

tussen eerste en tweede echelon

2

over praktijkgrootte en productiecijfers
van huisartsen

 NIVEL
bibliotheek
drieharingstraat 6
postbus 1568
3500 bn utrecht
telefoon: 030 319946

b.h. posthuma

j. van der zee

 NIVEL
bibliotheek
drieharingstraat 6
postbus 1568
3500 bn utrecht
telefoon: 030 319946

utrecht/groningen augustus 1978

I. Inleiding.

De gedachte dat de consumptie van intramurale specialistische gezondheidszorg per hoofd van de bevolking fluctueert naar de beschikbaarheid aan faciliteiten per regio, dat het 'aanbod van dit soort zorg de vraag ernaar bepaalt', is in kringen van beleid langzamerhand gemeengoed geworden. Dat beperkingen van het aantal ziekenhuisbedden per hoofd de klinische consumptie afremt is dankzij deze opvatting een gemeenplaats geworden.

De stelling dat gelijktijdige versterking van de eerste lijn van de gezondheidszorg hetzelfde consumptieverlagend effect zou hebben is meer omstreden.

Hoewel in de onderzoeken van de werkgroep 'macrorekenmodel gezondheidszorg' het verband tussen aantallen huisartsen per bevolkings-eenheid en verwijs-, opname- en ligduurcijfers in meerdere studies wordt aangetoond ¹⁾, vinden wijzelf in een analyse van cijfers per gemeente geen relatie (zie het eerste deel ²⁾ van onze rapportage over ons onderzoek naar achtergronden van verwijs-, opname- en ligduurcijfers; Posthuma en Van der Zee, 1977), en dat terwijl deze studie van gemeentelijke cijfers nog wel was bedoeld om de resultaten van de werkgroep 'macrorekenmodel' te repliceren. Zoals we zelf al aankondigden, is het laatste woord over de aard van het verband tussen praktijkgrootte en verwijscijfers van huisartsen nog niet gesproken. We opperden reeds dat het beter zou zijn in plaats van de (macro-) relatie tussen gemiddelde praktijkgrootte en productiecijfers (zoals we verwijs- en opnamecijfers wel mogen noemen) uit de huisartspraktijk, een niveau te dalen en in de huisartspraktijk zelf deze relatie te bestuderen. Een dergelijk onderzoek vergt echter een grote inzet van de zijde van de onderzochte huisartspraktijk en de onder-

1) *Zij het niet onweersproken. Onze kritiek op het eerste belangrijke rapport van de werkgroep 'Het ziekenhuis in de gezondheidszorg' betref met name dit onderdeel.*

2) *Dit eerste deel is in december 1977 gepubliceerd als een gezamenlijk rapport van het Nederlands Huisartsen Instituut en het Instituut voor Sociaal-Medische Wetenschap der R.U. Groningen. Het grootste deel van de tekst verscheen als een artikelenserie in Medisch Contact (1978, nrs. 4 - 8, 27 - 1 tot 24 - 2 - 1978). In deze publicatie halen we uitsluitend het rapport aan, niet de artikelen.*

zoekers; vandaar dat men de barrières ervan tot nu toe niet heeft durven of kunnen nemen.

Willen we desalniettemin enig inzicht verwerven in het verband tussen praktijkgrootte en bijvoorbeeld verwijscijfers van huisartsen naar klinisch specialisten dan moet men terugvallen op materiaal, verzameld in de 'pionierstijd' van de huisartsgeneeskunde (eind jaren zestig). In dit geval gaat het om materiaal wat door Van Es en Pijlman (destijds respectievelijk directeur en medewerker van het Nederlands Huisartsen Instituut te Utrecht) in 122 Nederlandse huisartspraktijken is verzameld. Over deze 122 praktijken waren enkele globale gegevens bekend en deze zijn in verband gebracht met gedurende vier weken in het najaar van 1968 geregistreerde contactfrequentie- en verwijscijfers. We zijn in de gelegenheid geweest het verband tussen praktijkgrootte en verwijscijfers in dit onderzoek aan een nadere beschouwing te onderwerpen. Ook hier moet natuurlijk het nodige voorbehoud worden gemaakt ten aanzien van de resultaten. Immers dit gegevensmateriaal is al weer tien jaar oud en het betreft hier een dwarsdoorsnede-analyse: men hoede zich voor overmoedige predicties van schijnbaar causaal gerelateerde fenomenen in de tijd.

Alvorens we overgaan tot bespreking van de resultaten uit deze 'heranalyse' van het verwijsonderzoek van Van Es en Pijlman, willen we voor de lezer eerst nog een korte samenvatting geven van de voorgaande discussies over relaties op macroniveau tussen productiecijfers van het tweede echelon - verwijs-, opname- en ligduurcijfers - en praktijkgrootte van de huisarts, respectievelijk de (inverse) variabele, aantal huisartsen per inwoner (huisartsendichtheid). Inmiddels zijn immers enkele nieuwe studies (de proefschriften van Van der Gaag en Rutten) uit de werkgroep macrorakenmodel gezondheidszorg verschenen.

Een kritische bespreking van deze twee studies vormt het onderwerp van het tweede hoofdstuk van dit rapport.

De resultaten van de heranalyse van het materiaal uit het onderzoek van Van Es en Pijlman worden in hoofdstuk III gepresenteerd, terwijl we in het vierde hoofdstuk nagaan wat het effect van het verwijscijfer is op de mate van 'ernst' van de verwijstdiagnose.

Een samenvatting vindt men in hoofdstuk V. Als bijlage is opgenomen de discussie die wij met de werkgroep macrorekenmodel hebben gevoerd naar aanleiding van onze publicaties in Medisch Contact.

II. Praktijkgrootte en productiecijfers op macroniveau; een korte inhoud van het voorafgaande.

In het onderzoek waarin wij probeerden met behulp van een aantal per gemeente verzamelde gegevens over verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers van ziekenfondspatiënten zoals verzameld door het Landelijk Informatie Systeem Ziekenfondsen en gepubliceerd in haar Jaarboek 1974, het door de werkgroep 'macrorekenmodel gezondheidszorg' tot dan toe gedane onderzoek te herhalen, kwamen wij voor een groot aantal punten tot dezelfde conclusies, maar wat betreft de invloed van het aantal huisartsen per bevolkingseenheid (gemiddelde praktijkgrootte ofwel huisartsendichtheid) tot zelfs tegenovergestelde resultaten.

Ook wij vonden (zie "Tussen eerste en tweede echelon I", hfdst. II, par. 7) in gebieden met naar verhouding veel beschikbare ziekenhuisbedden per bevolkingseenheid (een variabele die, weliswaar nogal ongedifferentieerd, een maatstaf is voor de hoeveelheid beschikbare specialistische faciliteiten) hogere verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers; ook wij vonden dezelfde relaties bijvoorbeeld tussen de variabele 'percentage bejaarden in een gemeente' en de gemiddelde verpleegduur per ziekenhuisopname; maar in plaats van het resultaat: hoe meer huisartsen hoe minder ziekenhuisopnamen, vonden wij het omgekeerde.

In de literatuur over de invloed van 'aanbod factoren' in de gezondheidszorg op de vraag naar medische hulp geeft Van der Gaag (1978) in zijn proefschrift over de Nederlandse gezondheidszorg (hfdst.2, pag. 7-14) weer dat de hierboven geschetste tegenstrijdigheid in andere studies ook wordt aangetroffen. Van der Gaag merkt bijvoorbeeld op dat Feldstein in zijn analyse van de Britse gezondheidszorg ook een positief verband tussen huisartsendichtheid en gebruik van ziekenhuisbedden vond (data 1960, cross-sectie analyse). Hij zelf vindt in het onderzoek met gegevens voor de 11 provincies over de jaren 1960-1972 echter hetzelfde resultaat als in de eerste publicatie van "Het ziekenhuis in de gezondheidszorg": hoe meer huisartsen hoe minder verwijzingen of ziekenhuisopnamen; sterker nog (nu worden ook tijdreeksen geanalyseerd): toename van het aantal

huisartsen doet de klinische consumptie verminderen. Wij hadden nogal wat critiek op de wijze waarop deze conclusie was geformuleerd en op het materiaal op grond waarvan ze was getrokken in de studie "Het ziekenhuis in de gezondheidszorg" (met name op de correctie naar leeftijd en geslacht van de opnamecijfers). Ook de resultaten van deze analyse ten aanzien van de relatie tussen huisartsendichtheid en productiecijfers van het tweede echelon zullen door ons van de nodige kritische kanttekeningen worden voorzien. Met name een belangrijk bezwaar van alle gegevensverzamelingen van de Leidse werkgroep (de samenhang tussen huisartsendichtheid en leeftijdsopbouw van de bevolking) maakt de door hen ondervonden relaties vrijwel zonder uitzondering dubieus.

Als we de resultaten van Van der Gaag's studie globaal samenvatten, dan constateert hij nogmaals dat de ontwikkeling van het aantal huisartsen van cruciaal belang is voor het toekomstig verloop van verwijs-, opname- en ligduurcijfers (zie met name hfdst. 9 over 'toekomstige ontwikkelingen').

Naast onze kritiek zullen we de resultaten uit eigen onderzoek hiertegenover stellen en verder gaan op de weg om enerzijds uit te zoeken hoe het komt dat wij andere resultaten vinden en anderzijds een poging te wagen iets meer te weten te komen over de in macro-modellen veronderstelde mechanismen.

Hoe ligt de relatie tussen praktijkgrootte en verwijscijfers nu in de huisartsenpraktijk zelf?

Van der Gaag verklaart het ontbreken van een verband tussen praktijkgrootte en verwijscijfers in het onderzoek van Van Es en Pijlman uit het lage aggregatieniveau van de cijfers per huisartsenpraktijk (pag. 70); hij is van mening dat particuliere eigenaardigheden van de huisarts of van diens praktijksamenstelling het verband tussen verwijscijfers en praktijkgrootte sterk kunnen vertroebelen.

Het is natuurlijk mogelijk dat allerlei toevalsfluctuaties in uitkomsten systematische invloeden verdoezelen bij gedesaggregeerde (individuele) gegevens. Als deze individuele gegevens worden samengevoegd, geaggregeerd tot cijfers per rayon of gemeente kunnen

de toevalsfluctuaties min of meer worden geëlimineerd. Toch is de bewering van Van der Gaag niet erg steekhoudend. Indien de invloed van praktijkgrootte op verwijscijfers op individueel niveau wordt bestudeerd, rekening houdend met allerlei andere factoren, die het verwijscijfer systematisch beïnvloeden, moet, als er werkelijk een verband bestaat tussen praktijkgrootte en verwijscijfer, dit verband ook worden gevonden. In een voldoende grote steekproef conditioneel aan andere systematisch beïnvloedende factoren (huisartsen uit éénzelfde urbanisatieklasse met dezelfde relatieve leeftijdsopbouw van de praktijkpopulatie etc.) worden toevalsfluctuaties immers in analysemethoden (bijvoorbeeld het vergelijken van gemiddelde verwijscijfers naar klassen van praktijkgroottes) geëlimineerd en moet zo'n relatie aantoonbaar zijn.

Neemt men letterlijk wat Van der Gaag stelt, dan is onderzoek op gedesaggreerd niveau altijd van minder waarde dan met geaggregeerde gegevens, hetgeen waarschijnlijk niet de bedoeling van de opmerking is geweest. Want ook hijzelf beveelt onderzoek op gedesaggreerd niveau aan wanneer de relatie tussen percentage ziekenfondsverzekerden en verwijscijfers ter sprake komt.

2.1. Enkele recente publicaties van de Leidse werkgroep.

In deze paragraaf zullen we een aantal publicaties van de Leidse werkgroep bespreken. We zullen dat doen aan de hand van commentaar op Van der Gaag's proefschrift: *An Econometric Analysis of the Dutch Health Care System*. (1978). De aldaar gevonden resultaten zullen voorzover ons dat noodzakelijk lijkt in het licht van andere publicaties van de Leidse werkgroep worden geplaatst.

Van der Gaag doet in zijn proefschrift (1978) verslag van zijn bevindingen in de Ommoordse groepspraktijk. Daarnaast presenteert hij een model ter verklaring van zes variabelen, te weten:

- verwijzingen per 1000 verzekerden
- herhaal kaarten per verwijskaart
- opnamen per 1000 verzekerden
- gemiddelde ligduur in ziekenhuizen
- kosten van farmaceutische behandeling per ziekenfondspatiënt
- kosten van specialistische verrichtingen per ziekenfondspatiënt.

In een analyse van de groepspraktijk Ommoord (cijfermateriaal over het jaar 1972) tracht hij de invloed van 'sociologisch-economische variabelen' (sociale klasse, leeftijd, geslacht, huisvesting, verzekeringsvorm) op de vraag naar huisartsenhulp aan de weet te komen.

De ogenschijnlijk ingewikkelde schattingsmethodieken kunnen niet verhelen dat zijn resultaten niet indrukwekkend zijn. Dat is niet zo verwonderlijk want tussen deze sociologisch-economische variabelen kan men allerlei samenhangen bevroeden; de hieruit voortvloeiende multicollineariteit zal verhinderen het juiste inzicht in het effect van deze variabelen op de vraag naar huisartsenhulp te verkrijgen. Bovendien, mogen de fluctuaties in de vraag naar huisartsenhulp voor een niet onbelangrijk deel worden bepaald door dergelijke sociologisch-economische variabelen, het aanbod van huisartsenhulp zal worden bepaald door variabelen als opvatting over praktijkvoering, vormen van therapeutische hulp, praktijkgrootte en andere factoren die we kunnen relateren aan 'een dokter en zijn praktijk'.

We belanden hier bij een cruciaal punt. In onze dupliek op een reactie van Van Praag op ons eerste rapport (MC 1978, no.20) repten we al over de andere dimensies van gedragsvergelijkingen van vraag en aanbod in de gezondheidszorg. Ze zijn van een geheel andere aard dan de econoom gewoon is te analyseren. Maar dat wil niet zeggen dat in de gezondheidszorg geen vraag- en aanbod-theorieën opgesteld kunnen worden, die in gedragsvergelijkingen worden afgebeeld.

Welke vraag-aanbod relaties rond de huisarts lijken van belang?

Ten eerste die van het eerste consult.

Een patiënt wil naar aanleiding van één of meer klachten in contact komen met zijn huisarts. Een aantal factoren beïnvloedt de beslissing van die patiënt om al dan niet de 'latente behoefte' naar het 'goed' huisartsenconsult ook daadwerkelijk om te zetten in een bezoek aan zijn huisarts. In de traditionele economische theorie speelt de prijs van een goed in de vraag ernaar een belangrijke rol. Bij verzekerden krachtens de Ziekenfondswet niet. De huisarts

heet voor hen vrij toegankelijk, dat wil zeggen directe inkomens- en substitutie-effecten hebben voor deze groep geen invloed. We zullen te rade moeten gaan bij andere sociaal-wetenschappelijke theorieën, die aangeven welke factoren de beslissing beïnvloeden zich al dan niet bij 'zijn huisarts te melden'. Deze factoren zijn wellicht te relateren aan een aantal kenmerken van groepen ziekenfondspatiënten, van waaruit we een soort 'vraagvergelijking' naar eerste huisartsenconsulten zouden kunnen afleiden.¹⁾

Voor de patiënt die uit eigen zak het huisartsenconsult betaalt, moeten we aannemen dat naast andere vraagfactoren de prijs zijn traditionele rol speelt; misschien een bescheiden rol, maar een hoge prijs, veronderstellen we, vormt een rem voor de patiënt te besluiten zijn huisarts eens op te zoeken. Ook voor deze groep patiënten zou een vraagvergelijking moeten worden opgesteld.

De huisarts biedt als het ware zijn eerste consult zijn patiënten aan, afhankelijk van een aantal aan zijn persoon gebonden factoren. Speelt de wijze van honorering een rol? Is de huisarts meer of minder toegankelijk voor de particulier verzekerde? Aanbodvergelijkingen voor beide groepen van patiënten, particulier of verplicht verzekerd, zouden moeten worden onderscheiden om hier meer inzicht in te krijgen.

Veel moeilijker zal het zijn aanbod en vraag van herhaalconsulten van elkaar te onderscheiden. De vraag naar een herhaalconsult zal gedeeltelijk afhankelijk zijn van factoren die we kunnen relateren aan de patiënt, maar ook van factoren die gebonden zijn aan de dokter.

1) *Als de prijs van een goed geen rol speelt bij de vraag naar dat goed, kunnen we naar traditioneel economische theorieën niet meer spreken van een vraagvergelijking. Voor de klassieke economie wordt in dit geval de vraag autonoom bepaald. We blijven hier toch van vraagvergelijking spreken omdat in klassieke theorieën een vraagvergelijking een gedragsvergelijking is: hoe reageert een (economisch) subject op veranderingen in de prijs van een goed. De prijs speelt weliswaar geen rol bij de vraag naar goederen en diensten van gezondheidszorg maar er zijn andere factoren aan te wijzen die gerelateerd kunnen worden aan het beslissingsgedrag van subjecten om al dan niet gebruik te maken van de gezondheidszorg. In deze verbrede context zullen we ook spreken van aanbodvergelijkingen.*

En deze laatste factoren hangen ook weer samen met het (conceptuele) aanbod. De uitkomst van vraag en aanbod, het aantal herhaalconsulten, zal, moeten we Feldstein geloven, vooral worden beïnvloed door beschikbare faciliteiten. Daarbij moeten we overigens wel op de hoede zijn (ook hier weer) voor honoreringsverschillen. Een vraag- en aanbod-theorie moet ook opgesteld worden rond de beslissing van een huisarts een patiënt te verwijzen. Hier spelen daarnaast beschikbare faciliteiten van het tweede echelon een rol.

Zijn de vraag-aanbod relaties van elkaar te onderscheiden? De beantwoording van deze vraag hangt af van de specificatie der vergelijkingen: soms wel, soms niet.

Maar indien we het uiterst ingewikkelde proces van vraag en aanbod naar het gehele scala van goederen en diensten rond de huisarts in het licht van mogelijke substituties tussen werkzaamheden van het eerste echelon en het tweede echelon willen doorgronden, moeten onzes inziens beslissingen over eerste consult, herhaalconsult en verwijzing en hun interacties onder de loupe worden genomen. En dat betekent dat, willen we vat krijgen op de invloed van factoren die deze beslissingen beïnvloeden, we zullen moeten trachten inzicht te verkrijgen in vraag-aanbod relaties van eerste consulten, herhaalconsulten en verwijzingen en hun samenhangen en deze modelmatig moeten afbeelden in een aantal gedragsvergelijkingen. Nadrukkelijk merken we op dat we de gang van zaken tussen huisarts en zijn patiënt reduceren tot deze groep van vraag-aanbod relaties. Een vereenvoudiging van de werkelijkheid, maar wil men uitspraken kunnen doen over de 'vervangbaarheid' van specialistische hulp door huisartsenhulp, dan lijkt ons een verdere reductie in ieder geval niet aanvaardbaar.

