

# INGEZONDEN

(Buiten verantwoordelijkheid van de redactie; deze behoudt zich het recht voor de stukken te bekorten)

## *De relatie tussen de hoogte van de perinatale sterfte en de plaats van de bevalling: thuis dan wel in het ziekenhuis*

Enkele kanttekeningen bij het artikel van HOOGENDOORN (1978). TREFFERS en BREUR (1978) reageerden op dit artikel.

Wij menen, dat er nog aanleiding bestaat om op enkele aspecten van het artikel van HOOGENDOORN in te gaan, mede omdat er op basis van het artikel voorbarige conclusies zouden kunnen worden getrokken t.a.v. de thuisbevalling. Hoewel HOOGENDOORN met name in de slotzin van het artikel een genuanceerd standpunt inneemt t.a.v. de thuisbevalling wekken zowel de opbouw van zijn verhaal als enkele suggestieve opmerkingen tussendoor bij de lezer gemakkelijk de indruk, dat de thuisbevalling een (door de cijfers) achterhaalde aangelegenheid is. Wij willen in de eerste plaats enkele kanttekeningen plaatsen bij de gebruikte statistische methode en de interpretatie van de uitkomsten. Bovendien zal ingegaan worden op het begrip causaliteit.

HOOGENDOORN tracht causaliteit tussen hospitalisatiegraad en perinatale sterfte aannemelijk te maken door analyses, enerzijds gebaseerd op cijfermateriaal naar leeftijd van de moeder en rangnummer van het kind, en anderzijds op cijfermateriaal m.b.t. provincies.

*De analyse naar leeftijd en rangnummer.* HOOGENDOORN heeft correlaties van 0,93 en 0,38 gevonden tussen de perinatale sterfte en de hospitalisatiegraad voor resp. de periode 1956/58-1965/67 en de periode 1965/67-1971/73. (De derde associatie, die betrekking heeft op de gehele periode, is volledig bepaald door de bovengenoemde associaties en zal derhalve verder buiten beschouwing blijven.) De gevonden associatie in de laatste periode (0,38) is niet significant. Voor het aantonen van causaliteit lijkt een significante associatie toch wel een minimumeis. In ieder geval wordt door deze cijfers de indruk gewekt van een in de tijd afnemende associatie. Aan bovenstaand cijfermateriaal kan men dan ook geen voorspellende waarde ontleen. Deze indruk wordt nog versterkt door een nadere analyse van het onderliggende cijfermateriaal.

Om causaliteit aannemelijk te maken zou de geconstateerde associatie in het gehele waarnemingenmateriaal aanwezig moeten zijn. De associatie mag niet bepaald worden door één of meer uitschieters. In het geval van de analyse van de hospitalisatiegraad en perinatale sterfte naar leeftijd en rangnummer blijkt de associatie volledig bepaald door twee waarnemingen nl. de groepen: (1) eerste kind van moeder 30-34 jaar; (2) eerste kind van moeder ouder dan 35 jaar. Medisch gezien zijn deze groepen reeds jarenlang bekend als risico-groepen. Indien deze twee waarnemingen worden weggelaten, verdwijnt de associatie bijna volledig ( $r=0,21$ ).

Overigens heeft het resterende cijfermateriaal (12 waarnemingen) betrekking op 95% van het aantal bevallingen in Nederland. Het is dan ook zeer de vraag of met behulp van de gevonden associaties causaliteit aannemelijk gemaakt kan worden. Bij een dergelijke analyse dient ook gekeken te worden naar de coëfficiënten van de veronderstelde relaties. Met name de hellingshoek (0,54) maakt door de standaardafwijking (0,38) een niet al te betrouwbare indruk. Worden de bovenvermelde 2 waarne-

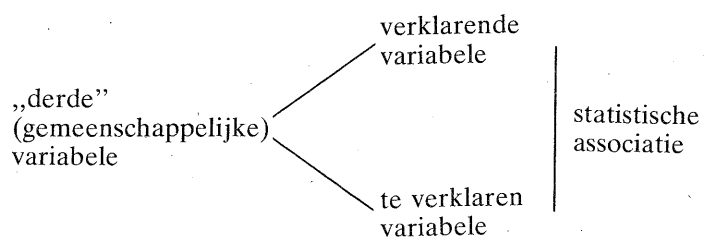
mingen uit de analyse gelaten, dan wordt de hellingshoek volstrekt onbetrouwbaar (hellingshoek=0,25 met standaardafwijking 0,37).

