

Beïnvloeding zonder zintuiglijk contact?

Empirische toetsing met interventiemodellen

F.J.R. van de Pol en J.A.A. de Beer*

Summary

Extrasensorial influence? An empirical test employing intervention models

There is a problem in determining whether or not a particular event has any effect on certain social phenomena because of our lack of knowledge as to what would have happened if the event had not taken place. By means of intervention models it can be tested statistically whether after the event particular variables move in different ways from what would have been expected in normal circumstances. In this paper it is examined whether the possibility of extrasensorial influence can be ruled out. The research focuses on the claimed positive effect of groupwise meditation and prayer on among others criminality figures and traffic accidents in the Netherlands.

1. Inleiding

Wetenschappelijke discussies over controversiële onderwerpen laten zich niet eenvoudig door resultaten van empirisch onderzoek beslissen. Bij elk empirisch onderzoek kunnen wel vraagtekens worden geplaatst en van die mogelijkheid wordt veelal gretig gebruik gemaakt wanneer de resultaten niet in overeenstemming zijn met de (theoretisch) verwachte uitkomsten. Niettemin is het nuttig controversiële hypothesen zoveel mogelijk aan empirische

* De auteurs danken M. ten Dam, F. Huls, B. Kersten, I. Kortbeek, D. Koper, K. Oudhof, B. T. Rijken van Olst en W. Sijben voor aanvullingen en kritische opmerkingen en het CBS voor het ter beschikking stellen van weekreeksen van verkeersongevallen. De inhoud van dit artikel is alleen voor de verantwoordelijkheid van de auteurs.

toetsing te onderwerpen. Herhaalde verwerping van een bepaalde hypothese zal de geloofwaardigheid van degenen die toch aan die hypothese vasthouden niet ten goede komen, terwijl omgekeerd in het geval dat veelvuldig zou blijken dat de hypothese niet kan worden verworpen, het standpunt van degenen die de hypothese bestrijden moeilijker te verdedigen is.

De hypothese dat beïnvloeding zonder zintuiglijk contact mogelijk is, mag zeker controversieel worden genoemd. Vooral als gesteld wordt dat die beïnvloeding tot stand komt door cursussen of congressen van spirituele aard en dat de invloed merkbaar zou zijn op bijvoorbeeld de criminaliteitscijfers voor heel Nederland zal menigeen de wenkbrauwen fronsen. Men kan natuurlijk deze veronderstelde causale relatie als onzin bestempelen en daarmee de zaak als afgedaan beschouwen. Vanuit wetenschappelijk oogpunt lijkt het evenwel meer zinvol om met een zo goed mogelijk gebruik van statistische methoden te onderzoeken in hoeverre het beschikbare empirische materiaal de hypothese ondersteunt dan wel neerlegt. In dit rapport is hier toe een poging ondernomen.

De laatste jaren is in de Verenigde Staten onderzoek gedaan naar het verband tussen misdaadcijfers en meditatie.¹ In 24 steden waar 1% van de bevolking in 1972 was begonnen met mediteren bleek het misdaadcijfer minder te stijgen dan in 24 controlesteden (Bohrland en Landrith III, 1976; Dillbeck e.a., 1981). Varianten op dit onderzoek, waarbij meer steden werden bestudeerd (Giles, 1978) of andere analysemethoden werden toegepast (Dillbeck, 1981) ondersteunen deze bevinding. Recenter onderzoek heeft zich niet alleen gericht op misdaadcijfers maar ook op andere sociale indicatoren, namelijk verkeersongevallen, moorden, zelfmoorden, beursindexen, etc. Bovendien bestudeerde men niet meer het percentage mediterenden in een bepaalde plaats, maar onderzocht men het effect van meditatiecursussen waar gezamenlijk gemediteerd wordt en tevens de 'sidhi's' beoefend worden (Reeves, 1980, Burgmans e.a., 1985, Sijben, 1983). 'Sidhi's' zijn technieken voor bewustzijnszuivering door het leren van paranormale vermogens (Patanjali, 1979), zoals die geleerd worden door Maharishi Mahesh Yogi.

De vraag die in dit artikel bestudeerd wordt is of er empirische grond is voor de bewering dat een groep mensen het handelen van derden kan beïnvloeden zonder (indirect) zintuiglijk contact. Hiertoe wordt het effect van vijf meditatiecursussen op een zevental Nederlandse sociale indicatoren onderzocht. Behalve het totaal van de ter kennis van de politie gekomen misdrijven worden in het criminele vlak ook de ernstige misdrijven, de moorden, geanalyseerd. Daarnaast worden twee indicatoren voor de verkeersveiligheid onderzocht: het aantal verkeersongelukken met schade en het aantal verkeersslachtoffers. Ten slotte zijn ook de bedrijfsongevallen, het aantal

branden, de zelfmoordcijfers en de lokale beursindex van Nederland geanalyseerd.

In paragraaf 2 wordt beknopt ingegaan op theoretische overwegingen die het mogelijke optreden van dit soort effecten beogen te verklaren. Paragraaf 3 besteedt aandacht aan de empirische onderbouwing van met name veronderstelde effecten op misdaadcijfers in eerder onderzoek. In paragraaf 4 wordt uiteengezet hoe het bestaan van dergelijke effecten kan worden getoetst met behulp van interventiemodellen. Het empirische materiaal waarop die toetsing betrekking heeft wordt besproken in bijlage A. Ten slotte worden de resultaten gepresenteerd en besproken.

2. Theorie

Wanneer een gelijktijdig effect van meditatiecursussen op zo uiteenlopende verschijnselen als het voorkomen van misdrijven, verkeersongelukken en zelfmoorden zou optreden, zou men dat kunnen beschouwen als evenzovele causale processen. Maar het valt niet in te zien hoe een groep mensen die zich voor enige tijd afzondert van de buitenwereld fysieke invloed kan uitoefenen op al deze soorten gebeurtenissen. Er is weliswaar in een aantal gevallen publiciteit over geweest, maar niet zo omvangrijk. Bovendien was het niet altijd positieve publiciteit. Het lijkt daarom het beste om bij wijze van verklaring latente variabelen te definiëren, variabelen die niet rechtstreeks waarneembaar zijn.

De dieptepsychologie werkt al tientallen jaren met het multidimensionele begrip collectief onderbewustzijn. De socioloog Durkheim (1969) (Goddijn, 1969) hanteerde het begrip sociaal bewustzijn, onder meer als hij wilde verklaren waarom de meeste mensen zich aan bepaalde regels houden die de ordeelijkheid van de samenleving waarborgen. Het collectief bewustzijn dat bij Durkheim een deel is van het sociale bewustzijn, omschrijft hij als het geheel van overtuigingen en gevoelens dat gedeeld wordt door de gemiddelde leden van dezelfde samenleving. Het heeft niet één enkele instantie als drager, maar is per definitie over de gehele samenleving verspreid.

Een kort overzicht van sociologische theorieën op dit gebied wordt gegeven in Ransijn (1980) en uitgewerkt in het proefschrift van Ransijn (1983). Vanuit criminologisch perspectief behandelt Dessaur (1982) een denkwijze waarin het bewustzijn centraal staat vanuit de oudheid tot heden. In Dillbeck e.a. (1981) en Sijben (1983) wordt het collectieve bewustzijn in verband gebracht met de veldtheorie uit de quantumfysica. Het vacuümveld, dat een

centrale plaats in deze theorie inneemt, zou tevens de basis zijn van het (collectieve) bewustzijn. Over het menselijke bewustzijn en de moderne fysica zijn verschillende populariserende boeken verschenen, waaronder Capra (1977).

Veel van deze theorieën treffen het wetenschapsfilosofische verwijt dat zij zo vaag en algemeen zijn of zoveel latente variabelen introduceren dat falsificatie onmogelijk is (Opp, 1973). Wij zullen daarom trachten het scheermes van Ockham te hanteren en ons te beperken tot het noodzakelijke. De theorie kan in drie hoofdpunten worden samengevat. Ten eerste wordt er een psychische verbondenheid tussen de mensen gepostuleerd, een collectief bewustzijn. De mate van verbondenheid is sterker bij een kleinere culturele afstand; de verbondenheid tussen landgenoten is sterker dan die tussen willekeurige leden van de wereldbevolking.

Ten tweede heeft dit collectieve bewustzijn tenminste één kenmerk, namelijk de mate van ordelijkheid (die men ook harmonie of zuiverheid kan noemen). Ordelijkheid komt tot uiting in een geringe mate van misdaad (a). Voordat in Nederland meditatiecursussen plaatsvonden waar de sidhi's beoefend werden (in 1978)² zijn voorts als kenmerken onder andere genoemd: minder ongelukken (b), minder zelfdestructief gedrag (c), meer harmonie in het gezin (d) en meer economische activiteit (e). Concrete sociale indicatoren voor deze concepten zijn onder meer: a. *misdaadcijfers*, waaronder inbraken, *moorden* en verkrachtingen, b. *verkeersongelukken*, *verkeersslachtoffers*, *bedrijfsongevallen* en *branden*, c. *zelfmoorden* en drankgebruik, d. echtscheidingen en tenslotte e. de *lokale beursindex* van een land. De cursief gedrukte indicatoren worden in dit artikel onderzocht. Literatuur over verwant onderzoek naar een aantal van deze indicatoren zal in paragraaf 3 worden genoemd.

