

De plaats van de bevalling en de perinatale sterfte

Het moet de lezers van dit Tijdschrift opgevallen zijn, dat betrekkelijk korte tijd na elkaar twee artikelen verschenen zijn over hetzelfde onderwerp (het verband tussen de hospitalisatie bij de bevalling en de hoogte van de perinatale sterfte), waarbij de schrijvers uitgaan van ongeveer hetzelfde materiaal (CBS-gegevens betreffende hospitalisatie en perinatale sterfte in Nederland over omstreeks 20 jaar) en toch tot diametraal tegenover elkaar staande conclusies komen. In ons artikel (TREFFERS 1978) concludeerden wij dat een causaal verband tussen regionale hospitalisatie bij de bevallingen en regionale perinatale sterfte in Nederland niet of nauwelijks aanwezig is, terwijl HOOGENDOORN (1978) in een recent artikel betoogt dat, onder enig voorbehoud, de veronderstelling gerechtvaardigd is dat het verband tussen beide grootheden causaal moet worden genoemd.

Gezien het belang van het onderwerp, en omdat beide artikelen zonder voorkennis van elkaar geschreven zijn, lijkt het ons van belang uitvoerig op het betoog van HOOGENDOORN in te gaan. Want, hoeveel waardering wij in het algemeen ook hebben voor het werk van HOOGENDOORN in het kader van de statistiek van de geneeskunde en de verloskunde, thans moeten wij toch enkele kritische opmerkingen plaatsen.

1. De puntenwolk in de figuur op pagina 1172 suggereert een verband tussen de hoogte van de perinatale sterfte en het percentage hospitalisatie bij de bevalling, weergegeven door een kromme. In de figuur wordt echter voorbijgegaan aan het feit dat dit verband uitsluitend bestaat dank zij het invoeren van een derde variabele: de tijd. In de tekst wordt deze variabele overigens wel genoemd. Alle punten van de puntenwolk verschillen van elkaar wat betreft deze variabele. In feite is niets anders aangetoond en blijkt ook uit tabel 1 niets anders dan dat beide variabelen, hospitalisatie en perinatale sterfte, in de tijd veranderen. Een kromme als in de figuur kan daarom worden geconstrueerd voor het verband tussen de perinatale sterfte en vele andere variabelen die van 1952-1975 zijn veranderd. KLOOSTERMAN (1978) vermeldt in dit verband de inflatie van de gulden, men zou ook het aantal personenauto's kunnen noemen.

2. Belangrijker nog is het feit dat HOOGENDOORN in zijn artikel een aantal malen (o. a. op pagina 1172 naar aanleiding van de gegevens van tabel 1) het verband tussen hospitalisatie en perinatale sterfte tracht aan te tonen door het berekenen van een correlatie-coëfficiënt. Bij het narekenen hiervan bleek ons dat deze correlatie berekend is bij lineaire regressie, terwijl de veronderstellingen om tot een lineair verband te concluderen onzes inziens niet aannemelijk zijn te maken. Integendeel: indien een verband bestaat tussen hospitalisatie en perinatale sterfte is dit hoogstwaarschijnlijk niet lineair: in alle gebieden met een partiële hospitalisatie wordt getracht die patiënten te hospitaliseren bij wie een verhoogd risico voor het kind bestaat. Indien dit streven ook maar enigszins resultaat oplevert (en de hospitalisatie dus niet „at random” is) betekent dit dat alle extra hospitalisatie boven een zeker minimum minder profijt zal opleveren wat betreft het vermijden van perinatale sterfte. Toenemende hospitalisatie zal dan – zelfs in een ideale vorm – leiden tot verminderde meeropbrengsten. Dit heeft weer tot gevolg, dat een curve die het potentiële verband zou aange-

ven tussen hospitalisatie en perinatale sterfte, alleen een kromme zou kunnen zijn naderend tot het onvermijdbaar minimum aan perinatale sterfte (congenitale afwijkingen e.d.). HOOGENDOORN geeft dit ook zelf min of meer aan wanneer hij zegt dat de denkbeeldige lijn door zijn puntenwolk een asymptotisch verloop heeft. Welnu, op een dergelijke kromme kan men geen lineaire regressie-berekening toepassen, en de uitkomsten van de berekeningen van HOOGENDOORN zijn daarom voor het behandelde vraagstuk niet relevant.

