillende gebruikersgroepen van fietspaden (utilitair en recreatief) lijken het weer op min of meer dezelfde manier te ervaren. De invloed van het weer op de fietsvraag is echter zeer verschillend voor beide groepen gebruikers.
3. Ongeveer 80% van de variatie in de tijdreeksen van het fietsverkeer op de onderzochte landelijke fietspaden kan worden verklaard door het ontwikkelde regressiemodel. De meeste resterende variatie wordt veroorzaakt door lokale fluctuaties in de vraag en kan niet worden beschreven door het toevoegen van meer generieke variabelen.

In de studie zijn verschillende locaties met (deels) verschillende meetjaren als één totaalset geanalyseerd. Deze aanpak maakt de ontwikkeling van een generiek model mogelijk, waarmee fietsintensiteiten kunnen worden gestandaardiseerd en lange-termijn trends in de vraag kunnen worden ontward van toevallige, weer gerelateerde variatie. Een dergelijk model is zeer relevant voor beleidsmakers, bijvoorbeeld in het kader van de evaluatie van beleidsinterventies binnen fietsbeleid op lokale en regionale schaal. Met ons model vonden we bijvoorbeeld geen duidelijke trend voor de fietspaden in Gouda, terwijl voor paden in Ede een mogelijk negatieve trend in de fietsvraag is gecompenseerd door een positieve trend in de weersomstandigheden. De gebruikte steekproef geeft in ieder geval geen bewijs voor een positieve lange-termijn trend in het fietsverkeer. Dit laat onverlet dat beleidsinterventies om het fietsen te promoten wel degelijk een positieve invloed op het fietsgebruik kunnen hebben gehad, maar dat deze invloed wordt gemaskeerd door variabelen met een negatieve invloed, zoals de toename van autobezit en -gebruik.

Een andere relevante toepassing voor een model heeft betrekking op de analyse van trends in bezoekersaantallen naar recreatiegebieden. Inzicht in het aantal bezoekers en een onderscheid tussen systematische en willekeurige variatie in bezoekersstromen is vereist voor ecologisch en economisch duurzaam beheer van nationale parken en specifieke bestemmingen voor openlucht recreatie (Loomis 2000). In deze context vergt ook de onderlinge relatie tussen auto- en fietsverkeer specifieke aandacht. In een volgende studie willen we onderzoeken of het thans ontwikkelde weermodel bruikbaar is voor de beschrijving van dag-tot-dag variatie in zowel auto- als fietsverkeer naar recreatiebestemmingen. Een eventueel aangepast weermodel kan mogelijk ook de weerseffecten bij autostromen beschrijven, omdat er aanwijzingen zijn dat auto en fiets in het recreatieverkeer deels communicerende vaten zijn (Bergström en Magnusson, 2003).

Het in dit paper gepresenteerde regressiemodel is hooguit een eerste stap om te komen tot een generiek model waarmee zuivere schattingen van de ontwikkeling in fietsverkeer kunnen worden gemaakt. Er is meer onderzoek nodig voordat een model kan worden vorm gegeven dat met succes kan worden toegepast op eerdergenoemde terreinen. In de eerste plaats is meer onderzoek nodig om de oorzaken te achterhalen van de variatie die thans niet door het weermodel kan worden beschreven. Andere, niet-weer gerelateerde variabelen moeten worden onderzocht op verklarend vermogen en kunnen bij succes vervolgens worden opgenomen in een meer generiek model. Ten tweede is onze studie gebaseerd op een beperkt aantal fietspaden in uitsluitend een landelijke omgeving (polder en bos). Het is nog onbekend hoe het huidige

weermodel zal presteren in een andere ruimtelijke context. Zijn de bevindingen ook van toepassing op andere fietspaden, bijvoorbeeld paden binnen steden waarbij sprake is van een andere motiefverdeling en de blootstelling aan de weerelementen ook anders is? We hopen in ieder geval dat onze studie een waardevolle bijdrage zal leveren aan het inzicht in de relatie tussen weer en fietsverkeer en aan de ontwikkeling van een generiek toepasbaar model voor het beschrijven van de variatie in de fietsvraag.