Ten derde wordt het collectieve bewustzijn beïnvloed door alle mensen. De ordelijkheid van het collectieve bewustzijn wordt onder meer beïnvloed door meditatie en het (al dan niet groepsgewijs) beoefenen van sidhi's, zoals dat gebeurt bij de reeds genoemde cursussen. De vraag die in dit artikel bestudeerd wordt is: Kan een groep mensen het handelen van derden beïnvloeden zonder (indirect) zintuiglijk contact? Volgens deze theorie is dit mogelijk, namelijk via het collectieve bewustzijn.

3. Eerder onderzoek en verdere operationalisering van de theorie

De veronderstelde invloed van meditatie op de ordelijkheid van het collectieve bewustzijn wordt merkbaar wanneer circa 1% van de bevolking van een

stad of een land mediteert. Maharishi Mahesh Yogi noemde in 1968 als eerste deze grens van 1%. Ondersteuning van de hypothese dat er bepaalde drempels bestaan in het collectieve bewustzijn van een culturele eenheid kan onder meer worden gevonden in oecologisch onderzoek (Keyes, 1983).

Borland en Landrith III (1976) verrichtten het eerste onderzoek naar het '1%-effect' op sociologisch gebied. Dillbeck e.a. (1981) hebben dit onderzoek gerepliceerd met meer steden en een betere methodologie. Zij vonden een significant verschil in de toename van de misdaadcijfers tussen de steden waar 1% van de bevolking was begonnen met mediteren en de controlesteden. In de periode 1972-1977 werd het misdaadcijfer in de 1%-steden 1,1 maal hoger en in de controlesteden 1,33 maal hoger.

Met een andere onderzoeksopzet vond Giles (1978) ook een verband tussen meditatie en misdaadcijfers. Hij bestudeerde de 56 steden in de VS met meer dan 250 000 inwoners. Dillbeck (1981) trok een aselechte gestratificeerde steekproef van 160 steden. Hij paste 'cross-lagged' panelanalyse toe en onder de veronderstelling dat het model correct is concludeerde hij dat ofwel meditatie lagere misdaadcijfers veroorzaakt ofwel het misdaadcijfer van invloed is op het percentage van de bevolking dat mediteert. Een meer uitgebreide behandeling van de literatuur op dit gebied is te vinden in Sijben (1983).

De bevindingen met percentages mediterenden zijn in zoverre niet overtuigend dat er geen sprake kan zijn van een gecontroleerd experiment. Het is niet mogelijk om de experimentele conditie, het mediteren van 1% van de bevolking, aselekt aan steden toe te wijzen. Dit betekent dat uitspraken over statistische significantie met de nodige omzichtigheid moeten worden geïnterpreteerd. Voorts kan de steekproef in criminologisch opzicht afwijken van andere steden. De bovengenoemde onderzoekers zijn zich hiervan wel bewust geweest en hebben de invloed van het aantal criminologische variabelen uitgeschakeld. Niettemin blijft altijd de mogelijkheid bestaan dat er een onbekende achterliggende oorzaak buiten de analyse is gelaten die in bepaalde steden grote aantallen mensen ertoe bracht om te gaan mediteren en tevens in deze steden gedurende een aantal jaren de misdaadcijfers deed afnemen of minder sterk deed toenemen. Bovendien mag niet worden uitgesloten dat deze onderzoekers zich schuldig hebben gemaakt aan selectieve rapportage. Het zou kunnen zijn dat zij vele sociale indicatoren hebben onderzocht, alleen bij misdaadcijfers een effect vonden en alleen dit resultaat rapporteerden.

Verder onderzoek met andere gegevens is derhalve gewenst; bij voorkeur onderzoek dat een grotere gelijkenis vertoont met een experiment. Er is echter een gebrek aan bruikbare getalsmatige gegevens over activiteiten die van

invloed zouden kunnen zijn op de ordelijkheid en collectief bewustzijn, vooral wanneer men (om het onderzoek te vereenvoudigen) alleen nationale effecten wil bestuderen. De gegevens over meditatiecursussen, waarbij men groepsgewijs mediteert en de sidhi's beoefent, die (alweer) afkomstig zijn van de transcendentie-meditatie-(TM)beweging, zijn daarentegen wel vrij hard (bijlage A). Daarnaast zijn ook over de halfjaarlijkse bijeenkomsten van enige honderden aanhangers van het Bahai-geloof getalsmatige gegevens voorhanden (bijlage A). Zowel de meditatiecursussen als de Bahai-congressen lijken meer op een experiment dan het onderzoek naar het 1%-effect. Men kan weliswaar niet alle omstandigheden constant houden, maar men kan wel de experimentele conditie manipuleren en onderzoeken of het veronderstelde gevolg mee varieert.

Er wordt gesteld dat groepsgewijs beoefenen van sidhi's ook bij een relatief klein aantal deelnemers al tot een grotere ordelijkheid van het collectieve bewustzijn leidt. Op grond van analogieën met onder meer laserlicht wordt wel verondersteld dat er een kwadratisch verband is tussen het aantal deelnemers en de grootte van de bevolking die positief wordt beïnvloed. Er zou zich een '1%-effect' voordoen bij een bevolkingsaantal van y personen als een aantal van $x \geq 0,1 \sqrt{y}$ deelnemers groepsgewijs de sidhi's beoefent. Voor Nederland, dat op 1 januari 1981 14 286 000 inwoners had (CBS, 1983) zouden meer dan 378 deelnemers een nationaal effect moeten veroorzaken. In Burgmans e.a. (1985) wordt een formule voorgesteld om het veronderstelde effect van verschillende gelijktijdige meditatiecursussen in één land te berekenen. Deze formule is toegepast in bijlage A, tabel A2 (voetnoot b).

Dat een zo klein aantal mensen enig effect zou kunnen hebben op alle Nederlanders lijkt wellicht onaannemelijk. Niettemin heeft Orme-Johnson (1982) bij proefpersonen veranderingen in het elektro-encefalogram (EEG) vastgesteld wanneer op 1900 kilometer afstand 2500 deelnemers aan een cursus mediteerden en de sidhi's beoefenden. Er was een significante toename van de 'intersubjectieve coherentie' over alle hersengolf frequenties (Sijben, 1983); de overeenkomst tussen de proefpersonen in het hersengolfpatroon nam toe.

Het $\sqrt{1\%}$ -effect is empirisch onderzocht door Reeves (1980), Burgmans e.a. (1985) en Sijben (1983). Reeves doet verslag van een meditatiecursus met driehonderd deelnemers in Rhode Island gedurende de zomer van 1978. In dit geval zijn niet alleen misdaadcijfers onderzocht maar ook andere sociale indicatoren, namelijk bierconsumptie, aantal zelfmoorden, aantal overledenen ten gevolge van cirrose, overledenen ten gevolge van andere doodsoorzaken en ook echtscheidingen. Bovendien werden misdaadcijfers gepresen-

teerd in zeven categorieën: inbraak, ernstige mishandeling, beroving, verkrachting, diefstal, autodiefstal en moord.

De tijdreeksen van Rhode Island zijn zo kort dat een complete tijdreeksanalyse onmogelijk is. Er zijn slechts cijfers van zes opeenvolgende zomers. Wanneer hierdoor een lineaire trend gepast wordt kan er echter wel een grove benadering worden gemaakt van de verwachte cijfers voor het geval dat er geen cursus was geweest. Onder deze assumptie van een lineaire trend blijken vier van de twaalf indicatoren significant af te wijken van de verwachte waarden. Er was een duidelijke daling van het aantal inbraken; de kans dat de 'geen effect'-hypothese ten onrechte wordt verworpen is $p = 0,2\%$. Voorts was er een significante daling van de bierconsumptie ($p = 1,4\%$) en van het aantal echtscheidingen ($p = 3,8\%$). Het aantal verkrachtingen was echter exceptioneel hoog ($p = 3,8\%$). Daarnaast was er in de zomer van de cursus een in het oog lopende, maar niet significante daling van het aantal zelfmoorden ($p = 5,8\%$) en het aantal moorden ($p = 6,7\%$).

Het mogelijke effect van Nederlandse meditatiecursussen dat in dit artikel wordt onderzocht, werd voor een deel reeds bestudeerd door Burgmans e.a. (1985) en Sijben (1983). Zij analyseerden echter minder tijdreeksen en pasten een andere methode toe dan in dit artikel is gedaan. In dit artikel wordt een benadering gevolgd waarbij voor iedere variabele de vorm van het tijdreeksmodel wordt gebaseerd op het specifieke verloop van die tijdreeks, terwijl de genoemde auteurs a priori één tijdreeksmodel kozen voor de bestudeerde reeksen.