3. Als curiosum vermeldt HOOGENDOORN op pagina 1173 dat extrapolatie tot 100% hospitalisatie van een puntenwolk als in de figuur, maar dan alleen van de doodgeboorte, leidt tot een promillage van de doodgeboorte exact gelijk aan dat van Zweden met een vrijwel volledige hospitalisatie. HOOGENDOORN past hier – het zij terloops vermeld – een dubbello-garitmische regressie-analyse toe en veronderstelt derhalve dat zijn geëxtrapolerde curve niet lineair verloopt. De betekenis van de vergelijking met Zweden ontgaat ons. Waarom kiest HOOGENDOORN van alle landen om ons heen met volledige of vrijwel volledige hospitalisatie en een veelal hogere perinatale sterfte dan Nederland, nu juist Zweden uit als maatstaf? Omdat dit zo goed past in zijn berekening? Vermoedelijk ligt hier de gedachte achter, dat in Zweden het onvermijdbaar minimum aan perinatale sterfte dicht benaderd zou zijn. Het staat echter allerminst vast, en het is zelfs onwaarschijnlijk, dat dit minimum in tijd en plaats gelijk is: Voor de congenitale afwijkingen geldt dit niet, en met name niet voor de anencefalie, zoals KLOOSTERMAN (1978) aangeeft. De frequentie van deze aandoening daalt in Nederland en verschilt bovendien per regio en per land.

4. HOOGENDOORN onderzocht het verband tussen perinatale sterfte en hospitalisatie in de verschillende provincies. Wij hebben dat in ons artikel ook gedaan en vonden in dezelfde tijdsperiode tussen de twee grootheden wel enig verband, hoewel dit verband bepaald niet sterk was. HOOGENDOORN standaardiseert de cijfers van de provincies naar leeftijd-rangnummer-verdeling en concludeert dan uit zijn gegevens dat, hoe hoger de hospitalisatiegraad van een provincie is, des te lager in het algemeen het cijfer van de perinatale sterfte. Onderzoekt men de cijfers van zijn tabel 4 per tijdsperiode, dan blijkt bovenstaande conclusie echter bepaald onjuist te zijn. Het verband dat HOOGENDOORN vindt tussen hospitalisatiegraad en perinatale sterfte is na zijn standaardisatie beslist niet sterker dan het geringe verband dat wij destijds vaststelden zonder standaardisatie. Om een voorbeeld te noemen: in de laatste tijdsperiode (1971-1973) is de hospitalisatiegraad in de provincie Groningen op één na de hoogste van het gehele land, terwijl deze provincie wat betreft de perinatale sterfte samen met Zeeland op de 8e en 9e plaats komt, dus in de ongunstige groep. Noord-Brabant daarentegen, met op twee na de geringste hospitalisatie bij de bevalling, komt wat betreft de perinatale sterfte samen met Utrecht op de 2e en 3e plaats in de rangvolgorde. HOOGENDOORN voert correlatierekeningen uit op deze getallen, maar wederom bij lineaire regressie, wat zoals eerder betoogd, onjuist is. Overigens demonstren deze correlatie-coëfficiënten dat de correlatie bij lineaire regressie gering is.

5. Tenslotte past HOOGENDOORN, ten einde rekening te houden met andere factoren die verantwoordelijk zouden kunnen zijn voor de verschillen tussen de provincies wat