Nu terug naar Van der Gaag. Hij analyseert de invloed van vraagfactoren op de afhankelijke variabele 'wel of geen huisartsenconsult'. Een dergelijke uitkomst, gerealiseerde huisartsenconsulten, wordt beïnvloed door de vraag-aanbod factoren van alle hierboven onderscheiden beslissingen. Van der Gaag ontkent dit natuurlijk niet, maar hij verzuimt wel op te sporen welke de interacties zijn tussen beslissingen die leiden tot een eerste consult, een herhaalconsult en een verwijzing. En wat in het licht van de pretentie van de Leidse werkgroep een ernstiger omissie is, hij geeft niet aan wat de invloed van de

praktijkgrootte van een huisarts op dergelijke uitkomsten zal zijn. Zij beweren in vrijwel al hun publicaties immers dat praktijkverkleining de zo gewenste substitutie tussen specialistische hulp en huisartsenhulp zal doen plaatsvinden. En praktijkgrootte zal als variabele kunnen worden onderkend in vrijwel alle hierboven geschetste vraag-aanbod relaties. We komen hier verder in ons verhaal nog op terug.

Het model van verwijzingen, herhaalkaarten, opnemingen, ligduur en twee kostenvariabelen is gebaseerd op gegevens van de elf Nederlandse provincies voor de jaren 1960-1972.

De kostenvariabelen werden door Van der Gaag geconstrueerd op basis van 'provisore indices' en we zullen deze vergelijkingen verder onbesproken laten ¹⁾.

We zullen ons hier beperken tot het model dat bestaat uit vier vergelijkingen voor de volgende vier endogene variabelen:

- verwijzingen
- herhaalkaarten
- opnemingen
- ligduur.

We geven achtereenvolgens kritiek op:

- de theorie die leidde tot de modelspecificatie (§ 2.2.)
- de resultaten van de vier vergelijkingen (§ 2.3.1 t/m § 2.3.4).

Bij de behandeling van de vergelijking voor het aantal verwijzingen per ziekenfondspatiënt zullen we nog wat uitvoeriger stilstaan bij de invloed van de variabele voor:

- leeftijd(en) geslacht) (§ 2.3.1.1)

1) Ten opzichte van de variabele voor de kosten van farmaceutische behandeling vragen we ons nog wel af of rekening is gehouden met het verschil in betaling tussen de apothekers en de apothekhoudende huisarts door de ziekenfondsen.

2.2. De theorie die leidde tot de modelspecificatie.

Van der Gaag concludeert dat niet-klinische hulp en klinische hulp voor een deel worden vervangen door huisartsenhulp; d.w.z. specialistische hulp kan worden gesubstitueerd door huisartsenhulp. Tevens kan niet-klinische specialistische hulp worden beschouwd als een substituut voor klinische hulp. Verder zegt hij in de samenvatting van zijn proefschrift dat het aanbod van gezondheidszorg de vraag bepaalt, en wel in die zin dat een dokter vaak een 'dubbelrol' speelt: hij specificeert de vraag en verstrekt de zorg. Feldstein (1974) gebruikt hierbij een indeling van goederen en diensten van gezondheidszorg, die ook door Van der Gaag min of meer wordt overgenomen: 1)

- Gezondheidszorg van het type I: de vraag naar deze zorg wordt geïnitieerd door de patiënt.
- Gezondheidszorg van het type II: de vraag naar deze zorg wordt geïnitieerd door een arts, deze arts biedt deze zorg ook zelf aan.
- Gezondheidszorg van het type III: de vraag naar deze zorg wordt geïnitieerd door de ene, maar verstrekt door een andere arts.

Nu geldt dat, wil men fluctuaties in uitkomsten van vraag en aanbod van gezondheidszorg van het type II verklaren, men dat in eerste instantie moet zoeken in fluctuaties van beschikbaarheidsfactoren. We zouden ook kunnen stellen dat vraag en aanbod zo zijn gecontamineerd, dat wil zeggen dat dezelfde factoren invloed hebben op zowel de vraag als de aanbodvergelijking, dat we alleen nog maar uitkomsten kunnen bestuderen zonder te weten of we hier met vraag of aanbod invloeden te maken hebben. Schatten we een

1) Feldstein noemt overigens zorg van het type II die gezondheidszorg die wordt voorgeschreven door de ene arts, maar verstrekt door een ander, Van der Gaag's type III dus. We sluiten ons echter aan bij Van der Gaag's terminologie enerzijds om verwarring bij de bespreking van zijn proefschrift te voorkomen, anderzijds omdat het ook min of meer sequentieel aansluit bij wat er in het proces van hulpverlening kan gebeuren: Een patiënt komt bij zijn huisarts met een klacht, zorg type I, de huisarts kan de patiënt zelf in behandeling nemen, zorg type II, en/of de patiënt verwijzen voor behandeling, zorg van het type III.

vergelijking met behulp van een econometrische techniek, met als afhankelijke variabele de uitkomst van vraag en aanbod van zorg van het type II en met verklarende variabelen één of meer vraag- of aanbodfactoren, dan is deze vergelijking niet identificeerbaar, dat wil zeggen we zullen nooit te weten komen op welke wijze zo'n vergelijking een combinatie van de vraagvergelijking en de aanbodvergelijking is¹⁾. We veronderstellen dus, dat voornamelijk de beschikbaarheid van faciliteiten een dominerende invloed heeft op uitkomsten van gezondheidszorg van het type II.

Zowel bij gezondheidszorg van het type I als bij gezondheidszorg van het type III kunnen 'vraag-aanbod' relaties worden onderkend. Op voorhand zouden we in ieder geval niet willen stellen dat vraag- en aanbodvergelijkingen bij deze twee vormen van zorg niet identificeerbaar zouden zijn.

Kijken we bij wijze van voorbeeld nog eens naar de drie vormen van gezondheidszorg die, zoals we stelden, bij de huisarts moeten worden onderscheiden.

Het eerste consult is een vorm van type I zorg; de patiënt besluit zijn dokter op te zoeken naar aanleiding van één of meer klachten, Naast specifieke 'vraagfactoren' - Van der Gaag beeldt ze af in sociaal-economische variabelen - zullen ongetwijfeld variabelen een te onderscheiden zelfstandige invloed hebben op het aanbod van eerste huisartsconsulten. We kunnen hier denken aan de een of andere variabele waarin de praktijkgrootte verdisconteerd is.

1) We moeten ons er wel rekenschap van geven dat Feldstein de genoemde onderscheiding maakt in de klassiek economische zin; hij tracht aan te geven welke rol de prijs speelt bij vraag-aanbod relaties van de drie types van gezondheidszorg waarbij voor elk type van zorg de 'agentschaps' rol (agency relationship) van de arts een andere is. Naarmate de bemiddelingsrol van de arts 'neutraler' is, is de consument meer de baas op de markt van gezondheidszorg; hij beslist mede op basis van prijzen van welke goederen hij wat koopt.

In de Verenigde Staten van Amerika een actuele theorie, gelet op de omstandigheid dat iedere vorm van gezondheidszorg te koop is; dat iedereen zich in principe zonder tussenkomst van een huisarts kan wenden tot een specialist.

In Nederland lijkt de genoemde onderscheiding zinvol vanwege het hier al in noot één genoemde sequentiële proces van de hulpverlening als we de vraag-aanbodrelaties uitbreiden tot gedragsvergelijkingen in algemene zin. (zie ook noot 1 blz. 8).

Herhaalconsulten kunnen we rubriceren in zorg van het type II. We spraken al van de te verwachten moeilijkheden vraag en aanbod van elkaar te onderscheiden. Of anders gezegd, vraag- en aanbodvergelijkingen van herhaalconsulten zijn in uitkomsten van vraag- en aanbod (gerealiseerde herhaalconsulten) niet te identificeren.¹⁾

Bij de verwijzing kunnen we ogenschijnlijk spreken over zorg van het type III. De huisarts vraagt een specialistisch consult aan, dat door de specialist wordt verstrekt. Maar nu verzeilen we in allerlei problemen. Voor ziekenfondsverzekerden geldt inderdaad dat bij een eerste consult bij de specialist een zogenaamde verwijskaart uit het ziekenfondscouponboekje door de huisarts wordt uitgeschreven (waarom deze kaarten niet centraal genummerd, zodat het gevolg van de verwijzing verder kan worden getraceerd?).

Daarnaast worden echter verwijskaarten geregistreerd bij een verwijzing van specialist naar specialist en na een behandeling door de specialist die langer duurt dan één jaar (zie ook Van der Gaag, blz. 57). Hoewel uit de gegevens van de ziekenfondsen niet te onderkennen valt hoe groot het aandeel van 'specialist-geïnduceerde' verwijzingen in het totaal bedraagt, is het veelzeggend dat Van Es en Pijlman dit aandeel schatten op gemiddeld 19%, de door deze onderzoekers zo genoemde 'administratieve' verwijzingen vormen zelfs 25% van het totale aantal verwijzingen. Zorg van het type II dus.

Tot zover de theorie. Nu de daaruit voortvloeiende modelspecificatie. Verwijzingen kunnen voor een belangrijk deel worden opgevat als zorg van het type III. De huisarts vraagt, de specialist biedt aan. De uitkomst van vraag en aanbod, het verwijscijfer per 1000 verzekerden, moet gerelateerd worden aan een te specificeren vraag- en aanbodvergelijking! Herhaalconsulten bij de specialist is een

1) Dat wil niet zeggen dat we niet het verschil tussen ziekenfondsverzekerden en particulieren in feitelijke consumptie van herhaalconsulten kunnen analyseren; voor de groep particulieren zou de prijs van het consult een rol kunnen spelen, voor de huisarts inkomenseffecten door het verschil in honorering.

vorm van zorg van het type II. Vraag-aanbodvergelijking veronderstellen we als niet identificeerbaar. Wel zou een nadere studie ook hier gewenst zijn om te trachten verschillen in consumptie tussen ziekenfondsverzekerden en particulier verzekerden aan factoren te relateren.

Eenzelfde betoog kan worden gehouden bij opname en ligduur, zorg van het type II, niet identificeerbare vraag-aanbodvergelijkingen, nadere studie gewenst met betrekking tot eventuele consumptieverschillen tussen particulieren en ziekenfondsverzekerden. Wat we missen bij Van der Gaag is het terugkoppelingseffect tussen tweede en eerste echelon. Bij beëindiging van een specialistische behandeling wordt de huisarts altijd verwittigd over de aard van de behandeling, de bevindingen, etc. Hiermee initieert de specialist zorg die door de huisarts in meer of mindere mate wordt verstrekt. Zorg van het type III, dus weer moeten vraag-aanbodrelaties worden gespecificeerd. En ook nu weer, willen we een uitspraak doen over substitutie van specialistische zorg door huisartsenzorg; vraag en aanbodvergelijkingen die onontbeerlijk zullen blijken te zijn.

2.3. Resultaten van de vier vergelijkingen:

2.3.1. Verwijzingen per 1000 verzekerden.

In de eerste vergelijking van het model vinden we een duidelijk significant negatieve relatie tussen verwijzingen per 1000 verzekerden en het aantal huisartsen per 1000 inwoners. Terecht merkt Van der Gaag bij dit resultaat op dat de statistisch significante coëfficiënt in de regressievergelijking geen bewijs is voor een causale relatie tussen deze beide grootheden. We wezen hierboven al op de noodzaak vraag naar verwijzingen en aanbod van verwijzingen te onderscheiden. De uitkomst, verwijzingen per 1000 verzekerden, de sommatie van zorg van het type III en zorg van het type II, te relateren aan factoren die van invloed zijn op vraag en aanbod kan gemakkelijk leiden tot verbanden die in werkelijkheid niet bestaan. Dit zullen we in de volgende redenering verduidelijken. Veronderstel eens dat de vraag naar verwijzingen van het type III, verwijzingen die dus worden geïnitieerd door de huisarts, voornamelijk worden beïnvloed door (vraag-)factoren die we relateren aan de huisarts en zijn praktijk. Wellicht speelt de praktijkgrootte een

rol: veronderstel hierbij dat de grootte van de praktijk positief samenhangt met de variabelen 'verwijzingen per eerste consult' en 'verwijzingen per herhaalconsult' (dit betekent dan nog niet dat het aantal verwijzingen per patiënt af zal hangen van de grootte van de praktijk, zoals we al eerder betoogden (MC 33 (1978), blz. 618)). Vooralsnog nemen we in dit betoog dan ook aan dat er geen relatie bestaat tussen de vraag naar verwijzingen van het type III per patiënt en de praktijkgrootte.

Gegeven deze veronderstellingen is het wel mogelijk dat we een statistisch significante relatie vinden tussen het ziekenfondsverwijscijfer, verwijzingen per 1000 ziekenfondsverzekerden en de praktijkgrootte, het aantal huisartsen per 1000 inwoners in een gecombineerde tijdreeks-dwarsdoorsnede analyse:

Dit kan het geval zijn als:

1. fluctuaties in het aantal verwijzingen per 1000 verzekerden worden veroorzaakt door de beschikbaarheid van specialistische zorg. Het verwijscijfer, zoals ons wordt gegeven door de ziekenfondsen, is de som van twee uitkomsten: de uitkomst van vraag en aanbod van verwijzingen van het type III en de uitkomst van vraag en aanbod van verwijzingen van het type II. Bij verwijzingen van het type II, de door de specialist geïnduceerde verwijzingen, zijn vraag en aanbod niet identificeerbaar, maar (veronderstellen we) vooral het beschikbare potentieel van specialistische zorg verklaart fluctuaties in de uitkomsten;
2. verwijscijfers in de tijd een autonome trendstijging vertonen, te wijten aan bijvoorbeeld autonome veranderingen van vraag- en/of aanbodcurven naar verwijzingen (een trendstijging die althans niets te maken heeft met de gemiddelde praktijkgrootte van huisartsen). Als gemiddelde praktijkgrootte in de loop der tijd nu steeds is gestegen, de huisartsendichtheid gedaald, dan vinden we ook een statistisch significante relatie.¹⁾

1) Bij analyses van tijdreeksen moeten we reuze op onze hoede zijn voor deze trendstijgingen. Laat ons eens twee situaties onderscheiden.

1. Veronderstel een (in dwarsdoorsnede aangetoonde) causale relatie tussen twee variabelen Y en X. In tijdreeksen van zowel Y als X openbaart zich een autonome stijging of daling. (We noemen deze

Er lijken aanwijzingen te zijn dat de beide genoemde situaties opgeld doen in Nederland. Bezien we de product-moment correlatiematrix van variabelen uit ons onderzoek van productiecijfers naar 331 nederlandse gemeenten ('Tussen eerste en tweede echelon I', blz. 69), dan blijkt dat de variabelen 'gemiddelde praktijkgrootte van huisartsen' en 'beschikbare bedden' (als een weliswaar gebrekkige maatstaf voor de beschikbare specialistische faciliteiten) beide significant negatief zijn gecorreleerd aan de (dummy) variabele voor het platteland en ook aan de (dummy) variabele voor de regio van de provincies Groningen, Friesland en Drenthe.

stijging of daling autonoom omdat ze te relateren valt aan een trendvariabele hoewel het heel goed mogelijk is dat systematische factoren, waar we in het model geen rekening mee houden, verantwoordelijk zijn voor deze stijgingen/dalingen). Dus voor de relatie tussen de afhankelijke Y_t en de onafhankelijke variabele X_t geldt op tijdstip t :

$$Y_t = f(X_t, T) ; \text{ waarbij } T \text{ een trendvariabele is die de waarde } 0, 1, \dots, n \text{ aanneemt.}$$

Veronderstel verder ten aanzien van de relatie van X en Y een constante elasticiteit, d.w.z. een proportionele stijging van X geeft absoluut gezien eenzelfde proportionele stijging van Y . De volgende relatie kan nu in twee stadia worden geschat (gegeneraliseerde kleinste kwadraten, verstoringsterm is autoregressief van de eerste orde):

$$\ln Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln X_t + u_t ; (1)$$

Voor de verstoringsterm geldt:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t ; \quad \varepsilon_t \in N(0, \sigma^2) ;$$

Een wat vereenvoudigde versie van Van der Gaag's schattingsmethode De schatter van α_1 is gegeven de veronderstellingen een in de limiet consistente schatting van de ware elasticiteit van Y naar X .

2. De tweede situatie. Veronderstel dat Y en X niet causaal zijn gerealiseerd. Beide variabelen vertonen wel een autonome stijging/daling in de tijd. Deze trendstijging/daling zou kunnen worden benaderd met behulp van de volgende functies.

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln T + \gamma_t ;$$

$$\ln X_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln T + \gamma_t ;$$

Schat je nu vergelijking (1) dan valt gemakkelijk in te zien dat de geschatte coëfficiënt $\hat{\alpha}_1$ gelijk is aan $\hat{\beta}_1 / \hat{\gamma}_1$; het quotiënt van twee trendcoëfficiënten!

Immers in dit geval geldt:

$$\frac{d \ln Y_t}{d \ln X_t} \equiv \frac{d \ln Y_t}{d \ln T} \cdot \frac{d \ln T}{d \ln X_t} ;$$

Weinig verwijzingen van het type II - de door de specialist zelf veroorzaakte verwijzingen - in deze gebieden zouden weleens ten onrechte kunnen worden toegeschreven aan de gemiddeld kleinere praktijken van de huisarts (zie ook noot op blz. 179 MC 33 (1978)). Dat het aantal huisartsen per 1000 inwoners in Nederland is afgenomen gedurende de laatste decennia mag bij de lezer bekend worden verondersteld. Dat het verwijscijfer is toegenomen eveneens. Schatten we een vergelijking mede op basis van tijdreeksen, met als afhankelijke variabele het verwijscijfer en als één der onafhankelijke variabelen de huisartsendichtheid, dan kan makkelijk een statistisch significante relatie worden gevonden.

Welke waarde mogen we nu aan zo'n verband toekennen?