4. Methode

De vraag die moet worden beantwoord is of op een bepaald tijdstip verschillende variabelen zich ten gevolge van een bijzondere gebeurtenis anders hebben gedragen dan zonder het plaatsvinden van die gebeurtenis het geval zou zijn geweest. Het probleem bij het beantwoorden van deze vraag is uiteraard dat er maar één waarneming is voor een bepaald tijdstip: er is geen waarneming voor het geval dat die gebeurtenis zich niet zou hebben voorgedaan. Er dient derhalve een schatting te worden gemaakt van de waarde van de variabele die 'normaal' zou zijn verwacht. Een mogelijkheid daartoe bieden stochastische tijdreeksmodellen. Met behulp van dergelijke modellen kan worden bepaald welke waarde van een variabele op een bepaald tijdstip is te verwachten op grond van het voorafgaande verloop van die variabele. Daarbij wordt niet slechts een puntschatting maar tevens een interval bepaald. Wanneer de waarneming buiten dat interval blijkt te vallen is er sprake van een 'significante' afwijking van het verwachte verloop.

Een positief toetsingsresultaat kan echter niet uitsluiten dat andere gebeurtenissen de afwijkingen in de waarnemingen hebben veroorzaakt. Er moet derhalve worden vastgesteld dat het vinden van een statistisch significante afwijking geen bewijs van causaliteit vormt. De hypothese dat andere oorzaken dan een meditatiecursus een significante afwijking hebben bewerkstelligd wordt echter minder aannemelijk naarmate er meer indicatoren een significante afwijking vertonen op de voorspelde tijdstippen en naarmate het aantal tijdstippen groter is waarop een effect is voorspeld dat zich ook heeft voorgedaan.

Uitgangspunt vormt het zogenaamde ARIMA-model (zie bijvoorbeeld Box en Jenkins, 1970). Er wordt een univariaat stochastisch tijdreeksmodel gespecificeerd waarvan men goede redenen heeft om te veronderstellen dat het dezelfde statistische eigenschappen heeft als het stochastische proces dat wordt verondersteld aan de waarnemingen ten grondslag te liggen. De tijdreeks van opeenvolgende waarnemingen wordt beschouwd als een realisatie uit een denkbare populatie van reeksen die door het proces voortgebracht hadden kunnen zijn. De bedoeling is om eigenschappen van die populatie af te leiden uit de gerealiseerde reeks.

Box en Jenkins (1970) hebben een iteratieve procedure ontwikkeld die, na zonodig meermalen te zijn doorlopen, moet leiden tot de specificatie van een model dat wordt geacht de onderlinge relatie tussen de waarnemingen op verschillende tijdstippen van een tijdreeks te beschrijven. Het gaat er daarbij om te bepalen welk gedeelte van de ontwikkeling van de variabele kan worden voorspeld op grond van de ontwikkeling van die variabele in het verleden, en welk gedeelte moet worden toegeschreven aan het optreden van – onvoorspelbare – storingen. Op grond van een schatting van de variantie van de storingen kan, uitgaande van de veronderstelling dat de storingen normaal zijn verdeeld met verwachting nul, voor ieder tijdstip een interval worden vastgesteld met een bepaalde kans (bijvoorbeeld 95%) dat het de waarneming bevat.

De procedure van Box en Jenkins bestaat eruit dat eerst op grond van het autocorrelatiepatroon van de waarnemingen een specifiek ARIMA-model wordt geïdentificeerd. Vervolgens worden de parameters van dat model geschat voor de beschikbare waarnemingen. Hierna wordt door middel van een analyse van het patroon van de residuen nagegaan of inderdaad het optimale ARIMA-model is geschat. Als er zich een systematisch patroon in de residuen voordoet, is de specificatie niet optimaal, daar er blijkbaar nog een voorspelbare component in de reeks aanwezig is die niet in het model is opgenomen. Het model dient dan te worden aangepast.

Bij de identificatie van een ARIMA-model gaat het er in de eerste plaats om

de waarnemingen te herleiden tot een stationaire reeks, dat wil zeggen tot een reeks waarvan de samenhang tussen waarnemingen die een bepaald tijdsinterval van elkaar liggen, niet varieert in de tijd. De bedoeling is immers om een model te vinden dat onveranderd voor de gehele onderzochte periode geldt. Wanneer aan waarnemingen een stationair proces ten grondslag ligt, zullen die waarnemingen rond een constant niveau fluctueren en zal de variantie niet toe- of afnemen in de tijd. In veel gevallen kan men de waarnemingen, Y_t , herleiden tot een stationaire reeks, y_t , door van iedere waarneming de direct voorafgaande waarneming, Y_{t-1} , af te trekken: $y_t = \nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1}$. Indien dit niet afdoende is, kunnen tweede verschillen worden bepaald: $\nabla^2 Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, enz.

Het ARIMA-model dat vervolgens wordt opgesteld, ziet er in algemene vorm als volgt uit:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \epsilon_t - \theta_1 \epsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \epsilon_{t-q} \quad (3)$$

waarbij $Y_t = \nabla^d Y_t$; de ϕ_i 's zijn autoregressieve (AR) coëfficiënten; de θ_i 's zijn 'moving average' (MA) coëfficiënten; ϵ_t is een normaal verdeelde storingsterm met $E(\epsilon_t) = 0$, $E(\epsilon_t^2) = \sigma_\epsilon^2$, $E(\epsilon_t \epsilon_{t+k}) = 0$ voor $k \neq 0$. Dit model wordt aangeduid als ARIMA (p, d, q). Een verkorte schrijfwijze is

$$\phi(B)y_t = \theta(B)\epsilon_t \quad (4)$$

waarbij

$$\phi(B) = 1 - \sum_{i=1}^p \phi_i B^i \quad (5)$$

en

$$\theta(B) = 1 - \sum_{i=1}^q \theta_i B^i \quad (6)$$

B is een vertragsingsoperator, zodat $B^i x_t = x_{t-i}$.

De modelidentificatie (bepaling van de waarden van p , d en q) kan plaatsvinden aan de hand van autocorrelatiecoëfficiënten (ac's) en de partiële autocorrelatiecoëfficiënten (pac's). De ac bij een interval k , r_k , geeft de correlatie tussen y_t en y_{t-k} aan, terwijl de pac, ϕ_{kk} , aangeeft welke bijdrage y_{t-k} kan

leveren aan de verklaring van y_t als rekening wordt gehouden met de invloed van de tussenliggende waarnemingen $y_{t-1}, \dots, y_{t-k+1}$. De ac kan worden geschat met

$$r_k = \frac{\sum_t (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_t (y_t - \bar{y})^2} \quad (7)$$

waarbij \bar{y} het gemiddelde van y_t is. De pac bij interval k is gelijk aan de k^e coëfficiënt in een AR(k)-model.

Een vergelijking van het patroon van de geschatte ac's en pac's met de ac- en pac-waarden zoals die op grond van de verschillende specificaties van het ARIMA-model kunnen worden verwacht, kan een indruk geven van de waarden die moeten worden gekozen voor p , d en q . Allereerst moet het aantal differenties d worden bepaald, zodanig dat een stationaire reeks wordt verkregen. Niet-stationariteit manifesteert zich in een langzame en bijna lineaire afname van de ac's. Wanneer de waarde van d is bepaald, kunnen waarden voor p en q worden gekozen aan de hand van het patroon van de ac's en pac's van de reeks $y_t = \nabla^d Y_t$.

Een MA-proces van de orde q wordt gekenmerkt door de eigenschap dat $r_k = 0$ voor $k > q$. Dit volgt eenvoudig uit de veronderstelling dat $\text{cov}(\epsilon_t, \epsilon_{t+k}) = 0$. Als y_t en y_{t+k} geen overlappende termen bevatten – dus als $k > q$ – is de correlatie tussen y_t en y_{t+k} nul. Een AR-proces van de orde p wordt gekenmerkt door de eigenschap dat $\phi_{kk} = 0$ voor $k > p$. Dit volgt rechtstreeks uit de definitie van een AR-proces. De pac-functie van een MA-proces en de ac-functie van een AR-proces nemen exponentieel af, al dan niet met een gedempte golfbeweging. Bij een gemengd proces wordt dit patroon vertoond door zowel de ac- als de pac-functie. In de praktijk dringt zich bij het beschouwen van de ac's en de pac's lang niet altijd een ondubbelzinnige keuze op voor een bepaald model. Maar in de 'diagnostische' fase van de Box-Jenkins-procedure kunnen zwakke punten van een in eerste instantie gekozen model worden gesignaleerd, hetgeen tot de keuze voor een ander model kan leiden.