betreft de perinatale sterfte, een kunstgreep toe. Hij voert als tweede verklarende variabele voor het divergeren van de provinciale cijfers van de perinatale sterfte, naast de hospitalisatie bij de bevalling, de zg. „algemene opname-coëfficiënt” in. Hij berekent vervolgens de partiële correlatiecoëfficiënten en concludeert tot een blijvende (geringe) correlatie tussen de perinatale sterfte en de hospitalisatie bij de bevalling. Ook hier is om voormelde redenen de correlatie-rekening bij lineaire regressie ten onrechte uitgevoerd, maar nog afgezien daarvan is het ons ten enenmale onduidelijk wat het invoeren van een nieuwe variabele, waarvan niet is aangetoond dat hij enige relevantie heeft ten aanzien van het onderhavige probleem, kan bijdragen tot het oplossen van de vraag of hospitaliseren bij de bevalling oorzaak is van een daling van de perinatale sterfte. Gesteld dat het verschil tussen de provincies voor wat betreft de perinatale sterfte in belangrijke mate veroorzaakt zou worden door een verschil in frequentie van bepaalde ernstige vormen van pathologie (partus praematurus, congenitale afwijkingen), wat heeft een „algemene opname-coëfficiënt” daarmee dan te maken? HOOGENDOORN denkt kennelijk helemaal niet aan deze mogelijkheid, want hij noemt bij alle mogelijke oorzaken van verschillen in perinatale sterfte uitsluitend factoren verband houdend met de medische, c.q. verloskundige zorg. Toch is een verondersteld verschil in aanbod van pathologie bepaald niet onaannemelijk.

6. Het hele betoog van HOOGENDOORN is gericht op het aantonen van een correlatie tussen de hospitalisatiegraad bij de bevalling en de hoogte van de perinatale sterfte. Er is een zeker verband tussen de twee grootheden in de tijd en tussen de provincies. Wij ontkennen dat niet, het komt overeen met onze eigen onderzoekresultaten. Het verband in de tijd is sterk, dat tussen de provincies gering. Wij menen dat de door HOOGENDOORN toegepaste correlatierekeningen ten onrechte een schijn van precisie geven aan de voor een ieder uit de getallen sprekende evidentie. Maar wij ontkennen dat het verband causaal is. Een correlatie zegt niets over een causaal verband. In ons onderzoek bleek, na een indeling van de gemeenten naar gemeente-grootte, een evident verband te bestaan tussen gemeente-grootte en hospitalisatiegraad bij de bevalling. Een dergelijk verband tussen gemeente-grootte en perinatale sterfte was afwezig. Juist daarom hebben wij vervolgens het verband tussen hospitalisatiegraad en perinatale sterfte onderzocht in een naar bevolkingsaantal gestandaardiseerde groep gemeenten (meer dan 100.000 inwoners). Er blijkt dan geen enkel verband meer te zijn tussen hospitalisatiegraad en perinatale sterfte, en daarmee wordt een causaal verband tussen beide grootheden uitermate onwaarschijnlijk.

7. Waarom maken wij ons over deze zaken zo druk? Het aantal huisbevallingen neemt af, het aantal ziekenhuisbevallingen neemt toe. Moet die tendens gestuit worden? Is dit een pleidooi voor een terugkeer naar de natuur? Neen, hoewel hierover wel veel te zeggen is; wij verwijzen voor dit onderwerp naar KLOOSTERMAN (1978) en VAN ALTEN (1978). Maar er zijn nog twee belangrijke redenen waarom het goed is in deze discussie scherp te blijven onderscheiden tussen correlatie en causaal verband. In de eerste plaats zou uit het betoog van HOOGENDOORN afgeleid kunnen worden dat een verdere daling van de perinatale sterfte automatisch gevolg zou moeten zijn van een toename van de hospitalisatie volgens het huidige patroon. Die gedachte kan belemmerend werken op pogingen verbeteringen in dat patroon, in de perinatale zorg, aan te brengen. In de tweede plaats kan de gedachte dat de daling van de perinatale sterfte in de laatste decennia het simpele gevolg is van de hospitalisatie en de verbetering van de verloskundige zorg, belemmerend wer-

ken op ons inzicht in de eigenlijke oorzaken van die daling. Het is zo prettig om alle vooruitgang op rekening te brengen van onze verbeterde zorg, maar zo simpel is het niet. Juist in Nederland, met zijn unieke combinatie van relatief lage hospitalisatiegraad en relatief lage perinatale sterfte, kan nader onderzoek bijdragen tot een beter inzicht in de oorzaken van perinatale sterfte en de daling daarvan, mits wij onze ogen niet laten verblinden door een schijnbaar zo voor de hand liggende correlatie.

Literatuur: ALTEN, D. VAN (1978) *Ned. T. Geneesk.* 122, 1178. — HOOGENDOORN, D. (1978) *Ned. T. Geneesk.* 122, 1171. — KLOOSTERMAN, G. J. (1978) *Ned. T. Geneesk.* 122, 1161. — TREFFERS, P. E. (1978) *Ned. T. Geneesk.* 122, 291.