*De analyse op provinciaal niveau.* HOOGENDOORN onderzoekt de relaties tussen de perinatale sterfte en de hospitalisatiegraad op provinciaal niveau op basis van absolute getallen (percentages) in drie periodes. Hier worden niet, zoals voor de leeftijd-rangnummergroepen, de verschillen tussen twee periodes geanalyseerd. Toch zou het consequenter zijn geweest als HOOGENDOORN ook hier de analyse had gebaseerd op de toename resp. afname in percentages, te meer daar in de conclusie gesuggereerd wordt, dat een toename in hospitalisatiegraad een daling in de perinatale sterfte tot gevolg zou hebben. Dit wordt geenszins door de cijfers ondersteund. In de periode tussen 1956/58 en 1965/67 is de associatie tussen toename van hospitalisatie en daling van perinatale sterfte  $-0,07$  en in de periode tussen 1965/67 en 1971/73 bedraagt de associatie 0,45. Hiermee wordt versterkt, dat het causale model van HOOGENDOORN te eenvoudig is.

Terugkerend naar de door HOOGENDOORN uigevoerde analyses (op provinciaal niveau) kan gesteld worden, dat de berekeningen aan hetzelfde euvel lijden als de berekeningen op basis van leeftijd-rangnummergroepen. Indien ook hier gekeken wordt naar de onderliggende structuur van de waarnemingen, dan valt op dat in het laatste jaar (1971/73) twee provincies (Friesland en Drenthe) een zeer afwijkende positie innemen. Weglating van deze twee provincies geeft een associatie, die niet significant is:  $r=0,22$ . Ook indien naar de verschillen tussen de jaren 1966/67-1971/73 wordt gekeken, blijkt er met weglating van deze twee provincies geen associatie aanwezig ( $r=0,14$ ). Verder blijkt na weglating van deze provincies de hellingshoek niet meer significant van nul te verschillen hellingshoek  $-0,017$ , standaardafwijking  $-0,028$ .

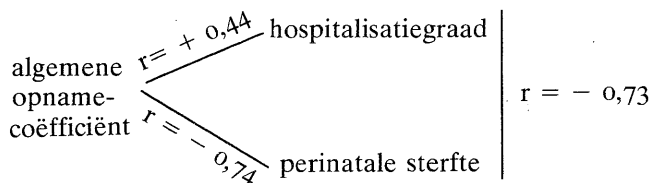
Concluderend kan gesteld worden dat de associatie wederom veroorzaakt wordt door één of enkele uitschieters. Dit feit op zichzelf maakt causaliteit veel minder aannemelijk dan door HOOGENDOORN verondersteld wordt. In het antwoord aan TREFFERS en BREUR staat zelfs letterlijk: „dat verschillen in hospitalisatiegraad verantwoordelijk zijn voor 50 à 60% van de tussen de provincies bestaande verschillen in perinatale sterfte”. Dit nu lijkt door de cijfers te worden tegengesproken.

*Het begrip causaliteit.* Zowel HOOGENDOORN als TREFFERS en BREUR, maar ook KLOOSTERMAN (1978) wijzen erop, dat een sterke mate van correlatie tussen 2 variabelen niet betekent dat de relatie dan ook causaal van aard genoemd mag worden. De statistische associatie kan uitsluitend aanwezig zijn, omdat zowel de „verklarende variabele” (hospitalisatiegraad) als de „te verklaren variabele” (perinatale sterfte) geassocieerd is met een „derde gemeenschappelijke variabele” of complex van factoren. Dit kan schematisch als volgt worden weergegeven:



HOOGENDOORN heeft getracht dit probleem op te lossen door gebruik te maken van de algemene opname-coëfficiënt als een indicatie voor factoren die indirect de statistische associatie hebben veroorzaakt. Uit theoretisch oogpunt lijkt het ons zwak om de vele factoren, waarvan bekend is en vermoed kan worden, dat ze geassocieerd zijn met de perinatale sterfte onder de ene noemer, nl. de algemene opname-coëfficiënt, te brengen.

Op deze plaats willen we echter ingaan op het bovenvermelde model, nu gebaseerd op de provincies in de periode 1971/73:



Hieruit kan men zien dat de associatie tussen hospitalisatiegraad en perinatale sterfte even groot is als de associatie tussen algemene opname-coëfficiënt en de perinatale sterfte. Moeten wij nu overwegen om de opname-frequentie van alle soorten patiënten te zamen en dus ook van beide geslachten, als een oorzaak te zien voor de afname in de perinatale sterfte?