We kunnen bovenstaand betoog nog eens samenvatten door gebruik te maken van twee begrippen: 'isomorfie' en 'paramorfie'.¹⁾ Wij pretenderen op de voorgaande bladzijden een aanzet te geven die kan leiden tot een isomorf model: de gedragsrelaties die in de werkelijkheid kunnen worden onderkend tussen de vraag naar verwijzingen door de huisarts (wellicht beïnvloed door zijn praktijkgrootte) en het aanbod van verwijzingen moeten worden afgebeeld op een aantal variabelen die in een stelsel van niet-strijdige vergelijkingen kunnen leiden tot een (isomorf) model. Van der Gaag schat als het ware een mechanismeloze, paramorfe vergelijking voor het aantal verwijzingen per 1000 ziekenfondsverzekerden, dat wil zeggen binnen het domein van de gerealiseerde uitkomsten der variabelen valt wellicht een statistisch significante relatie te onderkennen tussen

Hoe kun je deze twee situaties onderscheiden? Wel econometristen plegen de eerste situatie te verkiezen als ze en een goede theorie over het causale verband kunnen ontwikkelen en dit verband in een dwarsdoorsnede analyse op overtuigende wijze hebben aangetoond. In ons verdere betoog zullen we dan ook nadrukkelijk gaan kijken naar de resultaten van dwars doorsnede analyses van de Leidse werkgroep.

1) We noemen een model isomorf als het complex van verschijnselen dat we bestuderen is afgebeeld in een stelsel van onderling niet-strijdige en onderling onafhankelijke vergelijkingen dat rekening houdt met de theoretisch te beredeneren onderlinge samenhang tussen grootheden. Dit betekent dat we in zulk een model naast institutionele, technische en definitievergelijkingen een aantal gedragsvergelijkingen

een aantal variabelen (die als uitkomst niet strijdig behoeft te zijn met de isomorfe afbeeldingen), maar deze relatie is aan de particuliere omstandigheden van het cijfermateriaal te wijten. Bij de dwarsdoorsnede gegevens wijzen we nu nogmaals "op de samenloop van omstandigheden dat in het noorden van ons land veel huisartsen, weinig ziekenhuisbedden en veel bejaarden kunnen worden geteld, en dat in het zuiden zowel de demografische structuur als de eerste en tweede lijns voorzieningen een volstrekt ander patroon laten zien" en bij gegevens voor de verschillende jaren op de (autonome) trendstijgingen en dalingen. (verg. M.C.1978 No. 6, noot blz 179).

Nieuwenhuis (1977) analyseert verwijscijfers van één gebied (Nederland) in een tijdreeksanalyse voor de jaren 1953-1971. Hij onderkent een verandering in de tijd van de frequentie waarmee mensen de hulp van een huisarts plegen in te roepen, een autonome verschuiving van de vraag naar huisartsenhulp dus.

Hij construeert (ook weer) een paramorfe vergelijking voor veranderingen, dat wil zeggen ook in deze vergelijking ontbreekt de theoretisch onderlinge samenhang tussen de gebruikte grootheden.

onderscheiden waarin het beslissingsgedrag van (economische) subjecten in de gezondheidszorg is weergegeven. Daarnaast onderscheiden we paramorfe modellen. Een paramorf model is een stelsel van één of meer vergelijkingen tussen grootheden waarvan we weliswaar een meer of mindere notie hebben van hun theoretische samenhang (dat wil zeggen we weten tenminste dat de gebruikte variabelen een (meta) theoretische samenhang bezitten), doch waar de gedragingen of reacties van (economische) subjecten niet of onvoldoende tot uitdrukking komen in gedragsvergelijkingen. Het zal duidelijk zijn dat de grens tussen paramorfe stelsels en isomorfe stelsels een bron van discussies kan worden. Hier geldt het onzes inziens (evenzeer betwiste) falsificatiecriterium: Indien van een als isomorf gepresenteerd model kan worden aangetoond dat de (gedrags)vergelijkingen hetzij onjuist hetzij onvolledig de gedragingen van de subjecten weergeven dan moet dit model (hetzij volledig hetzij gedeeltelijk) als paramorf worden beschouwd. Paramorfe modellen hebben zeker nut als we niet of onvolledig op de hoogte zijn van de theoretische samenhangen. Met behulp van allerlei statistische multivariate technieken (clusteranalyse, factorenanalyse, principale componentenanalyse, etc.) kunnen we in een wisselwerking tussen schattingsresultaten en veronderstelde samenhangen het inzicht in de ware samenhang tussen verschijnselen vergroten. Maar alleen op basis van consistent geschatte isomorfe modellen is het ten behoeve van predictieve doeleinden zinvol een onderscheid te maken tussen instrumentele variabelen en doelvariabelen! In dat geval trachten we aan de weet te komen (of tenminste een indicatie te verkrijgen) op welke wijze veranderingen in instrumentele variabelen doorwerken op één of meer doelvariabelen. (verg. Tussen eerste en tweede echelon I, blz. 43 e.v.).

De uitkomst van vraag- en aanbodvergelijkingen, het verwijscijfer, wordt weer gerelateerd aan aanbodfactoren (specialistendichtheid) en vraagfactoren (waaronder de huisartsendichtheid). Maar de dwarsdoorsnede-verstoringsen van het cijfermateriaal spelen bij deze analyse geen rol: de waarnemingen bestaan uit cijfermateriaal voor Nederland in zijn geheel. Zijn voorlopige conclusie is veel voorzichtiger: "een verlaging van de praktijkdrukke (bijvoorbeeld door middel van praktijkverkleining, BHP, JVDZ) heeft geen indrukwekkend effect op het verwijspercentage".

Wij vinden in onze dwarsdoorsnede analyse voor verwijzingen, gebaseerd op cijfermateriaal voor 331 Nederlandse gemeenten, een statistisch significant negatieve relatie tussen gemiddelde praktijkgrootte en het brutoverwijscijfer. Naarmate er in een gemeente meer huisartsen praktizeren worden meer ZFpatiënten verwezen.

Een precies omgekeerde relatie als Van der Gaag vindt, maar ook wij schatten een paramorfe relatie; deze uitkomst is ook alleen geldig binnen het domein van de gerealiseerde uitkomsten voor deze 331 Nederlandse gemeenten ! De notie van het paramorfe karakter van deze vergelijking, juist omdat het in strijd was met resultaten van de Leidse werkgroep, deed ons het resultaat relativeren: "We pretenderen met de specificaties en schattingen der vergelijkingen geen model te presenteren dat een voorspellende waarde heeft" (bladzijde 44, Tussen eerste en tweede echelon I). We spraken al van de noodzaak de veronderstelde causale relatie te toetsen in dwarsdoorsnede analyses. We kunnen ons betoog nu afronden door er op te wijzen dat ook de Leidse werkgroep in dwarsdoorsnede analyses geen significante relaties vindt !

In één der eerste publicaties van de Leidse werkgroep (1973) vinden we een niet-significant van nul verschillende coëfficiënt in een lineaire relatie tussen het aantal verwijskaarten per 1000 verzekerden en een aantal verklarende variabelen, waaronder de huisartsendichtheid, een dwarsdoorsnede analyse van 58 ziekenfondsrays in 1969.

In een recente publicatie van Rutten en Van der Gaag (1977) worden in twee dwarsdoorsnede analyses significant negatieve relaties gevonden tussen de variabelen 'verwijzing per 1000 ziekenfonds-verzekerden' en 'de huisartsendichtheid'. De gegevens zijn

afkomstig van 75 en 72 ziekenfondsrays voor de respectievelijke jaren 1971 en 1973. Het zijn weer paramorfe vergelijkingen, als verklarende variabelen voor het verwijscijfer worden gebruikt een leeftijdsvariabele, een bevolkingsdichtheidsvariabele, de specialistendichtheid, de huisartsendichtheid, het percentage ziekenfondsverzekerden en het aantal specialisten werkzaam in Academische Ziekenhuizen per 1000 inwoners. We zouden de gevonden resultaten kunnen afdoen met te wijzen op het paramorfe karakter van deze vergelijking: de theoretisch beredeneerde onderlinge samenhang tussen de genoemde vergelijkingen komt onvoldoende tot zijn recht, en dus hebben de gevonden relaties slechts geldigheid binnen het domein van gebruikte gegevens, ware het niet dat hier weer een soort leeftijds- en geslachts-'correctie' wordt gebruikt.

2.3.1.1 De relatie tussen leeftijd-geslacht en productiecijfers.

Wat is er aan de hand met geaggregeerde cijfers in een dwarsdoorsnede analyse van Nederland? Voortdurend stuit je op de hoge correlatie tussen huisartsendichtheid en percentage bejaarden in de populatie. Een correlatie die bij econometrische schattingsmethoden zorgt voor multicollineariteit: door het onderlinge verband van de twee als verklarende variabelen opgenomen grootheden is het onmogelijk de afzonderlijke invloeden van elk dezer op de afhankelijke te verklaren variabele te bepalen.

In 'Het ziekenhuis in de gezondheidszorg' (1975) wordt dit probleem door de Leidse werkgroep omzeild door voor de verschillende rayons een verwachte waarde van de te verklaren variabele op te nemen, berekend als een gewogen gemiddelde van de gemiddelden per leeftijds- en geslachtsgroep, met als wegingscoëfficiënten het aandeel van de leeftijds- en geslachtsgroep in de totale bevolking van het ziekenfondsrays. We wezen op het moeilijk te interpreteren verband tussen de afhankelijke variabele, hier 'opnemingen per 1000 verzekerden', gedeeld door de 'verwachte waarde van de opnemingen', en de huisartsendichtheid in de gebruikte loglineaire specificatie. (zie Tussen eerste en tweede echelon, blz 41 e.v.) In andere analyses bleek de verstoringe correlatie van een minder ernstige aard te zijn, zodat in paramorfe vergelijkingen significante relaties konden worden aangetoond. De verwijzingsvergelijking van

Van der Gaag's proefschriften en onze verwijzingsvergelijking 'van de 331 nederlandse gemeenten' zijn er voorbeelden van. In deze vergelijkingen prijken dan ook te zamen de variabelen 'huisartsendichtheid' en 'percentage verzekerden van 65 jaar en ouder' respectievelijk 'gemiddelde praktijkgrootte' en 'percentage 65 jaar en ouder'¹⁾

In de hierboven genoemde dwarsdoorsnede analyses voor de jaren 1971 en 1973 is de 'correctie' van een andere aard, en in verband met het paramorfe karakter van de vergelijking uit theoretisch oogpunt interessant. We zullen dus hier alvast wat preluderen op een thema dat in ons volgende rapport verder zal worden uitgewerkt: op welke wijze verdisconteer je de invloed van leeftijd en geslacht.

Medische consumptie verschilt aanzienlijk voor te onderscheiden groepen in een populatie naar leeftijd en geslacht.

Waarschijnlijk kan een groot gedeelte van de fluctuaties in de vraag naar gezondheidszorg, die wordt geïnitieerd door de patiënt, van een populatie - de vraag naar gezondheidszorg van het type I dus - worden gerelateerd aan fluctuaties in de bevolkingssamenstelling naar leeftijd en geslacht. Op welke wijze deze fluctuaties van vraag van het type I (in Nederland vraag naar een eerste huisartsenconsult) doorwerkt in vraag naar gezondheidszorg van het type III (een verwijzing door de huisarts) is in het verwijscijfer van ziekenfondsorganisaties veel moeilijker te doorgronden. (Een tipje van de sluier die hierover hangt, lijken we verderop in dit verhaal met behulp van het cijfermateriaal van Van Es en Pijlman te kunnen oplichten.)

Van der Gaag en Rutten gebruiken in de paramorfe vergelijking voor de verwijzingen hier een variabele die we, gelet op de discussie met de Leidse werkgroep (MC No. 20 (1978), blz. 617 e.v.), hier voorlopig de 'Feldstein'-correctie voor leeftijd en geslacht zouden willen noemen.

1) In de vergelijking voor de opnemingen per 1000 verzekerden speelt de correlatie tussen huisartsendichtheid en percentage bejaarde verzekerden Van der Gaag nog wel parten, maar daar zullen we het verderop in dit verhaal nog over hebben.

Ze construeren een leeftijd-geslachtsvariabele als volgt:

zij: Z_{ij} het aantal ziekenfondsverzekerden in de leeftijdsgroep $i, i = 1, \dots, 22$ van het rayon $j, j = 1, \dots, 75$ resp. 72 en Y_i een ratio¹⁾ voor medische consumptie voor leeftijdsgroep $i, i = 1, \dots, 22$

De leeftijd-geslachtsvariabele voor het rayon j : L_j wordt als volgt berekend:

$$L_j = \frac{\left\{ Y_1 Z_{1j} + \dots + Y_{22} Z_{22j} \right\}}{\left\{ \sum_{i=1}^{22} Y_i \right\}} \bigg/ \frac{\sum_{i=1}^{22} Z_{ij}}{\sum_{i=1}^{22} Z_{ij}}$$

We schrijven deze leeftijds- en geslachtsvariabele op bovenstaande wijze uit om te laten zien dat het eerste gedeelte der variabele bestaat uit een gewogen gemiddelde voor het aantal ziekenfondsverzekerden (wegingscoëfficiënten consumptiecijfers van de te verklaren variabele) en het tweede deel, de noemer, het aantal ziekenfondsverzekerden voor het rayon j .

not: $L_j = \frac{ZF_j^*}{ZF_j}$

Het gewogen gemiddelde voor het aantal ziekenfondsverzekerden in rayon j , ZF_j^* zou kunnen worden beschouwd als een maatstaf tot standaardisatie van zowel de afhankelijke variabele (de te verklaren medische consumptie, hier verwijzingen) als ook enkele verklarende variabelen (hier het aantal huisartsen en het aantal specialisten). Immers als we veronderstellen dat het aantal verwijzingen in een rayon fluctueert door de leeftijds- en geslachtssamenstelling van een rayon, is het bijvoorbeeld niet zo vreemd om te veronderstellen dat een huisarts meer of minder 'werk' heeft aan het bedienen van zijn patiëntenpopulatie, gegeven de leeftijds- en geslachtsverdeling

1) Gebaseerd op verwijscijfers per 1000 verzekerden voor leeftijd en geslacht van een Tilburgs ziekenfonds voor het jaar (?) en de door ons welwillend afgestane verwijscijfers naar leeftijd en geslacht van het verzekerden bestand van het Nijmeegse BAZ ziekenfonds (peildatum 31-12-1974, aantal verzekerden: 123.374.)

van zijn praktijksamenstelling.

Schatten we nu een relatie met als afhankelijke variabele het aantal verwijzingen per 1000 verzekerden en met te verklaren variabelen, onder andere de huisartsendichtheid en de leeftijdsvariabele L_j , dan valt gemakkelijk te bewijzen dat indien deze relatie loglineair is gespecificeerd, de gevonden regressie-coëfficiënt voor bijvoorbeeld de huisartsendichtheid kan worden opgevat, ceteris paribus, als de elasticiteit van gestandaardiseerde huisartsendichtheid op het gestandaardiseerde verwijscijfer.

We tonen dit als volgt aan:

Zij:

- $Verw_j$: het aantal verwijzingen in rayon j
- ZF_j : het aantal ziekenfondsverzekerden in rayon j
- GP_j : het aantal huisartsen in rayon j
- $Pins_j$: de fractie ziekenfondsverzekerden in rayon j
- $SpecO_j$: het aantal specialisten werkzaam in 'gewone' ziekenhuizen in rayon j
- $SpecU_j$: het aantal specialisten werkzaam in academische ziekenhuizen in rayon j
- $Dens_j$: een maatstaf voor de bevolkingsdichtheid in rayon j
- ZF_j^* : het gestandaardiseerde aantal ziekenfondsverzekerden in rayon j

Dan zou de volgende relatie¹⁾ kunnen worden verondersteld:

$$Verw_j / ZF_j^* = F \left(\frac{GP_j Pins_j}{ZF_j^*}, \frac{SpecO_j Pins_j}{ZF_j^*}, \frac{SpecU_j Pins_j}{ZF_j^*}, Dens_j, E_j \right) \quad (1)$$

Waarbij E_j een toevallige verstoringsterm is.

Of in woorden, het gestandaardiseerde verwijscijfer is o.a. een functie van de, voor de ziekenfondspopulatie gestandaardiseerde, huisartsendichtheid en specialistendichtheden.

1) Ook deze specificatie is een paramorfe relatie van vraag en aanbod van verwijzingen naar de specialist. De uitkomst, het aantal verwijzingen per 1000 verzekerden, relateren we aan "vraag- en aanbodelasticiteiten", zonder ons druk te maken over de vraag hoe een en ander werkt.

Rutten en Van der Gaag schatten relatie(1) als volgt linear:

$$\text{Verw}_{j/ZF_j} = \alpha_0 + \alpha_1 L_j + \alpha_2 \frac{GP_j \text{ Pins}_j}{ZF_j} + \alpha_3 \frac{\text{SpecO}_j \text{ Pins}_j}{ZF_j} + \alpha_4 \frac{\text{SpecU}_j \text{ Pins}_j}{ZF_j} + \alpha_5 \text{ Pins}_j + \alpha_6 \text{Dens}_j + \mu_j \quad (1a)$$

Ze vinden dan significante coëfficiënten voor de huisartsendichtheid. Maar het valt gemakkelijk in te zien dat specificatie van het theoretisch te verantwoorden verband van relatie (1) door middel van een lineaire vergelijking (1a) leidt tot inconsistente schattingen der coëfficiënten. Daartoe vermenigvuldigen we vergelijking (1a) met de reciproke van de leeftijdsvariabele L_j :

$$\text{Verw}_{/ZF_j^*} = \alpha_0/L_j + \alpha_1 + \alpha_2 \frac{GP_j \text{ Pins}_j}{ZF_j^*} + \alpha_3 \frac{\text{SpecO}_j \text{ Pins}_j}{ZF_j^*} + \alpha_4 \frac{\text{SpecU}_j \text{ Pins}_j}{ZF_j^*} + \alpha_5 \frac{\text{Pins}_j}{L_j} + \alpha_6 \frac{\text{Dens}_j}{L_j} + \mu_j/L_j$$

en we kunnen concluderen dat deze vergelijking onjuist is gespecificeerd, met alle gevolgen van dien! (zie Johnston (1972), blz. 168 e.v.)