Amsterdam, augustus 1978

P. E. TREFFERS
W. BREUR

„De statistiek is als een preutse vrouw; het is vaak zeer moeilijk haar te benaderen.” De benaderingswijzen van TREFFERS en van HOOGENDOORN blijken onderling te verschillen en we zullen moeten trachten uit te zoeken welke van beide de beste (of de minst slechte) is. Wij volgen hieronder het „ingezonden” van TREFFERS en BREUR aan de hand van de door hen opgesomde punten.

1. Ook in andere takken van wetenschap, o.a. de economie, is het onderzoeken van een verband tussen twee variabelen aan de hand van tijdreeksen een gebruikelijke zaak. Uiteraard is het vanuit theoretisch oogpunt beter te werken met gegevens die alle op eenzelfde tijdstip betrekking hebben. Bij gebrek aan zulke gegevens is dat echter vaak niet mogelijk. Gaat men dan noodgedwongen van tijdreeksen uit, dan bestaat inderdaad het gevaar dat men een schijnrelatie vindt die louter op grond van de gemeenschappelijke oorzaak „tijd” optreedt. Zoals ook uit ons artikel blijkt, zijn wij ons van dit gevaar bewust geweest. Wij hebben daarom ook andere benaderingswijzen toegepast, zoals de relatie tussen gestandaardiseerde hospitalisatie en gestandaardiseerde perinatale sterfte per provincie *binnen een zelfde tijdvak*. De hierbij gevonden correlatiecoëfficiënten zijn, in absolute zin, inderdaad kleiner dan bij de eerder beschouwde tijdreeksen. Andere, „storende” factoren spelen hierbij een rol. Hierop is op bl. 1177 van het artikel nader ingegaan.

2. Er bestaat geen medische theorie die zich uitspreekt over de aard van het verband tussen hospitalisatie en perinatale sterfte. Om enige greep te krijgen op het onderzochte verschijnsel zijn wij uitgegaan van lineaire regressie als eerste en eenvoudigste hulpmiddel. Het valt overigens te verwachten dat zich ook hier de wet van de afnemende meeropbrengst zal voordoen, hetgeen lijkt te worden ondersteund door het afnemend steile verloop van de puntenreeks in figuur 1 van ons artikel. Wij hebben daarom ook exponentiële en dubbellogaritmische regressie uitgevoerd op de reeksen (2) en (3) van tabel 1 van genoemd artikel. Zoals te verwachten was, is de mate van overeenstemming hierbij nog beter (correlatiecoëfficiënt $-0,992$, resp. $-0,997$). Ten einde ons artikel niet te „technisch” te maken, hebben wij deze regressie er indertijd niet in opgenomen.

Ter wille van de volledigheid vermelden wij hier ook de uitkomsten van exponentiële en dubbellogaritmische regressie op de cijfers per provincie, zowel die van TREFFERS als die van HOOGENDOORN (tabel 1). Deze tabel geeft de cijfers van laatstgenoemde in één decimaal extra, aangezien de correlatierekeningen op deze getallen zijn uitgevoerd. Bovendien kon door deze tabel een drukfout worden hersteld. De gestandaardiseerde perinatale sterfte in Zuid-

TABEL 1. CORRELATIE TUSSEN HET PERCENTAGE HOSPITALISATIES EN DE PERINATALE STERFTE PER PROVINCIE, 1971-1974 (ONGESTANDAARDISEERD) EN 1971-1973 (GESTANDAARDISEERD)

Provincie	Treffers, 1971-1974 ongestandaardiseerd		Hoogendoorn 1971-1973 gestandaardiseerd	
	Percentage hospitali- satie	Promillage perinatale sterfte	Percentage hospitali- satie	Promillage perinatale sterfte
Groningen	45,5	17,0	52,41	17,47
Friesland	37,9	18,7	32,69	19,84
Drenthe	36,1	19,5	31,62	20,08
Overijssel	46,5	17,5	45,01	17,41
Gelderland	44,0	16,8	40,57	16,77
Utrecht	48,0	16,1	47,99	16,69
Noord-Holland	64,3	16,0	60,13	16,39
Zuid-Holland	53,3	15,4	51,43	15,99
Zeeland	49,6	17,0	46,19	17,46
Noord-Brabant	37,6	16,5	37,26	16,70
Limburg	54,3	17,0	50,99	16,88
Correlatiecoëfficiënten:				
Lineair		$r = - 0,66$		$r = - 0,74$
Kromlijng				
a. exponentieel		$r = - 0,67$		$r = - 0,73$
b. dubbellogaritmisch		$r = - 0,69$		$r = - 0,77$