Wanneer er diverse waarnemingen per jaar beschikbaar zijn, zal zich in veel gevallen een seizoenpatroon voordoen. Een seizoenpatroon manifesteert zich door het optreden van autocorrelatie bij een interval van twaalf perioden in het geval van maandcijfers. Door autoregressieve en 'moving average'-operatoren op te nemen die betrekking hebben op dat interval, kan bij de modelformulering op betrekkelijk eenvoudige wijze rekening worden gehouden met het optreden van een seizoenbeweging:

$$\phi(B)\Phi(B^S) \nabla^d \nabla_S^D Y_t = \theta(B)\Theta(B^S)\epsilon_t \quad (8)$$

waarbij

$$\phi(B^S) = 1 - \sum_{i=1}^P \Phi_i B^{is} \quad (9)$$

en

$$\theta(B^S) = 1 - \sum_{i=1}^Q \Theta_i B^{is} \quad (10)$$

$$\nabla_S = 1 - B^S$$

Wanneer er zich bijzondere omstandigheden voordoen die tot afwijkende waarnemingen leiden, kunnen dummy-variabelen in het model worden opgenomen. Dit zijn variabelen met waarde 1 in de desbetreffende maand(en) en waarde 0 in de voorgaande maanden. Met dummy-variabelen kan men op verschillende manieren de invloed op een proces modelleren. Er kan onderscheid worden gemaakt tussen een 'pulse' die tot een eenmalige uitschieter leidt, waarna terugkeer naar het oude niveau volgt, en een 'stap' die tot een blijvend hoger (of lager) niveau leidt. Effecten van dummy-variabelen kunnen worden gemodelleerd met behulp van een zogenaamd interventiemodel (zie bijvoorbeeld Box en Tiao, 1975):

$$y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} \nabla^d D_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \epsilon_t \quad (11)$$

waarbij

$$\omega(B) = \sum_{i=0}^r \omega_i B^i \quad (12)$$

de grootte van de afwijking (ω_i) weergeeft en de vertraging waarmee de interventie invloed uitoefent en waarbij

$$\delta(B) = 1 - \sum_{i=1}^k \delta_i B^i \quad (13)$$

aangeeft of er sprake is van een geleidelijk uitdempend effect. D_t is een dummy-variabele: een 'pulse' als $D_t = 1$ voor $t = T$ en $D_t = 0$ voor $t \neq T$ en een 'stap' als $D_t = 0$ voor $t < T$ en $D_t = 1$ voor $t \geq T$.

De vraag of bepaalde gebeurtenissen effect hebben op het verloop van een variabele kan geoperationaliseerd worden als de vraag of de in het model opgenomen coëfficiënten van ω_i significant van nul verschillen. Bij het onderzoek naar het mogelijke effect van meditatiecursussen op maandbasis is verondersteld dat het effect op de te onderzoeken variabele zich alleen voordoeft in de maand waarin de cursus plaatsvindt, dat wil zeggen de dummy $D_t = 0$ voor alle tijdstippen behalve de interventietijdstippen zelf.

$$y_t = \sum_i \omega_i D_{it} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \epsilon_t \quad (14)$$

Het voornaamste argument voor deze keuze is dat cijfers van een bepaalde maand over misdaad, ongelukken en zelfmoord geen invloed kunnen hebben op het gedrag van mensen in de daaropvolgende maand, omdat die cijfers dan nog niet beschikbaar zijn. Alleen bij de beursindex zijn de meest recente cijfers wel bekend en is aannemelijk dat ze het gedrag beïnvloeden. Daarom is onderzocht of de meditatiecursussen en Bahai-congressen samenvielen met een stijging van de beursindex die niet onmiddellijk gevolgd werd door een daling (een 'stap'-effect). Dit is gemodelleerd door in plaats van de gewone beursreeks I_t de reeks van eerste verschillen VI_t te analyseren en dezelfde 'pulse'-dummy te gebruiken als bij de andere reeksen.

5. Resultaten interventie-analyse

In bijlage B wordt beschreven hoe voor alle onderzochte variabelen univariate modellen zijn geschat die bedoeld zijn om het voorspelbare gedeelte van de ontwikkeling van de verschillende variabelen te bepalen. In geen van de gevallen kan het patroon van de residuen worden onderscheiden van dat van witte ruis. Dit rechtvaardigt de veronderstelling dat de modellen geschikt zijn om voor elk tijdstip de te verwachten waarde vast te stellen. Door dummy-variabelen toe te voegen, kan worden onderzocht of zich op bepaal-

de tijdstippen 'significante' afwijkingen van die verwachte waarden hebben voorgedaan.

5.1. Maandreeksen

Op grond van de in bijlage A (tabel A1) vermelde data is gekozen voor vier dummies bij de analyse van de maandreeksen:

- $D_{1t} = 1$ december 1978
 $D_{2t} = 1$ januari 1979
 $D_{3t} = 1$ augustus en december 1981
 $D_{4t} = 1$ juli en augustus 1982
 $D_{it} = 0$ voor alle reeksen in de overige maanden

Daar de bijeenkomsten in augustus en december 1981 ongeveer hetzelfde aantal deelnemers hadden (circa 400) is voor deze bijeenkomsten één dummy gekozen. Hetzelfde geldt voor de bijeenkomsten van juli en augustus 1982 (circa 150 deelnemers). De geschatte interventiemodellen zijn opgenomen in bijlage B. De coëfficiënten van de dummy-variabelen zijn vermeld in tabel 1.

Tabel 1. De geschatte afwijkingen in de maanden waarin cursussen plaatsvonden en hun overschrijdingskansen

Sociale indicator	Dec. 1978		Jan. 1979		Aug. + dec. 1981		Juli + aug. 1982		Gemiddelde 1978-1982
	afw.	p (%)	afw.	p (%)	afw.	p (%)	afw.	p (%)	
<i>misdrijven</i>	-2554	22	-7946	0	-3302	3	-2080	22	59609
moorden	3	35	3	39	1	67	5	1	9
verkeersongevallen	198	39	-1333	0	-453	1	-173	40	4066
verkeersslachtoffers	17	36	-64	0	-28	10	-11	64	163
bedrijfsongevallen	-779	11	-1315	1	-696	10	102	75	6756
branden	-185	73	-14	98	-261	45	111	81	2535
zelfdoding	-9	32	-27	1	-21	0	-10	14	116
multivariate toets		45		0		2		9	

NB Een p -waarde van 0 staat voor 'minder dan 0,5%'.

Tevens wordt de tweezijdige overschrijdingskans p gegeven. In die gevallen waar op grond van de theorie en vorig onderzoek duidelijk kan worden aangegeven dat een daling wordt verwacht (zoals bij de misdrijven) mag deze kans door twee worden gedeeld. De overschrijdingskans is de kans dat men ten onrechte concludeert dat de geconstateerde afwijking uitzonderlijk is. Hoe kleiner p is, des te uitzonderlijker is de afwijking; $p < 5\%$ geldt als 'significant'.

Tabel 1 toont dat ten tijde van de grote Nederlandse cursussen in augustus en december 1981 bij verschillende indicatoren zich significante afwijkingen voordeden. Toetst men tweezijdig, dan wijken drie van de zeven reeksen significant af op deze tijdstippen; toetst men eenzijdig dan vindt men bij vier van de zeven reeksen exceptionele waarnemingen. (Niet bij vijf van de zeven, want de eenzijdige overschrijdingskans is alleen bij de bedrijfsongevallen kleiner dan 5% ($4,8\%$), niet bij de verkeersslachtoffers, $p = 5,2\%$.) De hypothese dat alle zeven reeksen een uitzonderlijke waarneming zouden vertonen is getoetst middels Hotelling's T^2 (De Beer en Van de Pol, 1985). Voor augustus en december 1981 moet de hypothese dat deze maanden niet uitzonderlijk waren worden verworpen ($p = 2\%$). Behalve de veronderstelde zuivering in het collectieve bewustzijn in deze maanden zijn wellicht ook andere redenen denkbaar waarom deze twee maanden gunstig scoren.

Dit onderzoek is niet het eerste onderzoek waar geconstateerd wordt dat tijdens een meditatiecursus waar groepsgewijs de sidhi's beoefend worden het misdaadcijfer lager was dan normaal (Reeves, 1980). Causaliteit kan zoals gezegd echter niet worden bewezen. Er vonden in augustus en december 1981 (in beide maanden) circa 3302 minder misdrijven plaats dan normaal, een afwijking van -5% ten opzichte van het gemiddelde over de jaren 1978 tot en met 1982. Het 95% -betrouwbaarheidsinterval is echter groot, het loopt van bijna 0% tot -10% . Opvallend is het feit dat er geen daling werd geconstateerd in het aantal moorden, terwijl dat in Amerika wel het geval leek (paragraaf 3). Meditatiecursussen van deze omvang hebben in Nederland geen effect op de ernstigste misdrijven, de moorden.

De interventie-analyse van de overige tijdreeksen is meer exploratief van aard. De gegevens suggereren dat zich ten tijde van de beide grote meditatiecursussen minder ongelukken hebben voorgedaan, zowel op de weg als in bedrijven. De afwijking bedroeg circa -11% (met een ruime marge). Ook het aantal zelfmoorden is in augustus en december 1981 lager geweest dan normaal (-17%). Dit verband tussen meditatiecursussen en kleinere aantallen zelfmoorden is veel duidelijker dan wat Ganzeboom en de Haan (1982) vonden in hun studie naar het eventuele verband tussen publicatie over zelfmoorden en het feitelijke aantal zelfmoorden.

In paragraaf 3 werd gesteld dat een meditatiecursus van 378 deelnemers of meer een merkbaar effect zou moeten sorteren in Nederland. Een cursus van circa 150 deelnemers is dus te klein. Uit tabel 1 blijkt dat in juli en augustus 1982 zich inderdaad geen uitzonderlijke afwijkingen in positieve zin hebben voorgedaan. Het aantal moorden in deze maanden was zelfs exceptioneel groot.