Schat men de in vergelijking (1a) gebruikte variabelen echter in een logineaire relatie (en dat doet Rutten in zijn proefschrift (1978) als volgt:

$$\ln(\text{Verw}_{j/ZF_j}) = \beta_0 + \beta_1 \ln L_j + \beta_2 \ln\left(\frac{GP_j \text{ Pins}_j}{ZF_j}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{\text{SpecO}_j \text{ Pins}_j}{ZF_j}\right) + \beta_4 \ln\left(\frac{\text{SpecU}_j \text{ Pins}_j}{ZF_j}\right) + \beta_5 \ln \text{Pins}_j + \beta_6 \text{Dens}_j + \mu_j \quad (1b)$$

dan kan de geschatte coëfficiënt behorend bij de huisartsendichtheid worden opgevat als een consistente schatter van de (partiële) elasticiteit van de gestandaardiseerde huisartsendichtheid (tengevolge van het aantal huisartsen, GP_j) op het gestandaardiseerde verwijscijfer, of:

$$\frac{\partial \ln \left\{ \frac{\text{Verw}_j}{\text{ZF}_j^*} \right\}}{\partial \ln \left\{ \frac{\text{GP}_j \text{ Pins}_j}{\text{ZF}_j^*} \right\}} = \beta_2$$

Niet de meest directe methode om relatie (1) te schatten met behulp van de specificatie (1b), maar daar vallen we nu niet over.¹⁾ Wel moet met nadruk worden vastgesteld dat de gevonden elasticiteit in Rutten's proefschrift niet significant van nul verschilt. Dus vergroting van het aantal huisartsen, de overige factoren ongewijzigd latend, geeft geen daling of stijging van het verwijscijfer. We zullen in ons volgende rapport nog terugkomen op standaardisatiemethodieken, omdat die ons in staat zullen stellen een aantal vraag- en aanbodrelaties in de gezondheidszorg van elkaar te onderscheiden; ofte wel, ze zullen ons behulpzaam zijn bij het eerder geschetste identificatieprobleem.

Hier ronden we onze beschouwingen over de vermeende relatie tussen huisartsendichtheid/verwijscijfers af met de constatering dat de Leidse werkgroep eigenlijk in geen enkele dwarsdoorsnede analyse een significant verband vindt, hetgeen de gevonden relatie in de tijd-dwarsdoorsnede analyse van Van der Gaag zeer dubieus maakt.

2.3.2 De vergelijking voor de herhaalkaarten.

Gelet op de ernstige kritiek die we hierboven hebben geuit op de verwijzvergelijking, waarin de Leidse werkgroep de cruciale relatie tussen het eerste en het tweede echelon (onvolkomen) heeft afgebeeld zullen de volgende vergelijkingen van Van der Gaag's model slechts terloops worden besproken, namelijk alleen voorzover onze kritiek hierop van belang lijkt bij hernieuwde pogingen een rekenmodel te construeren voor de gezondheidszorg van het eerste en tweede echelon.

1) *Bedenk overigens dat de door Rutten gebruikte specificatie gemakkelijk aanleiding kan geven tot onjuiste conclusies ten aanzien van de invloed van de variabelen Pins en L_j, hetgeen enig rekenwerk ons snel duidelijk maakt. (verg. Rutten blz. 73 e.v.)*

Het belangrijkste bezwaar tegen deze paramorfe vergelijking ¹⁾ is haar dimensioneel niet homogene aard.

Als afhankelijk variabele kiest Van der Gaag hier het aantal herhaalkaarten per verwijzing, als maatstaf voor de hoeveelheid specialistische zorg per verwijzing. Ten eerste moet worden opgemerkt dat deze variabele niet-valide is; herhaalkaarten kunnen voor een belangrijk deel worden uitgeschreven na een door de specialist noodzakelijk geachte ziekenhuisopname. De ziekenfondsen registreren niet of de herhaalkaart komt na een verwijzing of na een opname. Ten tweede leidt deze variabele te zamen met verklarende variabelen als verwijzingen per 1000 verzekerden en percentage ziekenfondsverzekerden in een loglineaire specificatie tot zulk een mengelmoes dat interpretatie welhaast onmogelijk zal zijn.

2.3.3. De vergelijking voor de opnamecoëfficiënt.

We kunnen de beslissing tot opname na een verwijzing beschouwen als een vorm van gezondheidszorg van het type II, zoals we gezondheidszorg onderscheiden naar analogie van Feldstein's indeling. Gezondheidszorg behorend tot deze klasse wordt immers gedefinieerd als die zorg die nodig wordt geacht door een dokter en door dezelfde dokter wordt verstrekt. In de regel zal de specialist naar wie de patiënt verwezen is ook bij een eventuele opname deze patiënt zelf behandelen.

1) Het is een paramorfe vergelijking omdat een herhaalkaart die wordt uitgeschreven door de specialist kan worden opgevat als zorg van het type II. De specialist acht verdere behandeling door hem noodzakelijk. Ook in deze vergelijking zien we de variabele huisartsendichtheid als verklarende grootheid, een variabele die niets te maken heeft met de hoeveelheid specialistische voorzoningen, waarmee we fluctuaties in uitkomsten van zorg van het type II zouden kunnen verklaren.

Wil men fluctuaties in uitkomsten van deze soort zorg verklaren dan zoeke men dat in eerste instantie in de fluctuaties van de beschikbaarheid van de zorg. We herhalen deze uitspraak omdat ze ons van dienst kan zijn bij de specificatie der vergelijking: welke variabelen moet je nu als verklarende grootheid in je relatie opnemen. We zagen reeds dat in het verwijscijfer eigenlijk rekening moet worden gehouden met verwijzingen geïnduceerd door de specialist, zorg van het type II dus.

Veronderstellen we gemakshalve dat deze categorie verwijzingen nauwelijks een rol spelen, dan zal een verstoringsterm voor een verwijsvergelijking wel niet gerelateerd zijn aan verstoringstermen voor herhaalconsult- en opname vergelijkingen (Let wel we veronderstellen het hier even voor het betoog, we geloven het nauwelijks). De beslissing over opname, opnameduur en herhaalconsult (en een herhaalconsult kan zowel na verwijzing als na opname nodig worden geacht) wordt in ieder geval door de specialist genomen.

In Van der Gaag's modelspecificatie zouden de drie vergelijkingen voor herhaalconsult, opname en ligduur dan ook verstoringstermen kunnen hebben die niet onafhankelijk van elkaar zijn. En in deze situatie moeten deze drie vergelijkingen dan ook simultaan worden geschat.¹⁾

Dit geeft allerlei problemen. Je moet dan veelal een aantal gepredetermineerde variabelen, dat zijn variabelen die niet door het model worden bepaald (ze zijn exogeen) uit de vergelijking laten. Dit op grond van het al eerder ter sprake gekomen identificatieprobleem; anders zijn de vergelijkingen van het model niet van elkaar te onderscheiden. De keuze tussen variabelen die wel en die niet in de vergelijking zullen worden opgenomen wordt bepaald door theoretische overwegingen.

Bij deze opnamevergelijking staan we eigenlijk voor zo'n dilemma.

1) Zie H. Theil: *Principles of Econometrics*, blz. 460 e.v..
Van der Gaag en ook Rutten schatten slechts twee vergelijkingen simultaan, de opname en de ligduurvergelijking.

Houden we nu rekening met onze eerdere opmerking over de aard van deze zorg, zorg van het type II, dan zou hier juist de variabele voor de huisartsendichtheid moeten wijken voor de variabele aantal specialisten per 1000 inwoners. Bedenken we voorts dat eigenlijk in dit cijfermateriaal ook Van der Gaag weer te maken heeft met een aanzienlijk verband tussen percentage bejaarden en de huisartsendichtheid (Van der Gaag blz. 153 $r=.67$) en we zouden inplaats van de huisartsendichtheid ook nog de variabele voor het percentage bejaarden opnemen (hoewel het een krakemikkige grootheid blijft) dan verwachten we niet dat de verklaarde variantie van deze vergelijking veel afneemt, ofte wel dat de multipiele correlatiecoëfficiënt vergelijkbaar groot blijft. Duidelijk is dan natuurlijk wel dat de interpretatie van de gevonden relaties, vooral ten opzichte van substitueerbaarheid van zorg gegeven door de huisarts en zorg gegeven door de specialist, verandert.

In dit verband is het leerzaam Rutten in zijn proefschrift nog even aan te halen. Hij wijt het door hem in de dwarsdoorsnede analyse niet gevonden verband tussen huisartsendichtheid en opnamecoëfficiënt in een (met Van der Gaag te vergelijken) structuurvergelijking voor opnamen aan het feit dat de invloed al verdisconteerd is in het verwijscijfer. Van belang hier is dat er in een dwarsdoorsnede analyse geen relatie door de Leidse werkgroep tussen opnamecoëfficiënt en huisartsendichtheid wordt gevonden.¹⁾ De (schijn)relatie tussen verwijscijfers en huisartsendichtheid is door ons hierboven reeds ontmaskerd.

2.3.4 De vergelijking voor de ligduur.

Ook hier beslist de specialist weer over de duur van een opname, dus ook hier representeert de ligduurvergelijking zorg van het type II. En ook hier leidt het opnemen van variabelen die niets uit te staan hebben met de capaciteit van specialistische voorzieningen tot gevaarlijke misverstanden. Vermoedelijk vindt Van der Gaag in zijn ligduurvergelijking een negatieve relatie met de variabele

1) Rutten, 1978 blz. 102.

huisartsendichtheid door de al eerder ter sprake gekomen multicollineariteit tussen huisartsendichtheid en percentage bejaarden. Want Rutten vindt in zijn dwarsdoorsnede analyse in de eveneens loglineair geschatte relatie voor de ligduur waarin hij als verklarende variabele weer opneemt een leeftijds- en geslachtsvariabele, de 'Feldstein' correctie naar leeftijd en geslacht van de populatie, een positief verband, dat wil zeggen een positieve relatie tussen de naar leeftijd en geslacht gestandaardiseerde ligduurvariabele en de op dezelfde wijze gestandaardiseerde huisartsendichtheid. (Zie onze voorgaande beschouwingen over deze manier van standaardiseren in paragraaf 2.2.2.1). We durven niet mee te gaan met Rutten's conclusie (pag.98): "The number of general practioners has a positive effect on the mean stay. This effect must be considered in combination with the negative influence of the general practioner's density on the referrals, shown in the former chapter. It may be argued that in the case of a high general practioner's density only the more serious cases of illness reach the specialist resulting in a high value for the mean stay".

Op het eerste deel van dit citaat willen we hier niet meer ingaan, het tweede deel kunnen we niet zonder meer beamen, omdat de vergelijking ons paramorf van aard lijkt.

Na bovenstaande bedenkingen zal het de lezer wel duidelijk zijn dat wij menen dat de Leidse werkgroep modellen weliswaar het inzicht in de samenhang tussen grootheden heeft vergroot, doch dat deze modellen zeker geen predictieve waarde hebben: men kan op grond van deze modellen geen voorspellingen doen over het verloop van de afhankelijke variabelen in de tijd.

III. Verwijscijfers en de grootte van de huisartspraktijk;
een analyse op microniveau.

Critiek leveren is één ding; het zelf beter doen iets geheel anders. Het is nu zaak om de in het vorige hoofdstuk geformuleerde theoretische bedenkingen tegen de macro-onderzoekingen van de Leidse werkgroep te ondersteunen met feitenmateriaal.

Een van de belangrijkste punten van kritiek had betrekking op het heterogene karakter van het meestal in macro-onderzoek (ook in ons eigen onderzoek overigens) gebruikte brutoverwijspercentage.

Het totaal aantal gedeclareerde verwijskaarten per 100 ziekenfonds-verzekerden per tijdsperiode.

Wanneer men de in hoofdstuk II geïntroduceerde typologie van de Amerikaanse econoom Feldstein aanhoudt en in navolging van de auteurs drie typen gezondheidszorg onderscheidt (type I, zorg op initiatief van de patiënt; type II, zorg die door een arts nodig wordt geacht en door hemzelf wordt verschaft; type III, zorg die door de ene arts nodig wordt geacht en door een andere arts wordt verschaft), dan zal het duidelijk zijn (zie ook hoofdstuk II p. 13 ev) dat in het brutoverwijscijfer zowel verwijzingen van het type III (de actieve verwijsbeslissingen van de huisarts) als van het type II (verwijzingen op verzoek van de specialist) zijn besloten.

De zaak is echter nog ingewikkelder. Niet alleen kan men het aantal verwijzingen in twee delen splitsen; men kan het aantal verwijzingen per 100 patiënten ook opgebouwd zien uit het product van het aantal verwijzingen per 100 contacten en de verhouding contacten/ziekenfonds-patiënten.

Wanneer V_{tot} gelijk staat aan V_{akt} (verwijzingen als actieve beslissingen van de huisarts) en V_{pass} (verwijzingen als conventie, of verwijzingen op verzoek specialist),

$$\text{dan geldt: } V_{tot} \equiv \frac{V_{akt} + V_{pass}}{\text{contacten}} \times \frac{\text{Contacten}}{ZFverz.}$$

We hebben echter in hoofdstuk twee ook nog laten zien dat de contacten onderscheiden kunnen worden in contacten op initiatief van de patiënt Kip (zorg type I) en terugbestelcontacten van de huisarts Kih (zorg type II).

Nu weet iedereen die wel eens een kijkje in de spreekkamer van de huisarts genomen heeft dat de grens tussen een zogenaamd 'eerste' contact en een terugbestelcontact lang niet altijd scherp te trekken is, maar stel dat dit (arbitrair) zou lukken, dan ziet men dat het op het eerste gezicht zo eenvoudig en ongecompliceerd aandoende 'bruto-verwijscijfer' begripsmatig uit de volgende componenten bestaat.

(type III) (type II) (type I) (type II)

$$\frac{V_{tot}}{ZF_{pat}} = \frac{V_{akt} + V_{pass}}{Kip + Kih} \times \frac{Kip + Kih}{ZF_{pat}}$$

In het brutoverwijscijfer zijn de drie zorgtypen onontwarbaar verknoot; hetgeen grote problemen bij het verklaren van de fluctuaties in dit verwijspercentage geeft, zeker wanneer men zich realiseert dat dezelfde gegevens voor de particuliere patiënten eigenlijk bekend moeten zijn, wil men de invloed van de zogenaamde horizontale substitutie - in hoeverre beïnvloedt de hoeveelheid verstrekte zorg voor particuliere patiënten de verstrekte zorg voor ziekenfonds-patiënten - op de substitutie tussen huisartsen- en specialistische zorg vaststellen.

Wij zijn er overigens nog niet met deze constatering. Wil men deze gedragsrelaties op microniveau (dat wil zeggen op het niveau van de huisartspraktijk) bestuderen, dan moet men beseffen dat naast kennis over verwijs- en contactgegevens voor ziekenfonds en particuliere patiënten ook gegevens bekend moeten zijn over de samenstelling van de huisartspraktijk naar leeftijd en geslacht en over de omstandigheden waaronder de huisarts praktizeert zoals de afstand tot en de omvang van klinische voorzieningen, urbanisatiegraad en regio ¹⁾.

1) Voor de invloed van deze factoren in macro-onderzoek, zie Tussen 1e en 2e echelon I, pagina 71 en verder.

Schematisch weergegeven ziet het voor micro-onderzoek minimaal benodigde materiaal er als volgt uit:

SCHEMA: GEGEVENS NODIG VOOR ONDERZOEK NAAR
'VERWIJZEN' IN DE HUISARTSPRAKTIJK

| AFHANKELIJKE VARIABELEN | | |
|----------------------------|--|--|
| Ziekenfondspatiënten | | Particuliere patiënten |
| CON TAC- TEN | 1e contacten | 1e contacten |
| | terugbestel contacten | terugbestel contacten |
| VER WIJ- ZIN- GEN | aantal verwijsbeslissingen (actieve verwijzingen) | aantal verwijsbeslissingen (actieve verwijzingen) |
| | aantal passieve verwijzingen | aantal passieve verwijzingen |

| ONAFHANKELIJKE VARIABELEN | |
|---------------------------------------|--|
| Structurele variabelen | Praktijk variabelen |
| afstand ziekenhuis | aantal Ziekenfondspatiënten aantal particuliere patiënten |
| aantal bedden/1000 inwoners | verdeling patiëntenpopulatie naar leeftijd/ geslacht |
| aantal specialisten/ 1000 inwoners | faciliteiten voor ziekenfonds- en particuliere patiënten (apart spreekuur) |
| urbanisatiegraad | |
| regio | |

De lezer zal begrijpen dat het niet eenvoudig is om dergelijk materiaal te verzamelen in een groot aantal huisartspraktijken (een aantal groot genoeg om voldoende variatie in met name de onafhankelijke variabelen te verkrijgen) over een behoorlijke lange tijdsperiode.

Dergelijk materiaal is op dit moment niet aanwezig - sterker nog, sinds de pioniersjaren van de huisartsgeneeskunde in Nederland (de jaren 1960) is geen poging meer ondernomen zoveel gedetailleerd materiaal in de huisartspraktijk te verzamelen.

Voor onderzoekers op dit terrein een behoorlijke handicap !

Wil men namelijk, als vingeroefening voor een groter opgezet onderzoek, toch proberen de relevantie van enkele vooronderstellingen te bepalen, dan is men aangewezen op het bovengenoemde, in de jaren 1960 verzamelde onderzoeksmateriaal.

De gezichtspunten, van waaruit men in die tijd onderzoek verrichtte verschilden nogal van de op dit ogenblik vigerende inzichten. Zohad men bijvoorbeeld niet zoveel aandacht voor de zogenaamde structurele invloeden op het werk van de huisarts. Inzichten op dit gebied zijn dan ook pas de laatste tijd (niet in het minst door activiteiten van de Leidse werkgroep) gemeengoed geworden in de gezondheidszorg. Dit betekent dat men de keuze heeft om hetzij zelf op grote schaal materiaal te verzamelen (hetgeen in het kader van dit vooronderzoek niet de bedoeling was) hetzij bestaand (maar in zekere zin onvolledig) materiaal opnieuw te analyseren.

Wij hebben gekozen voor het laatste en hebben toestemming gevraagd het in 1969 verrichte onderzoek van Van Es en Pijlman opnieuw te mogen analyseren. Deze heranalyse is toegestaan (wij zijn hiervoor professor dr. J.C. Van Es zeer erkentelijk), maar voordat we ertoe overgaan resultaten te presenteren moeten we bekijken welke van de theoretisch benodigde gegevens in het onderzoek van Van Es en Pijlman zijn terug te vinden.

Bovendien moeten we formuleren wat de consequenties zijn van het ontbreken van sommige gegevens voor de verwachtingen die we op grond van onze theoretische uitspraken kunnen koesteren.

3.1. Het onderzoeksmateriaal van Van Es en Pijlman in het licht van onze theoretische verwachtingen.

We zullen in deze paragraaf het materiaal van het onderzoek van Van Es en Pijlman bezien in het licht van de eisen die theoretisch gesteld kunnen worden. Een korte beschrijving van het onderzoek van Van Es en Pijlman gaat hieraan vooraf.

Wat deden de onderzoekers:

Zij trokken een aselechte steekproef uit het alfabetisch huisartsenbestand op het N.H.I. van 258 artsen (1 op 17 - blijkbaar waren er in 1968 een kleine 4400 huisartsen) en verkregen van bijna de helft (49 %) de medewerking om gedurende 4 weken in het najaar van 1968 op de voor ziekenfondspatiënten uitgeschreven verwijskaart de volgende gegevens te noteren: dag van de week, leeftijd en geslacht patiënt, het specialisme waar naartoe verwezen werd, de aard van de verwijzing (eerste/herhalingsverwijzing) en het motief tot verwijzing.