HOOGENDOORN geeft aan, dat de partiële correlatie-coëfficiënt tussen de hospitalisatiegraad en de perinatale sterfte blijft bestaan ( $r = - 0,66$ ) nadat het effect van de algemene opname-coëfficiënt is geëlimineerd. Hij gebruikt dit resultaat om steun te geven aan de redenering, dat de onderzochte relatie een causaal verband aangeeft. Wij hebben de partiële correlatie-coëfficiënt berekend tussen de algemene opname-coëfficiënt en de perinatale sterfte na eliminatie van het effect van de hospitalisatiegraad. Deze partiële correlatie-coëfficiënt is even hoog en statistisch even significant als de voorgaande ( $r = - 0,69$ ). Wij denken dan ook dat het veel meer voor de hand ligt te veronderstellen, dat deze drie variabelen indirect geassocieerd zijn op een wijze die veel complexer is dan op grond van deze analyse geconcludeerd kan worden. Wij zijn ervan overtuigd dat een beter begrip van de factoren die aan de daling in de perinatale sterfte ten grondslag liggen, alleen bereikt kan worden door analyse van gegevens op individueel niveau. lechts op deze wijze kan onderscheid gemaakt worden tussen factoren die direct dan wel indirect in verband staan met de perinatale sterfte.

*Literatuur:* HOOGENDOORN, D. (1978) *Ned. T. Geneesk.* 122, 1171. — KLOOSTERMAN, G. J. (1978) *Ned. T. Geneesk.* 122, 1161. — TREFFERS, P. E. en W. BREUR (1978) *Ned. T. Geneesk.* 122, 1856.

Maastricht,  
Rotterdam, januari 1979

A. AMENT  
W. G. VAN ARKEL  
F. HARMSZE  
R. HAYES

TREFFERS en BREUR (1979) vinden het noodzakelijk opnieuw in te gaan op de opmerking, die op bl. 1173 van het oorspronkelijke stuk (HOOGENDOORN 1978/b) is gemaakt over Zweden. Wie de daar gekozen woorden — doelbewust in kleine letters gedrukt en als „curiosum” gepresenteerd — leest, zal begrijpen dat dit onderdeel van de discussie weinig zin heeft. Ook het vermelden van landen met een hoge hospitalisatiegraad en toch tamelijk hoge cijfers voor perinatale sterfte is tamelijk zinloos. Wij zouden om-

gekeerd een groot aantal landen kunnen noemen waar een zeer lage hospitalisatiegraad gepaard gaat met een zeer hoge perinatale sterfte. Overigens zijn de door TREFFERS en BREUR vermelde gegevens over West-Duitsland, Engeland e.a. reeds lang door veel lagere cijfers achterhaald (WHO 1978).

Opnieuw doen deze auteurs een zeer selecte keus uit het totale materiaal als zij het enigszins uit de toon vallende percentage hospitalisatie van Noord-Brabant (37,26) vergelijken met dat van Drenthe (31,62) en van Noord-Holland (60,13). Opnieuw moeten wij antwoorden: bezie het totale materiaal en licht er niet enkele uitgezochte gegevens uit die een argument zouden kunnen inhouden ten gunste van een bepaalde opvatting.

De discussie, zowel in het eerste als in het laatste stuk van TREFFERS en BREUR, (1978, 1979), als ook in het stuk van AMENT c.s. (1979) blijft zich concentreren op twee vragen:

1. Welke vorm van regressie is het meest aanvaardbaar, rechte of kromlijnige?

2. Mag men een correlatie beschouwen als de weergave van een causaal verband?

Ad 1. Destijds zijn alle correlatierekeningen uitgevoerd zowel volgens lineair als volgens exponentieel en dubbello-garitmisch model. Om het stuk niet te ingewikkeld te maken hebben wij ons ter wille van de lezer grotendeels tot het eerstgenoemde model beperkt. Het feit, dat daardoor de meeste correlatiecoëfficiënten iets lager werden, hebben wij op de koop toegenomen. In ons eerste antwoord aan TREFFERS en BREUR (HOOGENDOORN en CITTEUR 1978) hebben wij gewezen op de te verwachten afnemende meer-opbrengst. Zowel het nuchtere verstand als het verloop van de puntenwolk (HOOGENDOORN 1978, figuur 1) dwingt hiertoe. Het kost ons daarom geen enkele moeite om over te stappen op kromlijnige regressie. De uitkomsten veranderen daarmee niet wezenlijk.