Januari 1979 was blijkens tabel 1 een gunstige maand wat betreft misdrijven, ongevallen en zelfmoorden. Er vond in die maand een grote cursus in Duitsland plaats met Nederlandse deelnemers (bijlage A, tabel A1). Een verklaring die velen meer zal aanspreken is het weer in deze maand, dat werd gekenmerkt door zeer lage temperaturen en veel sneeuwval die het verkeer niet alleen hinderde maar ook (in het noorden van het land) gedeeltelijk lamlegde.³ In januari 1982 vond een ongeveer even grote cursus plaats op dezelfde plek, nu zonder Nederlandse deelnemers. Deze maand (niet weergegeven in tabel 1) vertoont geen effecten. Wellicht moet het veronderstelde effect van buitenlandse cursussen op Nederland bepaald worden door het effect te wegen met het proportionele aantal Nederlandse deelnemers. De Duitse cursus mét Nederlandse deelnemers was een beginnerscursus waarvoor de deelnemers bijeenkwamen op 26 december. Het werd echter pas een cursus waar de sidhi's geoefend werden vanaf circa 30 december. December 1978 was geen uitzonderlijke maand.

5.2. Weekreeksen

Aangezien de cursussen en congressen doorgaans maar één of twee weken duren en niet een maand, ligt het voor de hand waar mogelijk weekreeksen te bestuderen. Drie reeksen bleken beschikbaar op weekbasis, de beide verkeersreeksen en de beursindex. Op grond van de in bijlage A (tabel A1 en tabel A2) vermelde data is gekozen voor vijf dummies.

- $D_{1t} = 1$ 1-1-1979/7-1-1979 (week 1)
 $D_{2t} = 1$ 3-8-1981/16-8-1981 en 21-12-1981/3-1-1982 (weken 31, 32, 51 en 52)
 $D_{3t} = 1$ 18-7-1982/15-8-1982 (weken 29/32)
 $D_{4t} = 1$ 26-12-1983/8-1-1984 (week 52 in 1983 en week 1 in 1984)
 $D_{5t} = 1$ de 11 weken vermeld in bijlage A, tabel A2
 $D_{it} = \frac{1}{2}$ de week na iedere laatste bovengenoemde interventieweek
 $D_{it} = 0$ bij alle reeksen in de overige weken

Bij de analyse van de maandreeksen is er steeds van uitgegaan dat het even-

Tabel 2. De geschatte afwijkingen in de weken waarin cursussen. c.q. congressen plaatsvonden en hun overschrijdingskansen

Sociale indicator	Week 1 1979		Weken 31, 32, 51 en 52 1981		Weken 29 t/m 32 1982		Bahai-congressen (bijlage A, tabel A3)		Week 52 1983 en week 1 1984		Gemiddelde 1978 t/m 1982		
	afw.	p%	afw.	p%	afw.	p%	afw.	p%	afw.	p%			
verkeersongevallen	-105	29	-99	11	-159	5	-55	7	-6 ^a	92 ^a	-	958	
verkeersslachtoffers lokale beursindex (korte reeks)	-4	62	-6	21	-5	35	-7	0	-7	0	-	39	
multivariate toets		52		32		18		2		1 ^a	-		
lokale beursindex (lange reeks)	1,6	40	0,5	67	-1,0	35	0,6	62			6,2	0	- ^b

a. Bij dit cijfer is gecontroleerd voor seizoeninvloeden bij de verkeersongevallen.

b. Basis 1970 = 100.

tuele effect van een interventie in de maand daarna geheel was verdwenen. Voor de weekreeksen is onderzocht of zich ook in de weken na een interventie nog een afwijking voordoet. Behalve voor de weken van de interventies zelf werden ook dummy-variabelen opgenomen ter verklaring van eventuele afwijkingen in de eerstvolgende week en de daaropvolgende week. Er bleek reden om in de eerste week na een interventie een afwijking van ruwweg de halve grootte te verwachten. In de tweede week na een interventie werd geen afwijking geconstateerd. Deze conclusies zijn vooral gebaseerd op de analyse van de Bahai-congressen, waar de afwijkingen het kleinste betrouwbaarheidsinterval hebben.

Inspectie van tabel 2 leert dat de weken 31, 32, 51 en 52 uit de maanden augustus en december van 1981 niet zulke significante afwijkingen vertonen als bij de maandreeksen het geval was. De standaardafwijking van de residuen van de weekreeksen is echter verhoudingsgewijs 1,3 à 1,4 maal groter, zodat er minder krachtig getoetst kan worden.

Een opvallend resultaat in tabel 2 is dat steeds in de weken waarin Bahai-congressen plaatsvonden er minder verkeersslachtoffers vielen en waar-

schijnlijk ook minder verkeersongevallen plaatsvonden. Er kon krachtig getoetst worden omdat er 11 congressen plaatsvonden in de onderzochte periode (bijlage A, tabel A2). Een probleem is echter dat vijf van deze congressen steeds een jaar uiteenliggen; zij vonden rond de jaarwisseling plaats. Wanneer seizoendifferenties worden genomen volgens model (B11) dan is een effect op de verkeersongevallen niet meer terug te vinden. De vertekening van deze afwijking hoeft men dus niet (alleen) te zoeken in de Bahai-congressen, maar kan wellicht ook gevonden worden in de vakantieperiode of in kerstmis. Bij de reeks voor de verkeersslachtoffers gaf de autocorrelatie met vertraging 52 (0,06) geen aanleiding om seizoendifferenties te nemen. Bahai-congressen gaan samen met minder verkeersslachtoffers, circa 7 minder per week.

Van de lokale beursindex zijn ook meer recente weekcijfers bekend. Het was daardoor mogelijk de afwijkingen rond de jaarwisseling 1983/84 te bestuderen. In deze weken vond in de VS een meditatiecursus met 7000 deelnemers plaats waar de sidhi's beoefend werden, volgens de theorie voldoende voor een effect op het collectieve bewustzijn van de gehele wereldbevolking. De Nederlandse lokale beursindex steeg in deze weken aanzienlijk, volgens het interventiemodel met zo'n zes punten per week. Overigens is het gezien de grote stijging van de beursindex rond de jaarwisseling 1983/84 opmerkelijk dat de Nederlandse lokale beursindex nauwelijks steeg tijdens de Nederlandse meditatiecursussen in 1981. Rond de jaarwisseling 1984/85 vond een cursus met circa 5000 deelnemers plaats in Den Haag die om praktische redenen niet meer in de analyse is betrokken. In deze weken vonden wel weer opmerkelijke koersstijgingen plaats. (Zie ook voetnoot 3.)

6. Beschouwing

In dit artikel is onderzocht of zich in bepaalde perioden in de afgelopen zes jaar afwijkende waarnemingen hebben voorgedaan in aantallen misdrijven, moorden, verkeersongevallen, verkeersslachtoffers, bedrijfsongevallen, branden en zelfmoorden, alsmede in de hoogte van de beursindex. Het betreft perioden waarin grote meditatiecursussen werden gehouden of grote religieuze congressen. Er kon op grond van de theorie voor drie meditatiecursussen van twee weken een afwijking voor heel Nederland worden voorspeld: deze perioden zijn cursief gedrukt in tabel 1 en tabel 2. Eén cursus (in 1982) was zo klein dat hooguit een regionaal effect verwacht mocht worden en voor een andere, buitenlandse, cursus (in 1978/'79) was de theorie ontoc-

reikend om duidelijke voorspellingen te doen. Over het effect van religieuze congressen bestond geen kwantitatieve theorie.

De acht sociale indicatoren die onderzocht zijn werden geselecteerd op grond van de – op dit punt overigens vrij vage – theorie. Bijna iedere tijdreeks die een kortstondig effect zou kunnen weergeven kwam in aanmerking. Van alle beschikbare indicatoren die in aanmerking kwamen is steeds de meest algemene indicator voor Nederland geanalyseerd. Alleen bij de misdrijven is ook een deelreeks geanalyseerd, die van de moorden. De enige indicator waarvoor op grond van eerder onderzoek een afwijking kan worden voorspeld was het aantal misdrijven. De analyse van de overige zeven indicatoren droeg een meer exploratief karakter. Het aantal misdrijven bleek inderdaad significant lager te zijn in twee maanden waarin een grote meditatiecursus plaatsvond.

Alvorens de overige bevindingen kort weer te geven is het goed om eerst enig voorbehoud te maken bij de uitkomsten. Er is gebruik gemaakt van modellen die, zoals alle modellen, onvolmaakt zijn. Er werd weliswaar gezocht naar het optimale model volgens de procedure van Box en Jenkins, maar het is niet uitgesloten dat door toevalselementen in de tijdreeksen soms een parameter te veel of te weinig geschat is. De resultaten kunnen hierdoor wat anders uitvallen voor de desbetreffende reeks. Het is echter onwaarschijnlijk dat een groot deel van de modellen verkeerd gespecificeerd is. Bovendien kan een andere modelspecificatie zowel tot grotere als tot kleinere geschatte afwijkingen leiden.

Een ander, wellicht belangrijker, voorbehoud is dat er niet is gezocht naar andere verklaringen dan de cursussen en congressen en de (seizoens)regelmatigheden in de reeksen zelf. Zo zou men kunnen trachten meteorologische indicatoren te gebruiken bij het verklaren van verkeersongevallen en branden.