De huisartsen werd ook gevraagd op te geven hoeveel contacten met eigen en andermans ziekenfonds- en particulier verzekerde patiënten dagelijks werden gerapporteerd en per arts beschikken we bovendien over de urbanisatiegraad van de vestingsplaats, de leeftijd van de huisarts, het aantal jaren dat hij gevestigd was en de omvang van ziekenfonds- en particuliere praktijk. In totaal werden van 126 huisartsen (van 122 was het materiaal compleet) 8374 verwijskaarten verwerkt over een periode van 4 volle weken.

Wanneer we nu bovenstaande gegevens vergelijken met de theoretische benodigde cijfers dan komen we tot het volgende schema:

SCHEMA: VERGELIJKING THEORETISCH BENODIGDE EN FEITELIJK

AANWEZIGE ONDERZOEKSMATERIAAL: a) afhankelijke variabelen

| | theoretisch benodigd | | aanwezig | |
|--------------|------------------------------------|----------------|---|---------------------------------------|
| | ZFpat. | part.pat. | ZFpat. | part.pat |
| Contacten | 1e contact Terugbestel cont. | id. id. | geen onderscheid alleen totaal aantal contacten | id. voor particuliere patiënten |
| Verwijzingen | actieve verwijsbeslissingen | id. | te construeren | onbekend |
| | Passieve verwijzingen | id. | te construeren | onbekend |

Verwijscijfers van particuliere patiënten ontbreken en geen onderscheid is aan te brengen tussen eerste contacten en terugbestelcontacten in de huisartspraktijk. Wel is het zo dat een onderscheid tussen 'actieve' en 'passieve' verwijzingen voor ziekenfondspatiënten te construeren is.

We zullen verder op nagaan welke gevolgen het ontbreken van sommige variabelen voor de analyse heeft, maar eerst moeten we bezien hoe het met de onafhankelijke variabelen gesteld is.

SCHEMA: VERGELIJKING THEORETISCH BENODIGDE EN FEITELIJK

AANWEZIGE GEGEVENS: b) onafhankelijke variabelen

| | theoretisch benodigd | aanwezig |
|------------------------------------|--|---|
| Structurele gegevens | afstand tot ziekenhuis omvang klinische voorzieningen urbanisatiegraad regio | niet bekend niet bekend bekend niet bekend |
| Gegevens over de huisarts praktijk | aantal ZF-patiënten aantal particuliere patiënten verdeling praktijkpopulatie naar leeftijd en geslacht spreekuurfaciliteiten | bekend bekend niet bekend niet bekend |

Wat de structurele gegevens betreft is het onderzoek karig bedeed; geen gegevens zijn bekend (of achteraf te reconstrueren) over afstand tot en omvang van klinische voorzieningen, tenzij men het gegeven 'urbanisatiegraad' als een gebrekkige operationalisering ervan wil zien. Zeker wanneer men zich beperkt tot stedelijke, dan wel plattelandsgemeenten, kan men er tamelijk zeker van zijn aan- dan wel afwezigheid van klinische voorzieningen gemeten te hebben. In onze analyse zullen wij ons dan ook beperken tot de huisartspraktijken die in gemeenten met meer dan 50.000 inwoners (in de CBS typologie van gemeenten naar urbanisatiegraad 1960 de categorieën C3 - C5) dan wel in de plattelandsgemeenten gelegen zijn (CBS categorieën A1 - 4).

Het ontbreken van gegevens over de verdeling van de praktijkpopulatie naar leeftijd en geslacht is ook een ernstige handicap bij het interpreteren van de resultaten. Vooral de leeftijdsverdeling blijkt in macro-onderzoek voor het verklaren van fluctuaties in verwijscijfers van groot belang. Wij beschikken weliswaar over de leeftijd en het geslacht van de verwezen patiënten; wij zien er echter vanaf om dit als een maat voor de leeftijds/geslachts-verdeling van de praktijkpopulatie te beschouwen, omdat allerlei aggregatie-valkuilen de relatie tussen leeftijds/geslachts-verdeling van de verwezen patiënten en de verdeling van de huisartspraktijk kunnen vertroebelen.

Wat zijn nu de gevolgen van de discrepantie tussen theoretisch wenselijk en praktisch verkrijgbaar onderzoeksmateriaal ?

- Ten eerste een algemene voorzichtigheid bij de interpretatie van de gegevens.
We proberen slechts de zinvolheid van onze theoretische uitspraken te illustreren en aanwijzingen te krijgen voor de richting waarin nader onderzoek moet plaatsvinden. De lezer zij deze waarschuwing indachtig, ook al zullen wij zo nu en dan een volgens verwachting gevonden resultaat instemmend weergeven.
- Ten tweede heeft met name het ontbreken van gedetailleerde gegevens over particuliere patiënten tot gevolg dat niets gezegd kan worden over de interactie tussen de behandeling van particuliere versus die van ziekenfondspatiënten.
Het ontbreken van het onderscheid eerste contacten/ terugbestelcontacten heeft tot gevolg dat de zogenaamde 'horizontale substitutie-effecten': in hoeverre heeft het aantal eerste contacten voor particuliere patiënten invloed op de herhaalcontacten voor particulieren - gegeven hun verwijscijfers - en op het aantal eerste contacten en herhaalcontacten voor ziekenfondsverzekerden niet geopenbaard worden. Je zou immers kunnen veronderstellen dat vanwege inkomenseffecten de huisarts zal trachten het aantal herhaalcontacten voor particulieren te vergroten ten koste van het aantal consulten per ziekenfondsverzekerde, afhankelijk van praktijkgrootte en samenstelling (verhouding ZF-verzekerden/particulieren). Met behulp van dit cijfermateriaal is een hypothese over horizontale substitutie-effecten - meer zorg voor particulieren gaat ten koste van zorg voor ziekenfondsverzekerden - nooit te toetsen.
Uitspraken over het effect van (mogelijke) horizontale substitutie op de substitutie terugbestellen/verwijzen vallen evenmin te toetsen met dit materiaal. Dit betekent dat we bijvoorbeeld de verhouding ziekenfonds/particuliere patiënten niet als variabele in de analyse opnemen, omdat we een mogelijk verband niet kunnen interpreteren.

- Ten derde betekent het ontbreken van een onderscheid tussen eerste contacten en terugbestelcontacten dat we als verklarende variabelen alleen maar die variabelen op kunnen nemen, waarvan we op voorhand aan kunnen nemen dat ze niet tegengesteld op de uitkomsten voor aantal eerste respectievelijk aantal herhaal-contacten van het type I en II werken.

Nu is dat in dit onderzoek in zoverre betrekkelijk eenvoudig, omdat geen gegevens die de vraag naar huisartsenzorg kunnen verklaren, opgenomen zijn (om maar eens iets eenvoudigs te noemen - de verdeling van de patiënten-populatie naar leeftijd en geslacht).

De enige variabele die wat dit betreft in aanmerking komt is de variabele 'praktijkgrootte' - deze zal zeker de mogelijkheid tot terugbestellen beïnvloeden en de vraag naar huisartsenhulp zal door een volle wachtkamer zeker niet worden gestimuleerd, hetgeen eveneens van het aanbod van eerste huisartsenconsulten kan worden verondersteld. Over de invloed van 'urbanisatiegraad' op de bezoekfrequentie aan de huisarts zijn geen ondubbelzinnige resultaten bekend (Oliemans 1969, p. 69, vindt naar verhouding minder eerste contacten en meer terugbestelcontacten op het platteland; in Van Es en Pijlmans's onderzoek vindt de hoogste contactfrequentie juist in de kleinere steden plaats).

Kort samengevat komt het er eigenlijk op neer dat we in deze secundaire analyse proberen na te gaan wat de invloed is van twee kernvariabelen (urbanisatiegraad (staat ongeveer gelijk met aan- dan wel afwezigheid van klinische voorzieningen, althans in de 89 stedelijke en plattelands-huisartsenpraktijken) en praktijkgrootte) op verschillende onderdelen van het ziekenfondsverwijscijfer.

In de volgende paragraaf zullen we van deze analyse de resultaten laten zien.

3.2. Specificatie van variabelen en verwachtingen.

We hebben in het voorbijgaan het een en ander gezegd over de verschillende componenten van het zogenaamd brutoverwijscijfer.

We hebben een onderscheid aangebracht tussen actieve en passieve verwijzingen. We hebben vermeld dat we het verband tussen praktijkgrootte en urbanisatiegraad enerzijds en de verschillende verwijscijfers anderzijds willen aantonen. Het wordt nu tijd onze variabelen en verwachtingen exact te formuleren.

Bijvoorbeeld, hoe onderscheiden we actieve en passieve verwijzingen en waarop betrekken we ze ?

Bij het onderscheid tussen 'actieve verwijsbeslissingen' en 'passieve verwijzingen' gaan we uit van de classificatie die Van Es en Pijlman in hun onderzoek hebben gemaakt.

Zij onderscheiden de volgende soorten verwijzingen:

- 1 - Verwijzingen naar de oogarts voor refractieafwijkingen;
- 2 - verwijzingen op verzoek van de specialist;
- 3 - verwijzingen 'achteraf', dat wil zeggen verwijskaarten afgegeven na een (acute) opname of poliklinische behandeling;
- 4 - verwijzingen op verzoek van de patiënt;
- 5 - verwijzingen naar een aantal 'motieven' van de huisarts (ter diagnose, ter therapie).

We beschouwen de eerste drie soorten verwijzingen als passief.

In het algemeen geldt dat het verwijzen naar de oogarts voor refractieafwijkingen als een 'conventie' wordt beschouwd.

Verwijzingen op verzoek van de specialist vanwege het overschrijden van de maximale behandelingstermijn hebben we al op verschillende plaatsen als 'passieve verwijzingen' geclassificeerd, terwijl het achteraf afgeven van verwijskaarten - in het algemeen gesproken - als moeilijk te vermijden wordt beschouwd (ongevallen, spoedopname).

We kunnen hierbij nog een onderscheid maken tussen de verwijzingen die direct afkomstig zijn uit het tweede echelon (2 en 3) en de verwijzingen die in het algemeen als 'conventie' worden beschouwd (de verwijzingen naar de oogarts voor refractieafwijkingen).

Niet dat een huisarts geen actief beleid zou kunnen hebben in het terugdringen van de eerste drie soorten verwijzingen (zie de befaamde discussie tussel Pel, De Melker en De Vries in Medisch Contact 1975, p. 988 - 990, 1145 - 1146, 1438 - 1439) maar in de praktijk heeft hij het zelden.

De onder 5 genoemde categorie verwijzingen zal men zonder veel moeite als actieve verwijsbeslissingen beschouwen: het enige verschil van mening zal bestaan over de 'verwijzingen op verzoek van de patiënt'. Psychologisch gesproken kun je dit moeilijk als actieve beslissingen van de huisarts beschouwen. Wanneer men zich echter realiseert dat elke verwijzing geplaatst kan worden tussen de volgende twee uitersten: I. "Dokter mag ik een verwijskaart" en II. "Mevrouw, u moet zich toch eens door de internist laten onderzoeken".

"Oh, nee dokter, U krijgt mij voor geen goud het ziekenhuis in" !; dan moet men de verwijzingen op verzoek van de patiënt als actieve verwijzingen beschouwen. Realiseert men zich dat het hier om het uiterste van het continuüm gaat, dan zou het ook nog wel eens kunnen zijn dat de verwijzingen op verzoek van de patiënt een aparte status hebben en volgens een geheel ander model moeten worden verklaard; een model waar het onderlinge aanpassings- dan wel opvoedingsproces tussen huisarts en patiëntengroep centraal staat.

We beschouwen ze voorlopig als een vreemde eend in de bijt en zullen ze niet onmiddellijk als actieve verwijzingen beschouwen.

Waarop moeten wij de verwijscijfers nu betrekken ? Het brutoverwijs-cijfer is betrokken op het aantal ziekenfondsverzekerden, maar zoals we al hebben laten zien kunnen we het verwijscijfer ook betrekken op het aantal contacten tussen huisarts en patiënt.

Beschouwt men de verwijzing als een beslissings-uitkomst van een interactieproces tussen huisarts en patiënt, dan is het relevant de verwijzingen te betrekken op het aantal contacten.

We kunnen de variabele construeren actieve verwijzing/ per 100 of 1000 contacten. Deze variabele beschouwen we als een geldige indicator voor de vraag naar specialistische zorg in de huisartspraktijk (zorg type III).

Bij de passieve verwijzingen ligt de zaak anders. We hebben zojuist gesteld, dat we deze verwijzingen niet als beslissingen van de huis-arts beschouwen; we hebben ze laten vallen onder zorg van het type II - zorg die door de specialist nodig wordt geacht en door hemzelf wordt verschaft. Betrekken op het aantal contacten is niet zinvol - men moet ze relateren aan het totaal aantal ziekenfondspatiënten. Passieve verwijzingen per 100(0) ziekenfondspatiënten dus.

Terugkerend naar de op (pagina 38) genoemde vijf soorten verwijzingen kunnen we de volgende variabelen specificeren.

- 1 Voog = Aantal verwijzingen naar de oogarts voor refractieafwijkingen (zorg van het type II)/ per 1000 ZF-patiënten 1);
- 2 + 3 Vspec = aantal verwijzingen op verzoek van de specialist en 'achteraf verwijzingen' na acute opname of poliklinisch bezoek / per 1000 ziekenfondspatiënten (zorg van het type II);
- 1+ 2 + 3 Vgeïnd= totaal aantal door de specialist geïnduceerde verwijzingen / per 1000 ziekenfondspatiënten;
- 4 Vpat = verwijzingen op verzoek van de patiënt per 100 contacten 2);
- 5 Vhact = aantal verwijzingen naar een aantal 'motieven' van de huisarts (ter diagnose, ter therapie) per 100 contacten (zorg van het type III).

In onze analyse willen we bezien wat het verband is van de factoren: urbanisatiegraad (of wel aanbod van voorzieningen) en de grootte van de huisartspraktijk met bovengenoemde variabelen.

We verwachten, dat de 'geïnduceerde verwijzingen' (dus verwijzingen verzoek specialist, verwijzingen oogarts en het totaal daarvan) samen zullen hangen met de factor 'grote stad' (aanwezigheid voorzieningen), maar niet met de grootte van de huisartspraktijk. Voor de actieve verwijzingen daarentegen, verwachten we een samenhang met beide factoren.

- 1) *Het verwijzen naar de oogarts voor refractieafwijkingen door de huisarts wordt in het algemeen als een conventie beschouwd. Het lijkt daarom weinig zinvol deze soort verwijzingen te relateren aan de door de huisarts te beïnvloeden grootte: zoals het totaal aantal contacten in een variabele oogverwijzingen per 100 contacten. Indien we deze verwijzingen zouden beschouwen als zorg van het type I, de patiënt vraagt eigenlijk zelf om een dergelijke verwijzing en de huisarts stemt hiermee 'automatisch' in, dat wil zeggen hij belemmert deze vraag niet actief, dan moeten we ze eveneens relateren aan een populatiegrootte: oogverwijzingen per 1000 ziekenfondspatiënten. We zullen in de analyse deze variabele dan ook vaak te samen hanteren met de verwijzingen op verzoek van de specialist en 'achteraf' verwijzingen, omdat ze dimensioneel van dezelfde aard zijn; allen zijn gerelateerd aan de populatie-grootte: per 1000 ziekenfondspatiënten;*
- 2) *Wellicht een voorbeeld van zorg van het type I: directe vraag naar specialistenhulp, misschien te betrekken op het aantal eerste consulten. In tegenstelling tot de oogverwijzing opgevat als zorg van het type I, toch altijd te relateren aan een door de huisarts te beïnvloeden grootte (consulten) omdat we veronderstellen dat de huisarts hier wel een actieve rol speelt: hij beoordeelt als deskundige het verzoek van zijn patiënt. Een rol die de laatste jaren vanuit het beleid ook wordt gewenst en benadrukt.*

Verwachtingen over het aantal verwijzingen op verzoek patiënt per 100 contacten kunnen we in het licht van onze theoretische beschouwingen niet formuleren; een relatie met de aanwezigheid van klinische voorzieningen ligt voor de hand, over een verband met de grootte van de huisartspraktijk durven we ons niet uit te laten.

De resultaten van de analyse zouden nu snel kunnen worden gepresenteerd (de nieuwsgierige lezer bladere door naar pagina 46), ware het niet dat we ons geroepen voelen enkele misverstanden recht te zetten. Wij troffen namelijk bij de heranalyse van het materiaal van Van Es en Pijlman een merkwaardige paradox aan.

In iedere latere publicatie, waarin de studie van Van Es en Pijlman wordt aangehaald (zie bijvoorbeeld Van der Gaag, Kruidenier, Crebolder maar ook het 1e deel van ons eigen rapport), maakt men melding van het feit dat de auteurs geen relatie vinden tussen het 'verwijspercentage' en de grootte van de huisartspraktijk. Deze bevinding is gebaseerd op een tabelletje op pagina 439 van het oorspronkelijke artikel in Huisarts en Wetenschap (H & W 1970, p. 439). De auteurs analyseren hier het verband tussen het aantal verwijzingen (minus de verwijzingen naar de oogarts) per 100 contacten en de grootte van de huisartspraktijk en komen (ons inziens ten onrechte) tot de conclusie dat geen relatie wordt gevonden. Zij hanteren namelijk de statistische maat gamma, die gevoelig is voor monotoon stijgende of dalende verbanden. In het materiaal blijkt niet zo zeer een monotoon stijgende relatie gevonden te worden, maar een verband in de volgende zin: splitst men de praktijkgrootte in twee categorieën: meer of minder dan 3000 zielen dan is wel zeker sprake van een verband; in de grotere praktijken is het aantal verwijzingen per 1000 verzekerden hoger.