Zowel TREFFERS en BREUR als AMENT c.s. getroosten zich nu veel moeite om uit het totale cijfermateriaal die getallencombinaties te lichten, die onze opmerking over de afnemende meeropbrengst illustreren. Beide ingezonden stukken zouden duidelijk maken dat de grens waarboven verdere hospitalisatie minder effect zou hebben, bij omstreeks 37% zou liggen. Dit mag o.i. geen motief zijn om te trachten de hospitalisatiegraad tot die hoogte terug te brengen, want zelfs al zou dit percentage ongeveer juist zijn, dan moet er in de eerste plaats op worden gewezen, dat in bepaalde provincies dit percentage niet wordt bereikt. Oovendien rijst de vraag of, ook in provincies waar dit percentage wordt overschreden, nauwkeurig die kraamvrouwen in het ziekenhuis terecht komen voor wie dat wenselijk zou zijn. Het lijkt allerminst te gewaagd om te veronderstellen, dat ook in 1977, toen nog slechts 38,3% van de geboorten „thuis” plaatsvond, zich hieronder een aantal bevond dat beter in het ziekenhuis zou kunnen zijn J. behandeld. En onder de vrouwen, die klinisch bevallen, bevindt zich een aantal dat eerst op een laat, resp. te laat ogenblik naar het ziekenhuis is verwezen. Hoe hoger het percentage vrouwen is voor of door wie primair voor het ziekenhuis wordt gekozen, des te groter is de kans dat alle daarvoor in aanmerking komende pathologie in het ziekenhuis terecht komt. En, zoals eerder is opgemerkt: of een bevalling een normaal verloop heeft, kan pas na afloop met enige zekerheid worden vastgesteld. Ook al neemt de „meeropbrengst” bij een steeds verder stijgende hospitalisatiegraad af, men zal toch graag het maximaal bereikbare rendement, resp. de asymptoot zo dicht mogelijk benaderen.

Ook AMENT e.a. citeren wel zeer select door eerst uit te gaan van de gegevens die bij het onderdeel over de leeftijd-rangnummergroepen de laagste correlatiecoëfficiënt opleverden ( $r = -0,38$ ) en vervolgens het daarbij behorende cijfermateriaal te ontdoen van een tweetal leeftijd-rangnummergroepen. Bovendien laten zij de vergelijking van 1971-'73 met 1956-'58 buiten beschouwing. Juist als men de voorkeur geeft aan kromlijngige regressie lijkt dit niet zinvol. Bewerking van het cijfermateriaal met betrekking tot deze tijdvakken levert bij exponentiële regressie een correlatiecoëfficiënt  $r = +0,78$  op en bij dubbellogaritmische regressie  $r = +0,75$ .

AMENT e.a. betreuren het, wellicht terecht, dat wij bij het vele cijfermateriaal dat wij reeds hebben overlegd, niet ook de resultaten hebben gepubliceerd van onze berekeningen betreffende de relatie tussen de van periode tot periode stijgende hospitalisatiegraad per provincie en de daarmee gepaard gaande daling van de perinatale sterfte. Deze schrijvers geven zelf een voorbeeld van de uitkomsten bij toepassing van kromlijngige regressie. Wij vergeleken voor elk van de 11 provincies de van periode tot periode aan de dag tredende stijging van de hospitalisatie met de daling van de perinatale sterfte:

Vergelijking van	Correlatiecoëfficiënten	
	Exponentiële	Dubbellogaritmisch
1965-'67 met 1956-'58	$r = -0,09$	$r = -0,17$
1971-'73 met 1956-'58	$r = +0,49$	$r = +0,51$
1971-'73 met 1965-'67	$r = +0,55$	$r = +0,77$

Deze uitkomsten suggereren, dat een sterke stijging van de hospitalisatie in het algemeen gepaard is gegaan met een sterke daling van de perinatale sterfte. Het valt op dat bij deze analyse juist de vergelijking van 1971-'73 met 1965-'67 de hoogste score boekt. Bij de overeenkomstige werkwijze met betrekking tot de leeftijd-rangnummergroepen was het omgekeerde het geval.

Ad 2. De *causaliteit* als tweede discussiepunt. Beide ingezonden stukken besteden hieraan veel aandacht. Wij hebben het gevoel dat ons hierbij ten onrechte bepaalde beweringen in de mond worden gelegd. AMENT e.a. citeren ons zelfs op tendentieuze wijze: HOOGENDOORN zegt letterlijk: „(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”. Hierbij heeft men de hierboven, thans door ons tussen haakjes geplaatste relativerende woorden weggelaten.