Holland bedroeg in 1971-1973 nl. niet 16,8 maar, afgerond, 16,0. Ook hier wordt de correlatiecoëfficiënt door het toelaten van een kromlijng verband eerder groter dan kleiner.

Op het bezwaar van het gebruik van ongestandaardiseerd cijfermateriaal door TREFFERS wordt onder punt 6 ingegaan.

3. Inderdaad is bij de, door de schrijver zelf als hachelijk gekwalificeerde extrapolatie naar 100% hospitalisatie een dubbellogaritmische regressie-analyse toegepast. De schrijvers van het „ingezonden” zullen tegen dit laatste vermoedelijk geen bezwaar hebben.

Zweden is inderdaad als vergelijkingsobject gebezigd, aangezien dit land in de westerse wereld de laagste perinatale sterfte registreert. Het komt ons zeer juist voor zich aan een dergelijk voorbeeld te spiegelen. Terloops zij opgemerkt, dat er onzes inziens weinig reden is om, afgaande op de gegevens van de zuigelingensterfte, aan te nemen, dat de door de inzenders genoemde frequentie van aangeboren afwijkingen in Zweden duidelijk lager of hoger is dan in Nederland (men zie tabel 2).

4. Men kan van mening verschillen over de vraag of het verband tussen hospitalisatie en perinatale sterfte al of niet sterk is. De in tabel 1 aan de dag tredende correlatiecoëfficiënten suggereren dat verschillen in hospitalisatiegraad verantwoordelijk zijn voor 50 à 60% van de tussen de provincies bestaande verschillen in perinatale sterfte!

TREFFERS en BREUR wijzen op provincies, die afwijken van het algemene patroon. Dit is vergelijkbaar met een situatie waarin men waarneemt, dat één of meer punten tamelijk ver van de geconstrueerde regressielijn liggen, en waarbij men uitsluitend op grond daarvan een verband afwijst. De schrijvers bedrijven hier een vorm van casuïstiek, die vergelijkbaar is met bijv. een ontkenning van het verband tussen roken en longkanker op grond van het feit, dat een aantal lieden, zoals CHURCHILL kan worden aangewezen, die veel rookten en desondanks een hoge leeftijd bereikten.

Indien men zoekt naar aanwijzingen die een argument vormen voor of tegen het veronderstelde verband tussen hospitalisatie van de barenden en de perinatale sterfte, zal men het geheel van alle waarnemingen tegelijk moeten beschouwen en bijv. regressie-analyse op dat geheel moeten toepassen. Dit is door TREFFERS (1978) onzes inziens ten onrechte nagelaten.

5. Het komt ons voor, dat het hier gestelde berust op een misverstand betreffende de bedoeling van het invoeren van de extra-variabele. Mogelijk heeft de schrijver (HOOGENDOORN) zich hierover niet duidelijk genoeg uitgedrukt. Op bl. 1177 van ons artikel is gesteld, dat ook andere factoren invloed kunnen uitoefenen op de perinatale sterfte. Het is met name denkbaar dat de bevolking van bepaalde provincies door allerlei oorzaken eerder toegankelijk is voor de verworvenheden van de moderne geneeskunde dan de bevolking van andere provincies. Wij hebben getracht deze „toegankelijkheid” per provincie te kenschetsen met de totale opname-frequentie (aantal opnamen in ziekenhuizen per 10.000 inwoners). Het is a priori zeer wel denkbaar dat in gebieden waar deze opname-coëfficiënt hoog is, ook het percentage klinische bevallingen hoog is. De gevonden samenhang tussen hospitalisatie van de barenden en de hoogte van de perinatale sterfte zou in wezen een samenhang kun-