TABEL 3.1.: AANTAL VERWIJZINGEN PER 100 CONTACTEN (minus verwijzingen naar de oogarts) IN RELATIE TOT PRAKTIJKOMVANG IN TWEE CATEGORIEËN

| Aantal huisartsen met praktijkomvang: | | ≤ 3000 ABS(%) | > 3000 ABS(%) | totaal ABS(%) |
|---|--------|------------------|------------------|------------------|
| aantal verwijzingen (minus oogarts) per 100 contacten | ◀ 5% | 29 (55) | 21 (30) | 50 (41) |
| | 5-7% | 13 (25) | 19 (28) | 32 (26) |
| | ▶ 7% | 11 (21) | 29 (42) | 40 (33) |
| | totaal | 53 | 69 | 122 |

Deze tabel is letterlijk samengevat uit het artikel in Huisarts en Wetenschap. Het aardige van de paradox is nu (althans van het eerste deel ervan), dat de auteurs die later het werk van Van Es en Pijlman aanhalen, op een dwaalspoor gebracht door het woord 'verwijspercentage', denken dat geen verband tussen praktijkgrootte en het aantal verwijzingen per 100 ZF-patiënten wordt gevonden terwijl in feite de auteurs wel een verband tussen praktijkgrootte en het aantal verwijzingen per 100 contacten vinden, maar inderdaad geen verband tussen praktijkgrootte en het aantal verwijzingen per 100 patiënten, want wanneer men de opsplitsing van het aantal verwijzingen per 100 ZF-verzekerden in gedachte houdt:

$$\left(\begin{array}{l} \frac{100 \text{ V}}{\text{ZFverz.}} = \frac{100 \text{ V}}{\text{Cont}} \times \frac{\text{Cont}}{\text{Verz.}} \end{array} \right)$$

dan beïnvloedt praktijkgrootte het aantal verwijzingen per 100 contacten positief en de verhouding contacten/verzekerden negatief. Het saldo van deze twee relaties is een constant blijven van het aantal verwijzingen per 100 ZF-verzekerden ¹⁾. Alleen, deze tabel is niet in het artikel gepubliceerd.

Maar dit is slechts de helft van het verhaal. We hebben immers in de vorige pagina's omstandig betoogd dat:

- a) we het totaal aantal verwijzingen (al dan niet gecorrigeerd voor verwijzingen naar de oogarts) niet op het aantal contacten mogen betrekken, maar een splitsing moeten maken in actieve verwijzingen per 100 contacten en (passieve) verwijzingen per 100 ZF-patiënten;
- b) we tussen praktijkgrootte en het 'actieve' verwijscijfer wel een relatie verwachten, maar tussen het 'passieve' verwijscijfer en praktijkgrootte niet.

Maar hoe kan het dan dat Van Es en Pijlman (en wijzelf in navolging van hen in onze eerste dupliek) wel een verband vinden tussen verwijzingen (actief plus passief) per 100 contacten en praktijkgrootte? Betekent dit nu dat onze theoretische verwachtingen dan bij voorbaat zijn ontkracht? Dat is geenszins het geval. Van belang

1) Voor wie geïnteresseerd is in de precieze cijfers: deze staan vermeld op pagina 8 van de bijlage (onze eerste dupliek) waar wij (enigszins voorbarig, zal later blijken) dachten het 'mechanisme' van de gedragsvergelijkingen van het verwijscijfer te hebben gevonden.

is het onderscheid tussen wat we maar zullen noemen 'reactie'-variabelen en geconstrueerde (artificiële) variabelen. De geïnduceerde verwijzingen dienen we als 'reactie'-variabele; als uitkomst van beslissingen van subjecten (dus patiënten bij verwijzingen van het type I en specialisten bij verwijzingen van het type II) te relateren aan de populatie; verwijzingen per 1000 ziekenfondspatiënten. De actieve verwijzingen kunnen als reactie-variabele alleen worden gerelateerd aan het aantal contacten. Het aantal consulten moet daarentegen weer als reactievariabele worden gerelateerd aan een populatiegrootte.

Creëren we nu een variabele als totaal aantal verwijzingen per 100 contacten dan ontstaat een mengelmoes van reactievariabelen: de som van actieve verwijzingen per 100 contacten plus het quotiënt van twee reactievariabelen te weten in de teller de geïnduceerde verwijzingen per 1000 ziekenfondsverzekerden en in de noemer het aantal contacten per ziekenfondsverzekerde. Wel het venijn zit nu in de staart, het totaal aantal verwijzingen per 100 contacten kan, gelet op onze veronderstellingen voor een deel (het actieve deel) worden beïnvloed door een praktijkkenmerk van de huisarts (de praktijkgrootte) terwijl ogenschijnlijk deze variabele sterk positief samenhangt met het kenmerk praktijkgrootte omdat de reactievariabele (passieve) verwijzingen per ziekenfondspatiënt wordt gedeeld door de reactievariabele aantal contacten per ziekenfondspatiënt.

En zo we eerder stelden is de samenhang tussen praktijkgrootte en aantal contacten per ziekenfondspatiënt negatief zodat de reciproke ervan positief zal samenhangen met de praktijkgrootte !

Kort samengevat is hier sprake van een paradox met driedubbele bodem. Had men de oorspronkelijke resultaten van Van Es en Pijlman's onderzoek goed verstaan, dan was er sprake van een verband tussen verwijzingen per 100 contacten en de grootte van de huisartspraktijk. Dit 'verwijscijfer' is echter paramorf van aard en het 'gevonden' verband mag dan ook zeer zeker niet causaal worden geïnterpreteerd. Wat dat betreft was de intuïtieve afwijzing van het resultaat achteraf gezien niet eens zo gek.

3.3. Resultaten.

In formules en symbolen samengevat komt het bovenstaande op het volgende neer:

Zoals reeds hiervoor is opgemerkt kunnen we het verwijscijfer per ziekenfondspatiënt opsplitsen in het product van twee variabelen: het aantal verwijzingen per contact en het aantal contacten per ziekenfondspatiënt. Houden we nu geen, of onvoldoende rekening met de door ons gehanteerde typen van verwijzingen, dan kan gemakkelijk een misleidende relatie tussen verwijzingen per consult en praktijkgrootte worden gevonden.

Onderscheid naar Van Es en Pijlman maar eens de volgende reactievariabelen:

V_{hact} : Aantal verwijzingen naar een aantal 'motieven' van de huisarts (ter diagnose, ter therapie) per 100 contacten (zorg van het type III);

V_{pat} : Aantal verwijzingen op verzoek van de patiënt per 100 contacten (zorg van het type I ?);

V_{oog} : Aantal verwijzingen naar de oogarts voor refractieafwijkingen per 1000 ziekenfondspatiënten (zorg van het type II);

V_{spec} : Aantal verwijzingen op verzoek van de specialist en 'achteraf' verwijzingen - na acute opname/poliklinisch bezoek - per 1000 ziekenfondspatiënten (zorg van het type II);

$V_{\text{geind.}}$: totaal aantal specialist geïnduceerde verwijzingen per 1000 ziekenfondsverzekerden. Dat wil zeggen:

$$V_{\text{geind.}} \equiv V_{\text{oog}} + V_{\text{spec.}}$$

Dan kunnen we in dit onderzoek de volgende theoretische samenhang onderkennen:

Zij: Dummyvariabele voor de urbanisatiegraad: X_1
(stad versus platteland)

Praktijkgrootte huisartsen : X_2

Cont: totaal aantal contacten per ziekenfondspatiënt.

(dus $\text{Cont} = (C_{ip} + C_{ih}) / Z_{\text{Fpat.}}$, de som van contacten op initiatief van de patiënt (eerste contacten) en contacten op initiatief van de huisarts (herhaal contacten).

(1) $V_{\text{hact}} = f_1(X_1, X_2)$

(2) $V_{\text{geind.}} = f_2(X_1)$

(3) $\text{Cont} = f_3(X_2)$

Construeren we voor het aantal verwijzingen per 100 contacten de volgende variabelen:

V_{tot} : Verwijzingen totaal per 100 contacten;

V_{Moog} : verwijzingen minus oogheelkunde per 100 contacten;

V_{Ha} : verwijzingen door de huisarts per 100 contacten.

Dan gelden voor deze drie variabelen de volgende definitievergelijkingen:

$$V_{\text{HA}} \equiv V_{\text{hact}} + V_{\text{pat}};$$

$$V_{\text{Moog}} \equiv V_{\text{HA}} + V_{\text{spec}} / 10 \text{ Cont};$$

$$V_{\text{tot}} \equiv V_{\text{HA}} + V_{\text{geind}} / 10 \text{ Cont};$$

Indien in relatie (1) een positief verband kan worden aangetoond tussen V_{hact} en praktijkgrootte en in relatie (3) een negatief verband tussen Cont en praktijkgrootte (en dat is inderdaad het geval) dan kan in een paramorfe relatie tussen bijvoorbeeld V_{tot}, X_1 en X_2 een 'sterkere' positieve relatie tussen praktijkgrootte en verwijzingen totaal per 100 contacten worden aangetoond.

Immers in zo'n mechanismeloze vergelijking kan de afhankelijke variabele uitgesplitst worden als de som van producten van machten van reactie - of zo men wil basis - variabelen:

$$\begin{aligned} V_{\text{tot}} &\equiv V_{\text{HA}} + V_{\text{geind}} / 10 \text{ Cont} \\ &\equiv V_{\text{hact}} + V_{\text{pat}} + V_{\text{geind}} / 10 \text{ Cont} \\ &\equiv f_1(X_1, X_2) + V_{\text{pat}} + f_2(X_1) / 10 f_3(X_2) \end{aligned}$$

en de negatieve relatie tussen Cont en X_2 versterkt in de noemer van het laatste deel der identiteit de positieve samenhang tussen V_{tot} en de praktijkgrootte.

Een analoge redenering kan worden opgesteld voor de variabele V_{Moog} , het aantal verwijzingen minus oogheelkunde per 100 contacten.

In de volgende tabel vindt men de met dit bovenstaande betoog verband houdende schattingsresultaten (lineaire specificaties).

N.B. In onze analyses selecteerden we die huisartsen die of in grote steden of op het platteland gevestigd waren (n= 89).

TABEL 3.2.: SCHATTINGSRESULTATEN VOOR V_{TOT} , V_{MOOG} , V_{HA} EN V_{HACT}

| Naam variabele | Not. | gem. | stand. dev. | Schattingsresultaten (regressie coëff. en t waarde) voor: (n=89) | | R^2 |
|--|------------|------|----------------|---|----------------------------------|-------|
| | | | | urbanisatie (stad) | praktijkgr. ($\times 10^{-3}$) | |
| verwijzingen totaal per 100 contacten | V_{tot} | 9.56 | 3.35 | 3.15 (5.24) | 1.14 (3.25) | .36 |
| verwijzingen minus oogheel- kunde per 100 contacten | V_{moog} | 6.29 | 2.48 | 2.40 (5.33) | .72 (2.76) | .34 |
| verwijzingen door de huisarts per 100 cont. | V_{Ha} | 4.49 | 1.99 | 1.38 (3.40) | .40 (1.71) | .17 |
| verwijzingen actief door de huisarts per 100 cont. | V_{hact} | 3.82 | 1.84 | 1.24 (3.31) | .44 (2.05) | .18 |

In tabel 3.3. vindt men de schattingsresultaten voor de variabelen V_{geind} en V_{spec} met als verklarende variabelen praktijkgrootte en urbanisatiegraad. Zoals we verwachten vinden we geen verband tussen praktijkgrootte en deze verwijscijfers gerelateerd aan het aantal ziekenfondspatiënten.

TABEL 3.3.: SCHATTINGSRESULTATEN VOOR V_{SPEC} EN V_{GEIND} .

| Naam variabele | Not. | gem. | stand. dev. | Schattingsresultaten (regressie coëff. en t waarde) voor: (n=89) | | R^2 |
|--|-------------|--------|----------------|---|----------------------------------|-------|
| | | | | urbanisatie (stad) | praktijkgr. ($\times 10^{-3}$) | |
| verwijzingen op verzoek specialist en 'achteraf' p. 1000 ZFverz. | V_{spec} | 77.21 | 54.37 | 48.25 (4.49) | 6.80 (1.09) | .22 |
| specialist geïnduc. | V_{geind} | 212.10 | 91.62 | 88.70 (5.04) | 12.25 (1.19) | .27 |
| verwijzingen p.1000 ZFpat. | V_{geind} | 212.10 | 91.62 | 93.45 (5.44) | | .25 |

Tot slot de resultaten van de in deze paragraaf gespecificeerde relatie (3), het aantal contacten per ziekenfondspatiënt. Ook hier in eerste instantie geregresseerd met de variabelen urbanisatiegraad en praktijkgrootte en in lineaire specificaties.

TABEL 3.4.: SCHATTINGSRESULTATEN VOOR CONT.

| Naam variabele | Not. | gem. | stand. dev. | Schattingsresultaten (regressie coëff. en t waarde) voor | | R ² | n= |
|--|------|------|----------------|---|----------------------------------|----------------|-----|
| | | | | urbanisatie(stad) | praktijkgr. (x10 ⁻³) | | |
| contacten p.zieken- fondspa- tiënt | Cont | 4.33 | 1.30 | -.23 (.81) | -.46 (2.85) | .09 | 89 |
| | | 4.33 | 1.30 | | -.43 (2.75) | .08 | 89 |
| aangezien urbanisatiegraad geen invloed heeft op de hoogte van Cont, presenteren wij ook de schattings- resultaten voor alle praktijken (n= 121) | | | | | | | |
| | | 4.38 | 1.28 | -.18 (.67) | -.57 (4.55) | .13 | 121 |
| | | 4.38 | 1.28 | | -.54 (4.35) | .13 | 121 |

Discussie.

Over de resultaten valt zeker het nodige te melden. De lezer kan zien dat er tussen het (heterogene of, zo men dat wil, paramorfe) ruwe verwijscijfer en de variabele 'praktijkgrootte' een sterkere relatie bestaat (hogere t waarde) dan tussen het gezuiverde verwijscijfer en de praktijkgrootte. Het belang van een goed uitgewerkte theoretisch stelsel van uitspraken is hiermede nog eens onderstreept.

Onze verwachtingen ten aanzien van de relaties tussen geïnduceerde verwijzingen, urbanisatiegraad en praktijkgrootte waren correct (wel met urbanisatiegraad, niet met praktijkgrootte) evenals onze verwachtingen omtrent het 'actieve' verwijscijfer. Dit laatste is inderdaad een functie van zowel 'aanwezigheid voorzeleningen' als van 'praktijkgrootte'.

Bovenstaand resultaat geeft echter nog wel aanleiding tot de volgende opmerkingen: wij zien dat de variabele V_{Ha} geen significante relatie met praktijkgrootte vertoont ($t = 1.71$). V_{Ha} hebben we hierboven gedefinieerd als verwijzen door de huisarts per 100 contacten, dat wil zeggen 'actieve' verwijzingen en 'verwijzingen op verzoek patiënt'. Laat men de tweede categorie buiten beschouwing, zoals dat gebeurt in de variabele V_{Hact} , dan vinden we wèl een verband met praktijk-

grootte ($t = 2.05$). Blijkbaar moeten de fluctuaties in de variabele 'verwijzingen op verzoek van de patiënt' langs een andere weg verklaard worden en kunnen ze niet zonder meer als zorg van het type III worden beschouwd. (Strikt gesproken mogen we een dergelijke uitspraak (het toetsen van twee verschillende zaken in één onderzoek) niet doen; hier ligt een duidelijke hypothese voor een vervolgonderzoek).

De factor urbanisatiegraad hier opgevat als een indicator voor de aan- dan wel afwezigheid van voorzieningen op klinisch gebied, heeft invloed op alle verwijscijfers; de zogenaamde 'geïnduceerde' verwijzingen worden exclusief door deze factor beïnvloed. Dat is een belangrijk resultaat voor wie zich met de constructie van (bijvoorbeeld) macromodelle bezig houdt. Een belangrijk deel van de fluctuaties in het brutoverwijscijfer is afkomstig van de voornamelijk door de aanwezigheid van klinische voorzieningen bepaalde, geïnduceerde verwijscijfers. Zorg van het type II neemt in de gewoonlijk gebruikte brutocijfers een belangrijke plaats in.

We stelden in hoofdstuk II reeds dat een laag verwijscijfer op het platteland en in het noorden van ons land door weinig verwijzingen van het type II veroorzaakt door de aldaar naar verhouding schaarse beschikbare specialistische voorzieningen, bij de Leidse werkgroep wel eens (mede) kon hebben geleid tot het vinden van een verband tussen praktijkgrootte en verwijscijfers, omdat in deze gebieden de praktijkgrootte van de huisarts ook lager is !

Ten slotte is het zo dat door de tegengestelde 'werking' van de variabele 'praktijkgrootte' op de basis-componenten van het brutoverwijscijfer (verwijzingen per 100 contacten - contacten per patiënt) het vinden van een verband tussen praktijkgrootte enerzijds en het brutoverwijscijfer anderzijds zeer onwaarschijnlijk maakt.

Mocht men in onderzoek op macroniveau een negatieve (de Leidse werkgroep) of positieve (ons gemeente materiaal) relatie tussen huisartsendichtheid en verwijs- dan wel opnamecijfers vinden, dan moet ernstig met de mogelijkheid rekening worden gehouden dat dit verband is bepaald door toevalligheden in de samenstelling van het materiaal.

Op grond van onze bevindingen is het niet mogelijk dat welke relatie dan ook tussen grootte van de huisartspraktijk en brutoverwijscijfer (het totaal aantal verwijzingen per 1000 ziekenfondsverzekerden per tijdseenheid) wordt gevonden en causaal wordt geïnterpreteerd. Men houde echter onze relativeringen met betrekking tot de gevonden resultaten bij de interpretatie ervan in gedachte.

IV. De invloed van de hoogte van het 'actieve verwijscijfer' op de 'aard' van de verwijzing.

We hebben in het vorige hoofdstuk (met alle relativering overigens) geprobeerd de invloed van de factoren 'urbanisatiegraad' en 'praktijk-grootte' op respectievelijk de 'actieve verwijzingen per 100 contacten' en de 'passieve verwijzingen per 100 ZF-patiënten' vast te stellen. We zullen deze analyse nog wat aanvullen. Aan het oorspronkelijke onderzoeksmateriaal hebben we een variabele toegevoegd; gebaseerd op een indeling van de volgens de E-lijst geclassificeerde 'verwijsdiagnose' naar de mate van 'ernst' van de verwijzing.

In een aantal studies wordt namelijk gesteld dat toename van de klinische consumptie (of een hoge klinische consumptie in studies waar in het tijdsaspect niet betrokken is) vooral in de categorie 'lichtere pathologie' gezocht moet worden.

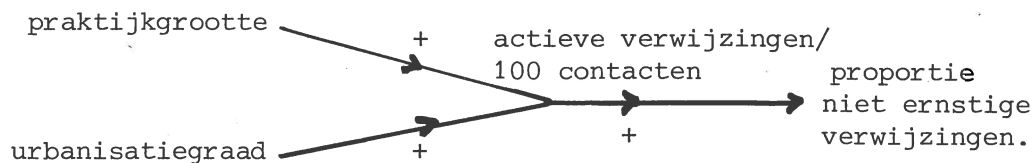
Belleman heeft in zijn monografie over de ontwikkeling van wat hij noemt, de 'vraag naar specialistische hulp' een aantal overtuigende cijferreeksen getoond en vrijwel elke studie waarin de invloed van klinische voorzieningen op de klinische consumptie wordt vastgesteld eindigt met een dergelijke conclusie.