## Bronnen

Al Hassan, Y., en D.J. Barker (1999). The impact of unseasonable or extreme weather on traffic activity within Lothian region, Scotland. *Journal of Transport Geography*, 7(3), 209-213.

Baltes, M. (1996). Factors influencing nondiscretionary work trips by bicycle determined from 1990 US metropolitan statistical area data. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 1538, 96-101.

Bergström, A., en R. Magnusson (2003). Potential of transferring car trips to bicycle during winter. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 37(8), 649-666.

Bijleveld, F., en T. Churchill (2009). *The influence of weather conditions on road safety. An assessment of the effect of precipitation and temperature*. SWOV-report R-2009-9. Leidschendam, NL. (47 pp).

Beunen, R., C.F. Jaarsma, en R.J. Kramer (2004). Counting of visitors in the Meijendel dunes, The Netherlands. *Journal of Coastal Conservation*, 10(1-2), 109-118.

Brandenburg, C., en A. Ploner (2002). Models to predict visitor attendance levels and the presence of specific user groups. In: Arnberger, A., C. Brandenburg, en A. Muhar (eds.), *Monitoring and management of visitor flows in recreational and protected areas*. Conference proceedings, Bodenkultur University Vienna, Austria, 2002, 166-172.

Dill, J., en T. Carr (2003). Bicycle commuting and facilities in major US cities. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 1828, 116-123.

Emmerson, P., T.J. Ryley, en D.G. Davies (1998). The impact of weather on cycle flows. *Traffic Engineering & Control*, 39(4), 238-243.

Hanson, S., en P. Hanson (1977). Evaluating the impact of weather on bicycle use. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 629, 43-48.

Heinen, E., B. van Wee, en K. Maat (2010). Commuting by bicycle: an overview of the literature. *Transport Reviews*, 30(1), 59-96.

Hendriks, A. (2002). *After raining, the sun will shine again*. (MSc-thesis). Wageningen University, the Netherlands. (98 pp. in Dutch).

Jaarsma, C.F. (1990). Temporal variations of bicycle traffic flows in the Netherlands. *Transportation and Traffic Theory. Proceedings of the eleventh international symposium on transportation and traffic theory*, Yokohama, Japan, 1990, 443-459. Elsevier, New York.

Jaarsma, C.F., en F.J. Wijnstra (1995). *Coincidence or trend? A method for analysis of temporal variation of daily bicycle traffic flows*. Paper presented at the seventh world congress on transportation research, Sydney, Australia, 1995.

Keay, K., en I. Simmonds (2005). The association of rainfall and other weather variables with road traffic volume in Melbourne, Australia. *Accident Analysis and Prevention*, 37(1), 109-124.

KNMI (Koninklijk Nederlands Meteorologisch Instituut) (2009). Daggegevens KNMI-stations. Opgehaald 2009 van: <http://www.knmi.nl/klimatologie/daggegevens/download.cgi>.

Lam, W.H.K., H. Shao, en A. Sumalee (2008). Modeling impacts of adverse weather conditions on a road network with uncertainties in demand and supply. *Transportation Research Part B: Methodological*, 42(10), 890-910.

Loomis, J.B. (2000). Counting on recreation use data: a call for long-term monitoring. *Journal of Leisure Research*, 32(1), 93-96.

Nankervis, M. (1999). The effect of weather and climate on bicycling commuting. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 33(6), 417-431.

Parkin, J., M. Wardman, en M. Page (2008). Estimation of the determinants of bicycle mode share for the journey to work using census data. *Transportation*, 35(1), 93-109.

Rietveld, P., en V. Daniel (2004). Determinants of bicycle use: do municipal policies matter? *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 38(7), 531-550.

V&W/DVS (Ministry of Transport) (2009). Kerncijfers MON 2009, The Hague/Rotterdam.

Waldman, J.A. (1977). *Cycling in towns: A quantitative investigation*. LTR1 Working paper 3. Department for Transport, London.