Van de meeste sociale indicatoren zijn alleen maandcijfers beschikbaar. Een multivariate toets op deze maandcijfers geeft aan dat in de eerste twee maanden waarvoor een effect voorspeld werd de zeven bestudeerde tijdreeksen uitzonderlijke waarden aannamen. Het is opvallend dat juist in deze maanden er niet alleen weinig misdrijven plaatsvonden, maar dat ook weinig verkeersongevallen, zelfmoorden en bedrijfsongevallen plaatsvonden en er weinig verkeersslachtoffers vielen. De significantie van de afwijking was voor de laatste twee tijdreeksen echter zwak. Alleen de aantallen moorden en branden weken niet af van het gebruikelijke patroon.

Van de (fatale) verkeersongevallen bestaan niet alleen maandcijfers; er zijn ook weekcijfers opvraagbaar. Deze weekreeksen zijn echter minder goed te voorspellen met een tijdreeksmodel dan de maandreeksen. Er kan dus niet zo krachtig worden getoetst. In de weken waarin een effect voor-

speld werd deden zich wel afwijkingen in de voorspelde richting voor, maar deze afwijkingen zijn niet uitzonderlijk gezien de onregelmatigheid van de reeksen.

De lokale beursindex vertoont geen significante afwijking in de beide eerste perioden waarvoor een effect werd voorspeld. Er is wel een heel duidelijke stijging in de beursindex gedurende de derde periode waarvoor een effect werd voorspeld.

Geheel exploratief was de studie van elf religieuze congressen met de duur van één week. In de analyse bleek dat er duidelijk minder verkeersslachtoffers te betreuren waren tijdens deze congressen. Deze afwijking kan echter behalve aan de congressen wellicht ook aan andere seizoengebonden factoren worden toegeschreven, zoals de vakantiepiek of kerstmis. Dit voorbehoud hoeft niet gemaakt te worden bij de resultaten betreffende de meditatiecursussen, omdat deze perioden niet met een bepaalde regelmaat terugkwamen, zodat er geen verwarring met seizoeninvloeden kan ontstaan.

Resumerend heeft ons onderzoek de volgende resultaten opgeleverd. De keuze van de tijdreeksen waarbij zich afwijkingen zouden moeten voordoen was weinig restrictief. In dit opzicht was het onderzoek (voor een deel van de tijdreeksen) exploratief. Er waren echter drie tijdstippen waarvoor op grond van de theorie afwijkingen konden worden voorspeld. De afwijkingen voor het eerste en tweede tijdstip werden gezamenlijk getoetst voor acht tijdreeksen en voor het derde tijdstip voor één tijdreeks. Er is geconstateerd dat in acht van de negen gevallen een afwijking in gunstige zin in de tijd samenviel met grote bijeenkomsten van spirituele aard, waarvan in vier à vijf gevallen significant. Dat wil uiteraard niet zeggen dat beïnvloeding zonder zintuiglijk contact bewezen is. Maar wanneer zich op van tevoren vastgestelde tijdstippen inderdaad significante afwijkingen blijken voor te doen, is er op zijn minst iets interessants aan de hand.

Noten

1. De effecten van (transcendente) meditatie op het individu worden beschreven in verschillende artikelen in Orme-Johnson en Farrow (1976) (Zie Borland e.a. in de literatuurlijst). Een min of meer onafhankelijk onderzoek werd verricht door Weener en Evers (1978), getiteld 'De gouden bergen van de Maharishi' (*Intermediair* 14, juli 1978, p. 29-54).
2. In *World Government News* van maart 1978, een inmiddels opgeheven tijdschrift van de TM-beweging, worden acht indices genoemd: voor defensie, onderwijs, gezondheid, welvaart, landbouw, effectief bestuur, culturele integriteit en 'law and order'. Bij de zevende en achtste index worden een aantal aspecten genoemd die zich lenen voor kwantitatief onderzoek met behulp van bestaande statistieken. Bij culturele integriteit wordt onder meer harmonie in het gezin genoemd. Dit kan geoperationaliseerd worden met minder *echtscheidingen*. Onder 'law and order' wijst men op harmonie in de samenleving, minder *misdaad*, reha-

bilitatie van veroordeelden, minder *ongelukken*, minder industriële onrust, en minder zelfvernietigend gedrag. Tot dit laatste kan men uiteraard *zelfmoorden* rekenen. In het nummer van november 1978/januari 1979 wordt op sociologisch gebied genoemd: minder misdaad, minder ongelukken en nu ook minder ziekte.

3. In januari 1985 heeft ongeveer dezelfde combinatie van omstandigheden zich herhaald: een grote meditatiecursus, met gedurende één week circa 5000 deelnemers (in Den Haag), en een zeer strenge winter. Bij het schrijven van deze regels waren nog geen cijfers van deze maand bekend, behalve de beursindex. Op grond van de analyses in dit artikel zou men in deze maand gunstige afwijkingen mogen verwachten voor een groot deel van de beschouwde reeksen, uitgezonderd de moorden en de branden.

Literatuur

- Beer, J.A.A. de, *Causaliteit voor tijdreeksen*. Voorburg: Centraal Bureau voor de Statistiek, 1983.
- Beer, J.A.A. de, F.J.R. van de Pol, Time series analysis with intervention effects, method and application. (Te verschijnen in de *Proceedings van het internationale methodologiecongres te Amsterdam*, 1984.)
- Borland, C., G. Landrith III, Improved quality of city life through the transcendental meditation program: decreased crime rate. In: W. Orme-Johnson, J.T. Farrow (red.), *Scientific research on the transcendental meditation program, collected papers, vol. 1*, p. 639-648. Rheinweiler: Meru Press, 1976.
- Box, G.E.P., G.M. Jenkins, *Time series analysis*. San Francisco: Holden Day, 1970.
- Box, G.E.P., G.C. Tiao, Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, 70, 1975, p. 70-79.
- Burgmans, W.H.P.M., A.T. van der Burgt, F.R.Th. Langenkamp, J.H. Versteegen, Sociological effects on the group dynamics of consciousness; decrease of crime and traffic accidents in Holland. In: R.A. Chalmers, G. Clements, H. Schenkluhn, M. Weinless (red.), *Scientific research on the transcendental meditation and TM-sidhi program, collected papers, vol. 4*. Rheinweiler: Meru Press, 1985 (in voorbereiding).
- Capra, F., *The tao of physics*. Suffolk: Fontana/Collings-Bungay, 1977.
- Centraal Bureau voor de Statistiek, *Statistisch zakboek 1983*. 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij, 1983.
- Dessaur, C.I., *De droom der rede. Het mensbeeld in de sociale wetenschappen, een poging tot criminologie*. 's-Gravenhage: Martinus Nijhoff, 1982.
- Dillbeck, M.C., *Social field effects in crime prevention*. (Ongepubliceerd rapport, Maharishi International University, Fairfield, 1981.)
- Dillbeck, M.C., G. Landrith III, W. Orme-Johnson, The transcendental meditation program and crime rate change in a sample of 48 cities. *Journal of Crime and Justice*, 4, 1981, 25-45.
- Durkheim, E., *De sociologische methode*. (Reeks 'Klassieken'.) Amsterdam: Standaard Wetenschappelijke Uitgeverij/Rotterdam: Universitaire Pers, 1969.
- Ganzeboom, H.B.G., D. de Haan, Gepubliceerde zelfmoorden en verhoging van sterfte door zelfmoord en ongelukken in Nederland 1972-1980. *Mens en Maatschappij*, 57, 1982, 55-69.
- Giles, S.G., *Analysis of crime trend in 56 major US cities*. (Ongepubliceerd rapport, Maharishi European Research University, Seelisberg, 1978.)
- Goddijn, H.P.M., *De sociologie van Emile Durkheim*. Amsterdam, De Bussy, 1969.
- Jenkins, G.M., *Practical experiences with modelling and forecasting time series*. Jersey: G. Jenkins Press, 1979.

- Keyes, K., *De honderdste aap*. Deventer: Ankh-Hermes, 1983.
- Naafs, J., W.E. Saris, Diefstal door middel van braak. *Mens en Maatschappij*, 53, 1978, 387-419.
- Opp, K.-D., *Methodologie der Sozialwissenschaften, Einführung in Probleme ihrer Theoriebildung* Reinbek: Rowohlt, 1970.
- Orme-Johnson, D.W., Intersubject EEG coherence: is consciousness a field? *International Journal of Neuroscience*, 16, 1982, 203-209.
- Pack, D.J., *A computer program for the analysis of time series models using the Box-Jenkins philosophy*. Matboro: Automatic Forecasting Systems, 1977.
- Patanjali, M., *Yoga Sutra's*. 's-Gravenhage: Sirius en Siderius, 1979.
- Ransijn, P., Development of collective consciousness — a new approach to social change without violence. *The International Journal of Critical Sociology*, 4, 1980, 73-85.
- Ransijn, P., Collective consciousness and peace, a sociological study. (Dissertatie, University of Rajasthan, Jaipur, 1983.)
- Reeves, D.J., *The Maharishi effect in Rhode Island State, USA — a reassessment*. (Ongepubliceerd rapport, Richardson Institute for Conflict and Peace Research, Lancaster University, 1980.)
- Sijben, W., *A taste of utopia*. (Studierapport, Onderafdeling Bestuurskunde, Technische Hogeschool Twente, Enschede, 1983.)