Voor ons materiaal betekent dit, dat we willen bekijken of:

- 1e) V^éél verwijzingen ¹⁾ betekent dat het actieve verwijscijfer naar verhouding een grotere proportie verwijzingen met een minder ernstig karakter bevat;
- 2e) gegeven de resultaten uit hoofdstuk III (namelijk een beïnvloeding van het actieve verwijscijfer door zowel urbanisatiegraad als praktijkgrootte) verwachten dat beide laatstgenoemde factoren de proportie verwijzingen van niet-ernstige aard via het verwijscijferpercentage zullen beïnvloeden. In schemavorm zien onze verwach-

1) *Verwijzen dan opgevat als zorg type III - actieve beslissingen van de huisarts.*

tingen er als volgt uit:



Praktijkgrootte en urbanisatiegraad beïnvloeden het verwijscijfer en dit beïnvloedt de proportie verwijzingen met een minder ernstig karakter.

Technisch geproken kunnen we deze onderstelling toetsen door middel van een schatting in twee stadia. Eerst (zie hoofdstuk III) verklaren we het aantal actieve verwijzingen per 100 contacten uit de grootte van de praktijk en de urbanisatiegraad - vervolgens toetsen we of de invloed van de beide verklarende variabelen op de proportie minder ernstige verwijzingen via het verwijscijfer loopt of dat er van rechtstreekse beïnvloeding sprake is.

Met het formuleren van deze verwachtingen hebben we weliswaar aangegeven in welke richting onze analyse zal gaan, maar nog niet hebben we laten zien op welke wijze de zo belangrijke classificatie naar 'ernst' tot stand gekomen is.

De herkomst van de 'ernst-indeling' is als volgt: op het Nijmeegse Universitaire Huisartsen Instituut ¹⁾ gevoelde men in de loop van 1972/'73 eveneens de behoefte de veelvormigheid van in drie huisartspraktijken uitgevoerde continue morbiditeitsregistratie voor analytische doeleinden te reduceren tot een ruwe indeling in enkele 'ernst klassen'. Daartoe werden door de zeven aan de continue morbiditeitsregistratie deelnemende huisartsen alle onderdelen van de E-lijst in een viertal categorieën ondergebracht:

1) Wij danken professor dr. F.J.A. Huygen en drs. J. van Eyk respectievelijk hoogleraar-directeur en medewerker van het Nijmeegse Universitaire Huisartsen Instituut voor de bereidwilligheid om deze 'classificatie van de E-lijst naar de mate van ernst van de aandoeningen' voor dit doel aan ons af te staan.

- categorie 1 - alle aandoeningen die (potentieel) bedreigend zijn voor het leven of de validiteit (minimaal 2 weken in bed);
- categorie 2 - alle tijdelijke de validiteit bedreigende aandoeningen;
- categorie 3 - de validiteit niet bedreigende aandoeningen;
- categorie 4 - bedreiging niet op voorhand vast te stellen.

De toekenning van de scores kwam pas tot stand, wanneer alle 7 artsen zich ermee konden verenigen.

Kon men het onderling niet eens worden of was de betreffende diagnose te heterogeen, dan werd dit onderdeel van de E-lijst in categorie 4 ondergebracht of (bij minder uiteenlopende interpretaties) in de 2e categorie.

Door de oorspronkelijke samenstellers worden de scores in de klassen 1 (ernstig) en 3 (niet-ernstig) als het meest betrouwbaar beschouwd, zoals ons persoonlijk door de samenstellers werd medegedeeld.

Nu valt er over de geldigheid van deze indeling wel het nodige te zeggen; het gaat om een tweetraps beslissing; eerst zijn de klachten van de patiënten en de bevindingen van de huisarts in de categorieën van de E-lijst ondergebracht (een lijst, die weliswaar voor de huisartspraktijk ontworpen is, maar waarop in de loop der tijd niet onbelangrijke critiek is geuit) en vervolgens zijn deze E-lijst categorieën nog verder geabstraheerd van de concrete situatie. Niet de door de huisarts aangegeven mate van 'ernst' op het moment der verwijzing wordt gemeten, laat staan de beleving van de patiënten, maar een globaal oordeel (meestal op een 'modaal geval' gebaseerd; dus bijvoorbeeld 'influenza' bij overigens gezonde, niet bejaarde mensen) over de morbiditeit in het algemeen wordt gegeven.

Niettemin geeft de classificatie (mede gezien de zorgvuldigheid waarmee hij tot stand gekomen is) wel een zekere indruk van de gepresenteerde morbiditeit, voor ons in ieder geval voldoende om een poging tot analyse te wagen, we hebben ons hierbij evenwel beperkt tot het analyseren van het relatieve aantal verwijzingsdiagnosen in klasse 3: het percentage 'niet ernstige' verwijzingen, omdat dit percentage het meest overeenkomt met het begrip 'lichtere pathologie'.

Analyse en resultaten.

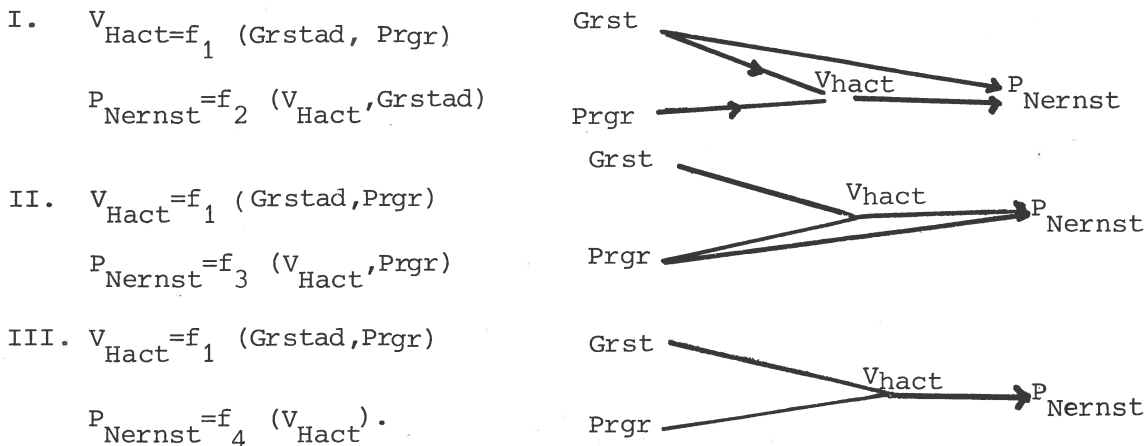
Teneinde de hierboven geformuleerde onderstellingen over de samenhang tussen verwijzingen (actief) per 100 contacten, beschikbaarheid van voorzieningen (gemeten aan de urbanisatievariabelen), praktijkgrootte en proportie niet-ernstige verwijzingen te toetsen kunnen we drie modelletjes schatten, die bestaan uit twee (simultane) vergelijkingen. Het simultane karakter komt steeds tot uiting in de tweede vergelijking; de tweede afhankelijke variabele wordt (mede) verklaard door de afhankelijke variabele van de eerste vergelijking.

Zij V_{Hact} : Verwijzingen actief door de huisarts per 100 contacten;
 P_{Nernst} : proportie niet-ernstige (actieve) verwijzingen;
 $Grstad$: (Dummy)variabele voor de grote stad.

N.b. Ook hier selecteerden we weer die huisartsen die of in grote steden, of op het platteland gevestigd waren (N= 89);

$Prgr$: praktijkgrootte.

In schemavorm:



De tweede vergelijking van de 3 modellen is of exact geïdentificeerd (modellen I en II) of overgeïdentificeerd (model III). We schatten de tweede vergelijking dan ook steeds in twee stadia dat wil zeggen dat we in deze vergelijking als verklarende variabele V_{hact} gebruiken, de berekende waarde van V_{hact} (in dit geval met behulp van de eerste vergelijking).

Vatten we de resultaten in de volgende tabel samen:

| afhankelijke variabele | verklarende variabelen | regressiecoëfficiënten en t waarde (n= 89) | | R ² |
|--|---------------------------|---|--------------------------------|----------------|
| I V _{hact} P _{nernst} | grstad | prgr (x 10 ⁻³) | V _{hact} [^] | |
| | 1.24(3.31) | .44(2.05) | .68(2.23) | .18 |
| | -.04(-.74) | | | .12 |
| II V _{hact} P _{nernst} | 1.24(3.31) | .44(2.05) | | .18 |
| | | .13(.75) | .39(2.06) | .12 |
| III V _{hact} P _{nernst} | 1.24(3.31) | .44(2.05) | | .18 |
| | | | .48(3.39) | .11 |

dan zien we dat de verklarende variabelen Grstad en Prgr in de tweede vergelijking van de modellen I en II niet significante regressiecoëfficiënten heeft. We kiezen daarom voor model III: fluctuaties in het actieve verwijscijfer kunnen worden verklaard uit de exogene variabelen voor praktijkgrootte en de beschikbaarheid van voorzieningen (Grstad), de fluctuaties in het actieve verwijscijfer dragen bij tot de verklaring van de fluctuaties in de proportie niet-ernstige verwijzingen.

Discussie.

Wanneer we evenwelglobaal de conclusie uit dit hoofdstuk formuleren dan geven de resultaten sterke aanwijzingen dat de mate waarin de huisarts geneigd is een proportie van de mensen die hij op het spreekuur ziet te verwijzen invloed heeft op de aard van de verwijzingen. Veel verwijsbeslissingen in verhouding tot het aantal contacten betekenen dat relatief meer verwijzingen van niet-ernstige aard zijn. Aanwezigheid van voorzieningen en de grootte van de huisartspraktijk beïnvloeden op hun beurt weer het verwijscijfer (men houde echter in gedachten dat het hier telkens om het aantal verwijzingen per 100 contacten gaat; op het aantal verwijzingen per 100 patiënten is geen invloed te verwachten.

De correlatiecoëfficiënten zijn echter niet hoog, zoals we ook aan het eind van het vorige hoofdstuk constateerden. Het lijkt ons evenwel de moeite waard in een op te zetten onderzoek, waar huisartspraktijken geselecteerd zijn op structurele factoren, voldoende verwijs- en contact-gegevens te verzamelen om de in dit en het vorige hoofdstuk gevonden verbanden aan nadere toetsing te onderwerpen.

V. Samenvatting.

Het tweede deel van onze reeks 'tussen eerste en tweede echelon' bestaat uit drie onderdelen.

Het eerste gedeelte is een voortzetting van een thema, dat een belangrijke rol in ons eerste rapport speelde: namelijk een verdere kritiek op de macrorekenmodellen van de 'Leidse werkgroep' naar aanleiding van het verschijnen van de proefschriften van Van der Gaag en Rutten.

In het tweede gedeelte proberen wij aan de hand van een her-analyse van het in 1970 gepubliceerde onderzoek van Van Es en Pijlman wat meer zicht te krijgen op een van de in macromodellen onderstelde mechanismen: hoe 'werkt' de grootte van de huisartspraktijk in op de hoogte van het huisartsenverwijscijfer.

Ten slotte hebben wij nog iets aan het oorspronkelijke onderzoek van Van Es en Pijlman toegevoegd: we hebben de 'verwijsdiagnosen' namelijk een waarde toegekend voor de mate waarin zij als 'ernstig' worden beschouwd. Wij wilden met dit onderzoek namelijk de door Belleman geopperde onderstellingen toetsen over de invloed van de 'toename' van de vraag naar medische zorg op de hoeveelheid 'lichtere pathologie' die na de huisarts bij de klinisch specialist terecht komt. We zullen deze drie onderdelen afzonderlijk samenvatten.

5.1. Nogmaals macrorekenmodellen in de gezondheidszorg.

Een van de reacties op de in ons eerste rapport geleverde kritiek op de publicatie 'Het ziekenhuis in de gezondheidszorg' van de zijde van de werkgroep 'macrorekenmodel gezondheidszorg' bestond uit de opmerking dat kritische bespreking van dit al enkele jaren geleden verschenen rapport geen recht deed aan de resultaten die in meer recentelijk verschenen publicaties werden gepresenteerd.

Het deed ons daarom genoeg dit tweede rapport te kunnen beginnen met een bespreking van de respectievelijk in februari en juni 1978 verschenen dissertaties van Van der Gaag en Rutten.

Voor een goed begrip van de in ons vorige rapport aangesneden discussie is een korte 'inhoud van het voorafgaande' op zijn plaats.

Een werkgroep van economen verbonden aan de Rijksuniversiteit van Leiden heeft in 1972 van de toenmalige staatssecretaris van volksgezondheid opdracht gekregen een 'rekenmodel te ontwerpen voor de sector gezondheidszorg van de Nederlandse economie'. De werkgroep is begonnen met het formuleren van vraagstellingen en het verzamelen van onderzoeksmateriaal en nadat in 1973 het eerste rapport (vraag-aanbod-relaties in de sector gezondheidszorg) met voorlopige resultaten verscheen, werd in 1975 de publicatie 'Het ziekenhuis in de gezondheidszorg' door de Leidse werkgroep verzorgd. De voornaamste bevindingen van de werkgroep waren:

- 1e Verschillen in omvang van de hoeveelheid klinische voorzieningen (aantal klinische specialisten per 1000 inwoners, aantal bedden in algemene ziekenhuizen per 1000 inwoners) bepalen voor een belangrijk deel de verschillen in hoeveelheid mensen per gebied die in een ziekenhuis wordt opgenomen;
- 2e Wanneer echter een gebied tamelijk goed voorzien is van huisartsen (in onderzoekstermen, wanneer de huisartsendichtheid in een gebied hoog is), dan wordt een deel van dit eerstgenoemde effect teniet gedaan. Dat wil zeggen, wanneer men gevolgtrekkingen voor het beleid in deze sector wil maken - verminder het aantal klinische voorzieningen in gebieden waar een overschot daaraan bestaat en zorg voor een gelijktijdige groei van het aantal huisartsen.

Over deze bevindingen (en ook deels over de beleidsconclusies, maar daar hebben we het nu niet over, hoewel dit de discussie over de wetenschappelijke bevindingen wat heeft vertroebeld) is heel wat gekrakeel ontstaan.

Het tijdschrift Medisch Contact zou een aardige bundel uit kunnen geven met critieken, replieken, duplieken; de discussie is zo hoog opgelopen dat een speciale economencommissie van de Koninklijke Academie van Wetenschappen werd ingesteld om 'het gerezen dispuut te beslechten'.

Toen wijzelf, overigens onkundig van deze laatste verwickelingen, in het kader van ons breed opgezette vooronderzoek naar achtergronden van verschillen in huisartsenverwijscijfers met behulp van door het Landelijke Informatie Systeem der Ziekenfondsen gepubliceerde (Jaarboek LISZ 1974) gegevens per gemeente, het onderzoek van de Leidse werkgroep voor een deel wilden herhalen, vonden we voor een deel dezelfde verbanden (zoals over de invloed van de omvang naar klinische voorzieningen op verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers)

maar, en nu komt het, wij vonden een tegengestelde invloed van de huisartsendichtheid op deze productiecijfers. Hoe meer huisartsen in een gebied, hoe hoger de verwijscijfers.

De lezer zal begrijpen dat er naar aanleiding van onze kritiek een nietes/welles-discussie met de Leidse onderzoekers ontstond. Het was daarom van belang te bestuderen of in de recente proefschriften van de werkgroepleden een nieuw licht op de problematiek werd geworpen.

En, om maar met de conclusie te beginnen, dat bleek niet het geval.

Van der Gaag's proefschrift bestaat uit twee delen: het eerste deel bevat een verslag van een onderzoek in het gezondheidscentrum Ommoord naar achtergronden van verschillen in medische consumptie. Voor deze samenvatting is dit gedeelte van zijn proefschrift van minder belang.

We zullen ons concentreren op het tweede deel. In dit gedeelte wordt voor de 11 Nederlandse provincies cijfers over klinische voorzieningen, huisartsendichtheid, bevolkingsgegevens, verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers over de periode 1960 - 1972 geanalyseerd. Een gecombineerde tijd-ruimtelijke analyse techniek.

Van der Gaag ondervangt met deze techniek een belangrijk deel van de bezwaren tegen voorgaande studies over de tamelijk lichtvaardige wijze waarop uitkomsten van op dwarsdoorsnede analyse gebaseerd onderzoek naar de toekomst werden getransponeerd. Nu worden inderdaad tijdreeksen geanalyseerd.

Het probleem bij tijdreeksen echter is dat gelijktijdige stijging of daling van twee verschijnselen pas oorzakelijk geïnterpreteerd mag worden als men op theoretisch gefundeerde, in een dwarsdoorsnede-analyse getoetste uitspraken kan bogen.

Statistisch technisch zijn oorzakelijke effecten en trendeffecten niet van elkaar te onderscheiden !

Wat deze dwarsdoorsnede-resultaten aangaat, baseert Van der Gaag zich op het eerdere werk van de Leidse werkgroep, zoals dat uiteindelijk uitgewerkt is in Rutten's proefschrift.

We mogen dus Van der Gaag's conclusies alleen accepteren wanneer Rutten in zijn proefschrift dezelfde resultaten vindt.

Ons inziens vindt Rutten deze resultaten echter niet.

Dat heeft te maken met een voor de onderzoekers wat ongelukkige samenloop van omstandigheden.

In elke publicatie wordt de Leidse werkgroep geplaagd door een hardnekkig verband tussen de samenstelling van de bevolking naar leeftijd in een gebied en de huisartsendichtheid. Waar veel bejaarden zijn, vindt men ook veel huisartsen. De lezer hoeft geen deskundige op het gebied van vraag-aanbod-relaties in de gezondheidszorg te zijn om in te zien dat hier een variabele (% bejaarden) die een belangrijk deel van het medisch consumptiepatroon in een gebied aan de vraagzijde beïnvloedt en een variabele die een deel van het aanbod van medische zorg indiceert statistisch nauwelijks van elkaar te onderscheiden zijn. De Leidse werkgroep heeft in al haar publicaties met dit probleem te kampen gehad en op vrijwel elke gekozen oplossing is wel iets (of meer dan iets) aan te merken geweest.

In haar eerste publicatie (Vraag/aanbod relaties) deed men er niets aan, maar hierdoor werden de schattingsresultaten voor beide variabelen onbetrouwbaar door wat statistici als 'multicollineariteit' betitelen. In de tweede publicatie werden niet de ruwe opname- en ligduurcijfers gebruikt maar werd een nieuwe variabele geconstrueerd; de verhouding tussen feitelijke opname- en verpleegduurcijfers en de cijfers die men zou verwachten op grond van de verdeling van de bevolking naar leeftijd en geslacht. Pas na deze correctie vindt men een verband met de huisartsendichtheid ! Deze ingreep heeft een belangrijke inzet gevormd in het over de publicatie ontstane gekrakeel. Hoe hebben Van der Gaag en Rutten in hun beider proefschriften nu dit (nog steeds acute) probleem opgelost ?