Wij willen graag, zij het bij herhaling, zeggen dat ook een hoge correlatiecoëfficiënt geen bewijs vormt voor een causaal verband. Het vermoeden op het bestaan van een dergelijk verband wordt echter gesteund als met het cijfermateriaal op verschillende van elkaar onafhankelijke wijzen benadert en telkens tot overeenkomstige uitkomsten geraakt. Ook lijkt het, om niet verkeerd begrepen te worden, wenselijk om duidelijk te zeggen dat naar onze overtuiging de mate van hospitalisatie slechts één van de factoren kan zijn die invloed uitoefenen op tussen bevolkingsgroepen bestaande verschillen in perinatale sterfte. Deze andere, zogenaamd „storende factoren” zul-

len de correlatiecoëfficiënten in het algemeen lager doen uitvallen.

Trachten wij tenslotte het geheel te overzien, dan komen wij tot het volgende:

1. In een tijdreeks bestaat een uitzonderlijk hoge negatieve correlatie tussen hospitalisatiegraad en perinatale sterfte (correlatiecoëfficiënten  $-0,992$  en  $-0,997$ ).

2. Leeftijd-rangnummergroepen. Vergelijking van de drie beschouwde perioden laat correlatie zien tussen de stijging van de hospitalisatie en de daling van de perinatale sterfte. Het duidelijkst is dit het geval bij vergelijking van 1956-'58 met 1965-'67, zwak bij vergelijking van 1971-'73 met 1965-'67.

3. De provincies. Van elk van de drie perioden kan gezegd worden dat een hoge hospitalisatiegraad, per provincie gemeten, in het algemeen gepaard gaat met een lage perinatale sterfte, en dat een lage hospitalisatiegraad gepaard gaat met een hoge perinatale sterfte.

4. In het algemeen kan gezegd worden (zie boven) dat in de provincies, waarin van tijdvak tot tijdvak de hospitalisatie sterk steeg, de perinatale sterfte sterk daalt. Hier is juist de vergelijking van 1971-'73 met 1965-'67 het overtuigendst, terwijl de vergelijking van 1965-'67 met 1956-'58 geen conclusie toelaat.

5. In een eerder artikel (HOOGENDOORN 1978a) is er op gewezen dat tussen hospitalisatiegraad, perinatale sterfte en percentage kunstverlossingen zeer hoge correlatiecoëfficiënten bestaan. Het viel daarbij op dat met het stijgende aantal kunstverlossingen en de toenemende hospitalisatie vooral de sterfte aan „gevolgen van de baring” sterk was afgenomen. De correlatiecoëfficiënt tussen het percentage kunstverlossingen enerzijds en de sterfte aan laatstgenoemde groep van doodsoorzaken anderzijds werd bepaald op  $r = -0,97$ . Dit wekt de indruk dat voor een stijgend aantal vrouwen het verblijf in het ziekenhuis heeft geleid tot het ondergaan van een kunstverlossing, die levenreddend voor het kind is geweest. De bij sommigen heersende overtuiging dat soms onnodig tot een kunstverlossing wordt besloten, doet hieraan niets af.

6. Een belangrijke aanwinst voor de moderne verloskunde is de bewakingsapparatuur. Deze wordt uitsluitend in ziekenhuizen toegepast.

Al deze waarnemingen te zamen hebben ons tot de uitspraak gebracht, dat zij *steun* geven aan de *veronderstelling* dat het in het oorspronkelijke artikel aan de orde gestelde verband causaal mag worden genoemd. „Indien men deze veronderstelling als juist mag beschouwen is er reden te verwachten, 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” (HOOGENDOORN 1978, slotconclusie). De lezer zal moeten beoordelen of deze argumenten voldoende steun geven aan de vermelde verwachting.

*Literatuur:* AMENT, A., W. G. VAN ANDEL, F. HARMSZE e.a. (1979) *Ned. T. Geneesk.* 123, 1038 — HOOGENDOORN, D. (1978a) *Ned. T. Geneesk.* 122, 691; (1978b) *Ned. T. Geneesk.* 122, 1171. — HOOGENDOORN, D. en C. A. W. CITTEUR (1978) *Ned. T. Geneesk.* 122, 1857. — TREFFERS, P. E. en W. BREUR (1978) *Ned. T. Geneesk.* 122, 1856; (1979) *Ned. T. Geneesk.* 123, 852. — WHO (1978) *World Health statistics annual*. World Health Organization, Genève.

Wijhe, mei 1979

C. A. W. CITTEUR  
D. HOOGENDOORN