Bijlage A. De gegevens

Er werden zeven maandreeksen gebruikt. Voor iedere reeks wordt het symbool vermeld waarmee deze reeks in bijlage B wordt aangeduid.

- C de ter kennis van de politie gekomen misdrijven voor heel Nederland
(bron: maandstatistiek van politie, justitie en brandweer)
- M het aantal moorden (E960-E969)
(bron: maandstatistiek van de bevolking en volksgezondheid (t/m 1980), maandstatistiek van de volksgezondheid (vanaf 1981))
- O de verkeersongevallen op de openbare weg, voorzover gepaard gaande met persoonlijk letsel
(bron: de statistiek van de verkeersongevallen op de openbare weg)
- S de overleden slachtoffers ten gevolge van verkeersongevallen op de openbare weg
(bron: de statistiek van de verkeersongevallen op de openbare weg)
- A de door bedrijfsongevallen getroffen personen
(bron: de statistiek der bedrijfsongevallen)
- V het totaal aantal branden
(bron: de statistiek der branden (t/m 1981), maandstatistiek der politie, justitie en brandweer (1982 en verder))
- Z het aantal zelfmoorden (E950-E959)
(bron: zie onder moorden)

De maandreeksen werden bestudeerd over de periode januari 1972 t/m april 1983. De vier interventiedummies corresponderen met meditatiecursussen die vermeld staan in tabel A1. Naast deze maandreeksen werden drie tijdreeksen op weekbasis bestudeerd, waarvan twee ook als maandreeks beschikbaar waren:

- O' de verkeersongevallen op de openbare weg, voorzover gepaard gaande met persoonlijk letsel
(bron: de statistiek van de verkeersongevallen op de openbare weg)
- S' de overleden slachtoffers ten gevolge van verkeersongevallen op de openbare weg
(bron: de statistiek van de verkeersongevallen op de openbare weg)
- I de lokale beursindex van de Amsterdamse effectenbeurs
(bron: ANP/CBS; de index van de laatste beursdag van de week werd gebruikt)

De interventiedummies zijn te reconstrueren uit paragraaf 5.2 en de tabellen A1 en A2.

Tabel A1. Data van de meditatiecursussen die van invloed kunnen zijn op Nederland

Data	Totaal aantal deel- nemers	Neder- landse deel- nemers	Interventie- dummies		Plaats
			maand	week ^a	
23-12-'78- 6- 1-'79	265	122 ^b	D1, D2	–	vijf plaatsen in Nederland
23-12-'78-26-12-'78	500	125	D1	–	Fehmarn, West-Duitsland
26-12-'78- 6- 1-'79	1 450	125	D1, D2	D1	Fehmarn en Weissenhäuser Strand, West-Duitsland
6- 1-'79-20- 1-'79	261	126 ^b	D2	–	vijf plaatsen in Nederland
6- 1-'79- 9- 1-'79	950	0	D2	–	Weissenhäuser Strand, West- Duitsland
1- 8-'81-15- 8-'81	407	407	D3	D2	Laag Soeren, Gelderland
19-12-'81-31-12-'81	397	397	D3	D2	Den Haag
19-12-'81- 9- 1-'82	1 098	0	–	–	Fehmarn, West-Duitsland
17- 7-'82-31- 7-'82	162	162	D4	D3	Laag Soeren, Nederland
1- 8-'82-13- 8-'82	191	191	D4	D3	Laag Soeren, Nederland
26-12-'83- 6- 1-'84	7 000	59	–	D4	Fairfield, Iowa, VS
19- 4-'84-27- 4-'84	2 200	55	–	–	Porec, Joegoslavië

- a. De vijfde interventiedummie betreft elf Bahai-congressen (tabel A2)
- b. De wortel uit de kwadraatsom van de deelnemersaantallen van de afzonderlijke vijf cursussen (Burgmans e.a., 1985)

Tabel A2. Data van congressen van het Bahai-geloof in Nederland, 1977-1982

2-7-1977/10-7-1977	23-12-1977/30-12-1977
28-7-1978/ 6-8-1978	29-12-1978/ 4- 1-1979
21-7-1979/28-7-1979	22-12-1979/30-12-1979
2-8-1980/10-8-1980	27-12-1980/ 3- 1-1980
8-8-1981/15-8-1981	28-12-1981/ 3- 1-1982
31-7-1982/ 7-8-1982	

Bijlage B. Resultaten tijdreeksanalyses

Bij de identificatie van het interventiemodel ligt het voor de hand het ARIMA-model als uitgangspunt te nemen (zie bijvoorbeeld Jenkins, 1979). In de meeste gevallen zal bij redelijk lange tijdreeksen het invoeren van dummy-variabelen niet tot een verandering van de structuur van het model leiden maar alleen van de waarden van de coëfficiënten. De identificatie van ARIMA-modellen vindt plaats aan de hand van de autocorrelatiecoëfficiënten (ac's).

De herkomst van de gegevens is omschreven in bijlage A. Voor de tijdreeks van aantallen misdrijven staan de ac's vermeld in tabel 1. Uit de eerste twee regels blijkt duidelijk dat van een niet-stationaire reeks sprake is. Wanneer de eerste verschillen ∇C_t worden berekend blijkt een seizoenpatroon aanwezig (relatief hoge waarden voor $r_{12}(0,52)$ en $r_{24}(0,42)$). In principe staan nu twee mogelijkheden open: er kan een seizoendifferentie worden berekend of er kan een seizoenparameter worden geschat. Beide mogelijkheden zullen we onderzoeken. De reeks van seizoendifferenties $\nabla_{12}C_t$ lijkt niet stationair (de r_k 's nemen vrij langzaam af). Daarom zijn zowel naar jaren als naar maanden differenties genomen: $\nabla \nabla_{12}C_t$. Bij deze reeks springen twee ac's er duidelijk uit, namelijk r_1 en r_{12} , terwijl de overige niet significant van 0 verschillen (de geschatte standaardfout van r_k , $k > 1$ is 0,11). Dit duidt op het 'moving average'-model (de pac's vertonen overigens een minder duidelijk patroon):

$$\nabla \nabla_{12}C_t = (1 - \theta B)(1 - \theta B^{12})\epsilon_t \quad (B1)$$

Tabel B1. Autocorrelaties r_k : misdrijven

	k	r_k													
C_t	1-12	0,95	0,91	0,89	0,86	0,84	0,81	0,78	0,75	0,73	0,72	0,69	0,69		
	13-24	0,65	0,61	0,58	0,55	0,51	0,49	0,47	0,45	0,44	0,42	0,42	0,41		
∇C_t	1-12	-0,33	0,03	-0,16	-0,05	0,18	-0,25	0,14	-0,06	-0,07	-0,03	-0,15	0,52		
	13-24	-0,14	0,06	-0,16	-0,03	0,17	-0,19	0,08	-0,04	-0,02	0,03	-0,13	0,42		
$\nabla_{12}C_t$	1-12	0,63	0,49	0,39	0,30	0,31	0,30	0,32	0,32	0,28	0,21	0,15	-0,04		
	13-24	0,02	0,11	0,11	0,16	0,15	0,07	0,05	-0,02	-0,02	-0,01	-0,02	0,01		
$\nabla \nabla_{12}C_t$	1-12	-0,32	-0,08	0,03	-0,14	0,03	-0,03	0,00	0,06	0,03	-0,01	0,18	-0,34		
	13-24	-0,03	0,13	-0,08	0,08	0,10	-0,09	0,07	-0,09	0,00	0,01	-0,04	-0,02		

Schatting van model (B1) levert residuen met een standaardfout van $\hat{\sigma}_\epsilon = 2666$. De ac's van de residuen verschillen niet van nul. Wanneer in plaats van het bepalen van seizoendifferenties wordt volstaan met het schatten van een seizoenparameter, ligt het voor de hand om te kiezen voor een autoregressieve parameter, omdat bij de reeks ∇C_t r_{24} relatief groot is ten opzichte van r_{12} . (Verder springt alleen r_1 er uit.) De aanpassing van dat model ($\hat{\sigma}_\epsilon = 2969$) is minder goed dan van (B1). Bovendien blijken de ac's van de residuen - met name r_{12} - groter te zijn. Derhalve is voor model (B1) gekozen. Met medeneming van de interventiedummies ziet het model er als volgt uit.

$$\nabla \nabla_{12}C_t = \sum \omega_i d_{it} + (1 - 0,57B)(1 - 0,73B^{12})\epsilon_t \quad \hat{\sigma}_\epsilon = 2509 \quad (B2)$$

(0,08) (0,08)

Tabel B4. Autocorrelaties r_k ; bedrijfsongevallen

	k				r_k									
$\nabla \nabla_{12} A_t$	1-12	-0,52	-0,10	0,28	-0,17	-0,02	0,16	-0,12	0,02	0,07	-0,19	0,32	-0,25	
	13-24	0,00	0,08	-0,05	-0,05	0,15	-0,16	0,03	0,12	-0,11	-0,06	0,18	-0,12	

Ook bij de bedrijfsongevallen, A_t , blijkt het nemen van eerste en twaalfde differenties tot een stationaire reeks te leiden (tabel B4). In dit geval was een model met drie 'moving average'-parameters nodig om residuen te krijgen die niet significant van witte ruis verschillen. Na het toevoegen van interventiedummy's ziet het model er als volgt uit.

$$\nabla \nabla_{12} A_t = \Sigma_t \omega_t d_{it} + (1 - 0,98B + 0,33B^3)(1 - 0,51B^{12})\epsilon_t \quad \tilde{\sigma}_\epsilon = 616 \quad (B6)$$

(0,06) (0,06) (0,10)

waarbij $d_{it} = \nabla \nabla_{12} D_{it}$.