TABEL 2. ZUIGELINGENSTERFTE AAN AANGEBOREN AFWIJINGEN PER 100.000 0-JARIGEN IN NEDERLAND EN ZWEDEN, 1971-1975

Jaar	Nederland	Zweden
1971	346	305
1972	295	326
1973	310	309
1974	281	285
1975	277	273
1971/1975 (gem.)	302	300

nen zijn tussen bedoelde grotere toegankelijkheid van de bevolking voor de moderne geneeskunde enerzijds en de perinatale sterfte anderzijds. Met behulp van multi-pele correlatierekening is daarom onderzocht of de gevonden samenhang tussen hospitalisatie van de barenden en de perinatale sterfte in stand bleef indien de eventuele invloed van deze opnamecoëfficiënt (lees: toegankelijkheid voor de moderne geneeskunde) zou zijn geëlimineerd. Dit bleek het geval te zijn en wij hebben gemeend, dat dit steun geeft aan de veronderstelling dat het gevonden verband als causaal mag worden beschouwd.

6. Een hoge correlatiecoëfficiënt zal nooit mogen worden gehanteerd als bewijs voor een causaal verband. Wij hebben daarop ook duidelijk gewezen. Het vermoeden van het bestaan van een dergelijk verband wordt echter sterker als men het cijfermateriaal op verschillende, van elkaar onafhankelijke wijzen benadert en telkens tot overeenkomstige uitkomsten geraakt.

De conclusie uit tabel 7 van het artikel van TREFFERS (1978), waarin een aantal steden afzonderlijk worden bezien, heeft niet veel indruk op ons kunnen maken. TREFFERS en BREUR noemen dit „naar bevolkingsaantal gestandaardiseerde” gemeenten. De betekenis van dit laatste blijkt gelegen in het simpele feit, dat ze alle meer dan 100.000 inwoners tellen. De cijfers van genoemde tabel zijn echter niet gestandaardiseerd naar leeftijd van de moeder en geboorteringnummer van het kind. Dit laatste lijkt van veel belang. Als voorbeeld diene het volgende. In 1971-1973 bedroeg de doodgeboorte van 2e en 3e kinderen, geboren uit moeders van 34 jaar en jonger, 6,7%, terwijl de mortaliteit van eerstgeborenen uit moeders van 30 jaar en ouder bijna 3 maal zo hoog, nl. 19,2% beliep. De perinatale sterfte van deze beide groepen kinderen bedroeg resp. 13,4 en 30,1%. Bij dergelijke grote verschillen in perinatale sterfte zal men óf uitsluitend cijfermateriaal dienen te gebruiken, dat vergelijkbaar is gemaakt door standaardisatie naar leeftijd van de moeder en rangnummer van het kind, óf men zal uitsluitend gemeenten met een overeenkomstige leeftijdrangnummer-verdeling met elkaar dienen te vergelijken. Het is echter moeilijk om aan te nemen dat de leeftijd-rangnummervdeling in de genoemde gemeenten weinig of niet uiteen zal lopen. Er is vooral reden om een aanzienlijke incongruentie te veronderstellen, als men bedenkt dat in 1971-1974 het geboortecijfer, berekend per 1000 vrouwen van 15-44 jaar in Amsterdam 53 bedroeg, in 's-Gravenhage 54, in Maastricht 55, maar in Dordrecht, Apeldoorn en Enschede resp. 70, 74 en 74. Dit cijfer was in laatstgenoemde gemeenten dus niet minder dan 40% hoger dan in Amsterdam.

Wij menen dan ook dat het ontbreken van een duidelijke correlatie tussen de ongestandaardiseerde gegevens van de grote steden — zoals genoemd aan het einde van punt 6 van het „ingezonden” — van weinig betekenis is.

7. Wij hebben gemeend, dat de uitkomsten van de berekeningen (HOOGENDOORN 1978) steun geven aan de veronderstelling dat „een verdere toeneming van de hospitalisatie van de barenden, vooral in provincies waar deze is achtergebleven, een verdere daling van de perinatale sterfte tot gevolg zal hebben”. Niet meer en niet minder. Het moet ons van het hart. dat de kritiek van TREFFERS en BREUR hierin geen verandering heeft kunnen brengen.

Het is ons niet duidelijk, waarom de resultaten van een statistische analyse over het verband tussen beide grootheden niet op normale wijze zou mogen worden doorgegeven. Dit behoeft anderen allermindst te weerhouden om met alle hiertoe geschikte middelen te trachten de perinatale sterfte verder te doen dalen. Dit geldt zowel bij een situatie, waarin

60% van de barenden wordt gehospitaliseerd als bij een volledige hospitalisatie.

Literatuur: HOOGENDOORN, D. (1978) *Ned. T. Geneesk.* 122, 1171. — TREFFERS, P. E. (1978) *Ned. T. Geneesk.* 122, 291. — *World Health Statistics Annual 1971-1975*. Vol. I. World Health Organisation, Genève.

Wijhe (Ov.)
Voorburg, oktober 1978

D. HOOGENDOORN
C. A. W. CITTEUR

Resultaten bij acupunctuur?

Met zijn artikel heeft collega VAN DIJK (1978) ons een belangwekkende beschrijving gegeven van het soort patiënten dat zich — althans in Haarlem — door acupunctuur laat behandelen (ongodsdienstige, intellectuele vrouwen van middelbare leeftijd). Had hij het daarbij gelaten, dan zou zijn bijdrage zonder meer als „waardevol” gekwalificeerd kunnen worden. Uit de laatste alinea van zijn artikel blijkt echter pas dat VAN DIJK behalve het „inzicht krijgen in enige variabelen bij de acupunctuurbehandeling” ook nog de bedoeling had „wegen te vinden om resultaten van behandeling te kunnen beoordelen”. In dit laatste opzicht is het onderzoek echter niet meer geworden dan een — ongetwijfeld goed bedoelde — poging.

VAN DIJK volgde de methode van de retrospectieve cohortstudie (MACMAHON en PUGH 1970). Opgemerkt zij echter in de eerste plaats dat het een zeer bijzonder cohort is geworden, namelijk van patiënten die zichzelf hebben aangemeld en dus kennelijk: (a) hiertoe gemotiveerd waren, (b) vertrouwen hadden in de behandeling, (c) het geld hadden voor de behandeling, en (d) de tijd ervoor hadden. Veel erger is dat de resultaten op geen enkele manier vergeleken worden met die van een controlegroep. Als VAN DIJK constateert dat in 31 à 34 procent van de gevallen de hoofdpijn van patiënten verdween na acupunctuur, blijkt nergens uit, dat dit meer is dan het percentage dat spontaan zou zijn genezen. (Misschien is het zelfs wel minder!) Ik geef toe dat het onderzoek wel ingewikkelder zou worden als men hiermee ook nog rekening moet houden. Maar het is nu eenmaal niet anders. Gelukkig bestaan er echter boeken over dit onderwerp. Men leze hiertoe behalve MACMAHON en PUGH (1970) ook, bij voorbeeld, CAMPBELL en STANLEY (1966).

Tenslotte is het toch ook wel een tekortkoming van VAN DIJK's methode om het resultaat alleen op subjectieve gronden te meten. Dit gebeurde kennelijk om „het eigen karakter van de methode te respecteren”. Doelt VAN DIJK hiermee op een onvermogen van de behandeling om objectief aantoonbare veranderingen te bewerkstelligen? VAN DIJK loopt door deze benadering onder meer voorbij aan het feit, dat iemand die zich gedurende 15 zittingen op 50 km afstand van zijn woonplaats heeft laten behandelen à raison van 50 gulden per zitting, zichzelf toch wel goed voor schut zet als hij achteraf zou toegeven dat hij niet op zijn minst een „lichte verbetering” heeft opgemerkt.

Een behandelingsmethode waar zo'n 700 acupuncturisten, waaronder 400 artsen, per jaar gemiddeld f 70.000 aan verdienen (zoals uit VAN DIJK's cijfers blijkt), heeft recht op een betere evaluatie.

Literatuur: CAMPBELL, D. T. en J. C. STANLEY (1966) *Experimental and quasi-experimental designs for research*. Rand McNally, Chicago. — DIJK, P. A. VAN (1978) *Ned. T. Geneesk.* 122, 1442. — MACMAHON, B. en T. F. PUGH