Tabel B5. Autocorrelaties r_k ; branden

	k				r_k									
V_t	1-12	0,48	0,28	0,26	0,16	0,06	-0,09	0,01	0,08	0,09	0,10	0,08	0,21	
	13-24	0,11	-0,01	0,04	0,02	-0,02	-0,08	-0,10	-0,04	0,05	0,05	0,18	0,28	

Bij de branden, V_t , blijkt de reeks van oorspronkelijke waarnemingen zelf stationair te zijn, zodat geen differenties hoeven te worden bepaald (tabel B5). De geleidelijke afname van de eerste ac's wijzen in de richting van een autoregressief model. Dit wordt bevestigd door de pac's: deze zijn nul vanaf interval 2. Voor wat betreft het seizoenpatroon is zowel een autoregressieve- (formule B7) als een 'moving average'-specificatie beproefd. De aanpassing van het eerste model is iets beter. Omdat er geen differenties zijn genomen fluctueert de reeks niet rond een gemiddelde van 0. Derhalve is een constante term in het model opgenomen.

$$(1 - 0,53B)(1 - 0,24B^{12})(V_t - 2354) = \Sigma_t \omega_t D_{it} + \epsilon_t \quad \tilde{\sigma}_\epsilon = 560 \quad (B7)$$

(0,08) (0,08) (143)

Tabel B6. Autocorrelaties r_k ; zelfdoding

	k				r_k									
Z_t	1-12	0,53	0,43	0,42	0,43	0,45	0,40	0,49	0,43	0,41	0,44	0,41	0,47	
	13-24	0,36	0,36	0,26	0,29	0,37	0,31	0,30	0,22	0,29	0,32	0,23	0,29	
∇Z_t	1-12	-0,43	-0,07	-0,02	0,01	0,06	-0,16	0,16	-0,03	-0,07	0,07	-0,11	0,18	
	13-24	-0,13	0,15	-0,16	-0,03	0,16	-0,11	0,08	-0,15	0,03	0,17	-0,20	0,12	

Wat de reeks van de zelfmoordcijfers, Z_t , betreft blijken de ac's van de oorspronkelijke waarnemingen (tabel B6) weliswaar niet bijzonder hoog te zijn, maar wel slechts langzaam af te ne-

men, hetgeen op niet-stationariteit wijst. Er zijn derhalve eerste verschillen, ∇Z_t , genomen. In de autocorrelaties hiervan blijkt geen duidelijk seizoenpatroon op te treden (r_{12} verschilt niet significant van nul). Alleen r_1 springt eruit. Omdat de ρ 's slechts geleidelijk afnemen (hetgeen wijst op een 'moving average'-model) is het volgende model geschat:

$$\nabla Z_t = \sum_i \omega_i d_{it} + (1 - 0,83B)\epsilon_t \quad \hat{\sigma}_\epsilon = 11 \quad (B8)$$

(0,05)

waarbij $d_{it} = \nabla D_{it}$

Van de verkeersongevallen met letsel en de verkeersslachtoffers zijn niet alleen maandreeksen beschikbaar, maar ook weekreeksen, O'_t en S'_t , die lopen van begin 1977 t/m eind 1982. Aangezien deze reeksen niet stationair zijn werden eerste verschillen genomen. De autocorrelaties van de eerste verschillen staan vermeld in tabel B7.

Tabel B7. Autocorrelaties r_k : verkeersongevallen en verkeersslachtoffers, weekcijfers

	k												r_k													
$\nabla O'_t$	1-13	-0,23	-0,07	0,02	0,02	-0,10	-0,00	0,00	0,03	-0,07	-0,00	-0,03	0,02	-0,02	0,02	0,05	-0,15	-0,01	-0,09	0,12	0,04	-0,04	0,02	-0,00	-0,00	
	14-26	-0,00	-0,01	0,02	0,05	-0,15	-0,01	-0,09	0,12	0,04	-0,04	0,02	-0,00	-0,00	0,02	0,07	-0,07	0,07	-0,07	0,03	-0,12	0,03	-0,03	0,02	-0,04	0,05
	27-39	0,00	0,02	0,08	-0,07	0,07	-0,07	0,03	-0,12	0,03	-0,03	0,02	-0,04	0,05	0,07	-0,06	0,01	-0,06	0,01	-0,01	-0,07	0,16	-0,05	0,17		
	40-52	-0,06	-0,00	-0,03	0,07	-0,06	0,01	-0,06	0,01	-0,01	-0,07	0,16	-0,05	0,17												
$\nabla S'_t$	1-13	-0,42	-0,07	-0,02	0,08	-0,08	0,08	-0,09	0,06	0,00	-0,05	0,05	-0,06	0,03	0,08	0,00	-0,03	-0,03	0,05	-0,01	-0,02	0,00	0,01	0,03	-0,09	
	14-26	0,02	-0,08	0,08	0,00	-0,03	-0,03	0,05	-0,01	-0,02	0,00	0,01	0,03	-0,09	0,02	-0,02	-0,01	0,04	0,01	-0,10	0,04	0,17	-0,25	0,13	-0,01	
	27-39	0,12	-0,06	0,02	-0,02	-0,01	0,04	0,01	-0,10	0,04	0,17	-0,25	0,13	-0,01	0,03	-0,05	0,02	-0,02	0,03	-0,06	0,04	0,04	0,03	-0,11	0,06	
	40-52	-0,05	0,04	0,03	-0,05	0,02	-0,02	0,03	-0,06	0,04	0,04	0,03	-0,11	0,06												

Omdat het bij deze variabelen wekelijkse waarnemingen betreft zijn 52 ac's in de tabel opgenomen. Van de ac's springt vooral de eerste eruit. Dit wijst op een 'moving average' met vertraging één.

$$\nabla O'_t = \sum_i \omega_i d_{it} + (1 - 0,34B)\epsilon_t \quad \hat{\sigma}_\epsilon = 109 \quad (B9)$$

(0,06)

$$\nabla S'_t = \sum_i \omega_i d_{it} + (1 - 0,76B)\epsilon_t \quad \hat{\sigma}_\epsilon = 8,4 \quad (B10)$$

(0,06)

waarbij $d_{it} = \nabla D_{it}$. Alleen bij de verkeersongevallen, niet bij de verkeersslachtoffers, doet zich ook een ac voor met de eerste orde verschillen van een jaar geleden; $r_{52} = 0,17$ (standaardfout is 0,07). Uiteindelijk werd het volgende model geschat:

$$\nabla O'_t = \sum_i \omega_i d_{it} + (1 - 0,64B - 0,23B^2)(1 - (0,69B)^{52}) \quad \hat{\sigma}_\epsilon = 109 \quad (B11)$$

(0,06) (0,06) (0,05)

Het verloop van de beursindexcijfers blijkt niet-stationair te zijn. In tabel B8 zijn derhalve de ac's van de reeks van eerste verschillen vermeld. Het patroon van de ac's onderscheidt zich niet

duidelijk van dat van witte ruis, zodat de beursindex als een 'random walk' kan worden gemodelleerd.

Tabel B8. Autocorrelaties r_k ; beursindex, weekcijfers

k	r_k													
$\forall I_t$ 1-13	-0,02	0,14	0,02	-0,03	0,00	0,06	-0,03	-0,07	-0,00	0,04	-0,01	0,03	0,04	
14-26	-0,02	0,03	0,02	0,05	0,00	0,02	-0,04	-0,16	0,01	-0,01	-0,00	-0,04	0,02	
27-39	-0,16	0,01	-0,06	0,01	0,04	0,03	-0,05	0,03	-0,01	0,01	0,02	-0,05	0,04	
40-52	0,01	0,06	-0,00	-0,06	0,04	0,02	-0,05	0,09	0,05	0,03	0,01	-0,00	0,03	

$$\forall I_t = \sum_i \omega_i D_{it} + \epsilon_t \quad \hat{\sigma}_\epsilon = 1,82 \quad (\text{B12})$$

Vanwege de relatief grote lengte van de reeks ($n = 312$) zijn de standaardfouten van de ac's relatief klein. Daardoor is de tweede ac, hoewel op zich klein, ruim twee keer zo groot als zijn standaardfout. Derhalve kan ook een 'moving average'-model worden geschat, maar de fit van het model verbetert hierdoor nauwelijks ($\hat{\sigma}_\epsilon = 1,84$ in plaats van $\hat{\sigma}_\epsilon = 1,86$).