Van der Gaag lost het niet op, hij laat de correlatie (.671) in zijn analyse meedraaien; daarmee het gevaar riskerend van interpretatieproblemen van zijn resultaten. In de voor hem relevante vergelijkingen laat hij dan ook (niet altijd terecht ons inziens) het percentage bejaarden weg en het aantal huisartsen per 1000 inwoners daarentegen in de vergelijking staan.

Rutten maakt gebruik van de elegantere 'Feldstein-correctie'; een indexcijfer dat op 1 is gesteld wanneer de samenstelling van de bevolking van een gebied naar leeftijd niet afwijkt van de qua medische

consumptie 'doorsnee'-populatie. Het getal is groter dan 1 wanneer in de bevolking groepen die veel 'consumeren' (zoals kleine kinderen of oude mensen) zijn oververtegenwoordigd en is kleiner wanneer de bevolking vooral bestaat uit groepen die een lage medische consumptie bezitten.

Wanneer Rutten deze correctie toepast en de methodologisch juiste model-specificatie hanteert, dan vindt hij (p. 75 van zijn proefschrift) inderdaad geen verband tussen huisartsendichtheid en productiecijfers. Hiermede wordt ook het door Van der Gaag gevonden verband in diens analyse van tijdreeksen aanmerkelijk minder stevig gefundeerd. Men mag immers een uitkomst uit een tijdreeksenanalyse pas als een causaal verband accepteren, wanneer men een aantal theoretisch gefundeerde verwachtingen in een dwarsdoorsnede-analyse heeft getoetst.

Al met al moeten we concluderen dat de recente proefschriften van Rutten en Van der Gaag methodisch zeer zeker verfijnder van aard zijn, maar de inhoudelijke bezwaren die wij in ons eerste rapport tegen hun gemeenschappelijke publicatie "Het ziekenhuis in de gezondheidszorg" formuleerden blijven onverminderd van kracht.

5.2. Verwijscijfers en de grootte van de huisartspraktijk.

Een analyse op microniveau.

In het derde hoofdstuk van dit rapport doen we verslag van onze pogingen de invloed van de grootte van de huisartspraktijk op verwijscijfers vast te stellen op het niveau van de huisartspraktijk. Het materiaal dat ons hiervoor ter beschikking stond was in 1969 door de onderzoekers Van Es en Pijlman verzameld in 122 Nederlandse huisartspraktijken. Na heranalyse van het materiaal vinden we het volgende: wanneer men het brutoverwijscijfer (aantal verwijzingen per 100 ziekenfondspatiënten per tijdsperiode) splitst in twee componenten: het aantal (actieve) verwijsbeslissingen van de huisarts per 100 contacten en het aantal verwijskaarten, waarop niet of nauwelijks de term 'beslissing' van toepassing is per 100 ZF-patiënten, dan vinden we dat de hoogte van het eerste type verwijscijfer beïnvloed wordt door de aanwezigheid van klinische voorzieningen (in dit onderzoek

weergegeven als 'stad/platteland' ¹⁾) en door de grootte van de huisartspraktijk, terwijl de tweede categorie verwijscijfers uitsluitend wordt beïnvloed door de aanwezigheid van klinische voorzieningen. Het aantal verwijzingen op verzoek van de patiënt wordt niet door beide factoren beïnvloed. Op zich zelf zijn deze resultaten zeker vermeldenswaard, al moet men bij de interpretatie ervan wel beseffen dat het materiaal helaas niet recent is, dat belangrijke andere verklarende variabelen ontbreken (de verdeling van de patiëntengroep naar leeftijd en geslacht is bijvoorbeeld niet bekend) dat de gevonden verbanden weliswaar significant zijn, maar de percentages verklaarde variantie laag.

Haast nog belangrijker dan de resultaten vinden we echter de beschouwingen die we hebben gewijd aan de problemen die moeten worden opgelost wanneer men 'verwijzen' in de huisartspraktijk wil onderzoeken. Bij het vermelden van de resultaten, hierboven, zijn we uitgegaan van twee verwijscijfers; het aantal actieve verwijzingen per 100 contacten en het aantal 'passieve' verwijzingen per 100 patiënten. Het criterium voor deze indeling is de mate waarin een verwijzing als een (actieve) beslissing van de huisarts te beschouwen is. We kunnen laten zien dat het meestal in onderzoek gebruikte 'brutoverwijscijfer' het aantal verwijzingen per 100 ZF-patiënten per tijdsperiode, opgebouwd is uit een aantal componenten.

Zo is dit brutoverwijscijfer in z'n eenvoudigste vorm een product van het aantal verwijzingen per 100 contacten en het aantal contacten per patiënt (preciezer gezegd de verhouding patiënten/contacten)

$$\frac{100 \text{ V}}{\text{ZFpat}} = \frac{100 \text{ V}}{\text{Cont}} \times \frac{\text{Cont}}{\text{ZFpat}}$$

Praktijkgrootte heeft een negatieve invloed op de verhouding contacten/patiënten. Hoe groter de praktijk, hoe minder vaak de arts in verhouding z'n patiënten ziet. We hebben al gezegd, dat de praktijkgrootte het aantal (actieve) verwijzingen per 100 contacten positief beïnvloedt (hoe groter de praktijk; hoe hoger dit verwijscijfer).

1) Om enigszins zeker te zijn dat de dimensie stad/platteland 'staat' voor het al dan niet aanwezig zijn van een ziekenhuis; zijn alleen die praktijken geselecteerd (n=89) die òf in plattelandsgemeenten (CBS-urbanisatie 1960 A1-4) òf in steden van meer dan 50.000 inwoners (CBS, C3-5) zijn gelegen.

Men kan nu zien dat de invloed van praktijkgrootte op het brutoverwijscijfer door de tegengestelde manier waarop de beide componenten worden beïnvloed, nihil is.

Het verhaal is echter nog ingewikkelder. We onderscheiden namelijk actieve verwijzingen, als beslissingen van de huisarts en betrekken deze op het aantal contacten tussen huisarts en patiënt en 'passieve' verwijzingen (verwijzingen naar de oogarts, achteraf uitgegeven verwijskaarten, opnieuw uitgeschreven verwijskaarten op verzoek van de specialist). Deze laatste betrekken we (omdat het hier niet of nauwelijks om beslissingen gaat) op het aantal patiënten.

Wanneer we ons bovendien realiseren dat contacten tussen huisarts en patiënt gesplitst moeten worden in contacten op initiatief van de patiënt (C_{ip}) en terugbestel contacten van de huisarts (C_{ih}), als we willen blijven praten in termen van wie neemt de beslissing tot het verschaffen van gezondheidszorg, dan ziet men dat het ogenschijnlijk simpele brutoverwijscijfer is opgebouwd uit een aantal 'gedragsvariabelen', die elk voor zich op een andere manier verklaard moeten worden.

$$\frac{100 V}{ZFpat} = 100 \left(\left(\frac{V_{pat} + V_{act}}{C_{ip} + C_{ih}} \right) + \left(\frac{V_{pass} * ZFpat}{ZFpat * C_{ip} + C_{ih}} \right) * \left(\frac{C_{ip} + C_{ih}}{ZFpat} \right) \right)$$

De 'formule' lijkt ingewikkelder dan hij is. Verwijzingen worden gesplitst in actieve verwijsbeslissingen van de huisarts, verwijzingen op uitdrukkelijk verzoek van de patiënt en verwijzingen die direct vanuit de hogere echelons komen.

De eerste twee worden betrokken op het aantal contacten, de derde soort op het aantal patiënten. Contacten worden onderscheiden in 'eerste' contacten en 'terugbestel contacten'. Ook weer om aan te geven dat het voor de analyse van 'patiëntenstromen' in de gezondheidszorg van groot belang is te onderscheiden wie het initiatief tot een beslissing neemt. We ontleen dit gezichtspunt aan de Amerikaanse econoom Feldstein, die drie soorten gezondheidszorg onderscheidt:

- type I zorg op initiatief van de patiënt
- type II zorg die door een arts nodig wordt geacht en door hemzelf wordt verschaft
- type III zorg die door de ene arts nodig wordt geacht en door een andere arts wordt verschaft.

- 'Eerste' contacten met de huisarts kan men als 'type I zorg' beschouwen (evenals misschien verwijzingen op uitdrukkelijk verzoek van de patiënt);
- terugbestellen valt onder zorg type II; datzelfde geldt, maar dan voor specialistische zorg, voor de verwijzingen die tot stand komen op verzoek van de specialist;
- actieve verwijsbeslissingen vallen onder zorg type III, en dat nog wel terwijl men geneigd zou zijn het gehele brutoverwijscijfer als een voorbeeld van zorg van het type III te beschouwen.

Het belang van deze opsplitsing is dat al deze verschillende typen zorg op een verschillende manier verklaard moeten worden. Eerste contacten met de huisarts moet men anders verklaren dan terugbestel contacten. Op de laatstgenoemde variabelen zijn kenmerken van de huisarts en zijn praktijk van veel groter invloed, dan op de eerstgenoemde, waarvan men kan stellen dat patiëntenkenmerken belangrijker verklarende variabelen zijn. Datzelfde geldt voor de verschillende soorten verwijzingen; zoals ook heel duidelijk uit de onderzoeksresultaten blijkt. Passieve verwijzingen worden vooral door de aanwezigheid van klinische voorzieningen bepaald, terwijl de voor de verklaring van de actieve verwijzingen ook de grootte van de huisartspraktijk van belang is. Eenzelfde verhaal kan geschreven worden over de particuliere patiënten, omdat de zorg aan ziekenfonds- en particuliere patiënten besteed tot op zekere hoogte onderling uitwisselbaar is.

Wil men een verantwoord opgezet onderzoek naar fluctuaties in verwijs- en contactgegevens uitvoeren, dan moet men beschikken over alle bovengenoemde gegevens over een langere periode. Bovendien zouden de huisartspraktijken geselecteerd moeten worden op kenmerken als 'afstand tot en omvang van klinische voorzieningen', urbanisatiegraad en regio en zou per praktijk de samenstelling ervan naar leeftijd en geslacht bekend moeten zijn.

In het door ons opnieuw geanalyseerde materiaal ontbreekt een groot aantal van deze gegevens; dit geeft aan de resultaten zeer duidelijke beperkingen.

5.3. De 'ernst' van de verwijsdiagnoses.

Als aanvulling op het door Van Es en Pijlman verrichte onderzoek hebben we de diagnoses die voor alle verwijzingen waren vastgesteld en die in het onderzoek al waren geclassificeerd volgens de E-lijst, van een score voor de mate van 'ernst' voorzien.

Wij konden in dit kader dankbaar gebruik maken van werkzaamheden die op het Nijmeegs Universitair Huisartsen Instituut waren verricht; men had daar namelijk te behoeve van de eigen morbiditeitsregistratie alle categorieën van de E-lijst van een ruwe 'ernstscore' voorzien. Wij wilden met deze toevoeging de invloed van de hoogte van het (actieve) verwijscijfer onderzoeken op de relatieve hoeveelheid verwijzingen van minder ernstige aard.

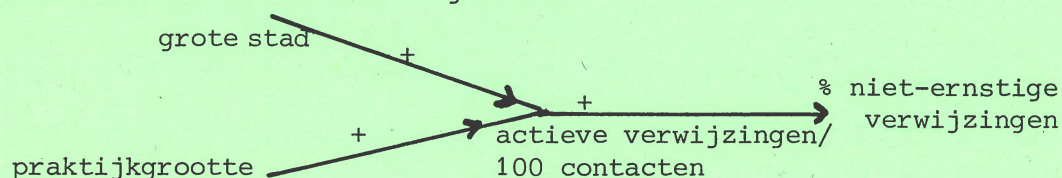
Wij verwachtten dat een naar verhouding hoog verwijscijfer gepaard zou gaan met een relatief hoge proportie minder ernstige verwijzingen.

Bovendien wilden wij weten of de factoren die het (actieve) verwijscijfer beïnvloedden (urbanisatie en praktijkgrootte) nog een extra invloed op de proportie ernstige verwijzingen zou hebben.

De resultaten van dit extra onderzoek beantwoordden aan onze verwachtingen.

Zoals we in hoofdstuk III al hadden vastgesteld wordt de hoogte van het aantal actieve verwijzingen per 100 contacten in de huisartspraktijk bepaald door de factoren 'grote stad' en 'praktijkgrootte'.

Het door deze beide factoren bepaalde verwijscijfer heeft weer een positieve invloed op de proportie minder ernstige verwijzingen. In schemavorm ziet dit er als volgt uit:



Ook hier zijn de correlaties niet hoog (zij het zeker significant) en zouden de uitkomsten nog eens in een speciaal daartoe opgezet onderzoek getoetst moeten worden, maar voorlopig is het een interessant resultaat.

Literatuurlijst:

- Belleman, S.J.M. Ontwikkelingen in de vraag naar specialistische hulp, Utrecht, Nationaal Ziekenhuis Instituut, '77.
- Crebolder, H.F.J.M. Onderzoekingen rond het gezondheidscentrum Withuis (VI), Huisarts en Wetenschap, 20,1977,p.48-52.
- Van Es, J.C. en
H.R. Pijlman Het verwijzen van ziekenfondspatiënten in 122 Nederlandse huisartspraktijken, Huisarts & Wetenschap, 13, 1970, p. 433-439.
- Feldstein, M.S. Hospital cost inflation: a study of non profit price dynamics, American Economic Review, 51, 1971, p. 853-872.
- Feldstein, M.S. Econometric studies of health economics, in: Frontiers of Quantitative Economics, vol.II, edited by M.D. Intrilligator and D.A. Kendrick, Amsterdam, 1974.
- Van der Gaag, J. An econometric analysis of the Dutch Health care system, diss. Leiden 1978.
- Kruidenier, H.J. Een onderzoek naar de factoren die de hoogte van het verwijzpercentage beïnvloeden, Utrecht, LISZ, 1976.
- De Melker, R.A. Over de invloed van de huisarts op het verwijzpercentage, Medisch Contact,30,1975,p.1145-46.
- Nieuwenhuis, A. Het verwijzen van ziekenfondspatiënten door de huisarts, Centraal Planbureau, 1976.
- Oliemans, A.P. Morbiditeit in de huisartspraktijk, Leiden, 1969.
- Pel, J.Z.S. Over de invloed van de huisarts op het verwijzpercentage, Medisch Contact,30,1975,p.988-990.
- Posthuma, B.H. en
J. Van der Zee Tussen eerste en tweede echelon I, Utrecht/Groningen, december 1977, zie ook Medisch Contact 1978, nrs. 4-8 resp.p.105-108, 142-146, 175-180, 221-227, 245-250.
- Rutten, F.F.H.,
J. Van der Gaag en
B.M.S. Van Praag Het ziekenhuis in de gezondheidszorg, Leiden,1975.
- Rutten, F.F.H. en
J. Van der Gaag Referrals and the demand for specialist care in The Netherlands, Health Services Research, 1977, 12, p. 233-250.
- Rutten, F.F.H. The use of Health Care facilities in The Netherlands, diss. Leiden, 1978.
- Theil, H. Principles of econometrics, New York, 1971.
- De Vries, H. Over de invloed van de huisarts op het verwijzpercentage, Medisch Contact, 30,1975,p.1438-39.

B I J L A G E 1

Discussies met de Werkgroep Macrorekenmodel Gezondheidszorg naar aanleiding van het rapport "Tussen 1e en 2e echelon I", waarvan een groot deel als artikelenserie verschenen is in "Medisch Contact": nrs.4 - 8, respectievelijk pagina: 105-108, 142-146, 175-180, 221-227, 245-250.

De eerste reactie van professor dr. B.M.S. Van Praag verscheen in "Medisch Contact" nr.: 10, pagina 307-308 (1978);
 Onze eerste dupliek in "Medisch Contact" nr.:20, p. 617-618;
 De tweede reactie van de Werkgroep in "Medisch Contact", nr.29 p. 900-904.
 Onze tweede dupliek ook in M.C. nr. 29, pagina 904 - 906.

TUSSEN EERSTE EN TWEDE ECHELON

Een repliek

Bijgaande bijdrage bevat een reactie namens de Leidse projectgroep Macrorekenmodel op de critiek van drs. B.H. Posthuma en drs. J. Van der Zee (artikelenserie "Tussen eerste en tweede echelon" M.C. nrs. 4 t/m 8/1977).

Binnenkort zal in een tweede artikel uit Leiden worden ingegaan op de onderzoeksresultaten van Posthuma en Van der Zee door professor dr. B.M.S. Van Praag.
 De heer Van Praag is hoogleraar in de Westerse Economie aan de Rijksuniversiteit te Leiden.

Nadat het even stil geweest was omtrent onze artikelen werden wij in de afgelopen weken weer verblijd door de ruim opgezette artikelenserie van drs. B.H. Posthuma en drs. J. Van der Zee, waarin grote aandacht aan onze nu reeds meer dan 2½ jaar oude publicatie "Het Ziekenhuis in de Gezondheidszorg" wordt geschonken.

Hoewel wij het prijzenswaardig vinden, dat deze wetenschappelijke onderzoekers niet over één nacht ijs gaan met het publiceren van hun mening, kan dit betekenen dat hun critiek op onze onderzoekingen niet meer actueel is. Inderdaad hebben sindsdien tien publicaties (waaronder een academisch proefschrift van dr. J.J. v.d. Gaag), het licht gezien zodat een kennisneming en verwerking van deze nieuwe publicaties op zijn plaats leek.

Op deze omissie hebben wij de onderzoekers bij lezing van een eerste versie attent gemaakt, terwijl wij de voornaamste publicaties toestuurden. De lijst van publicaties tot nu toe is aan dit artikel toegevoegd.

"ONZE CRITIEK"

We zullen de critiekpunten achtereenvolgens bespreken:

- a) "In onze modelspecificatie is het verwijscijfer uit de regio niet benut als verklarende variabele voor de verklaring van de klinische consumptie". Dit is zeker een bezwaar.
- In verscheidene latere rapporten (16, 18, 21) de dissertatie van Van der Gaag (en de nog te verdedigen dissertatie van Rutten) zijn deze relaties uitgebreid geschat voor de ziekenfondsen. De onderzoekers erkennen dit in hun voetnoot, maar ze kunnen niet nalaten nog even wat twijfel te zaaien. Hun allusie is echter zo diffuus, dat wij niet in staat zijn er een toetsbare uitspraak uit te brouwen.
- De reden waarom wij overigens de verwijscijfers in onze eerste analyse niet opnamen is eenvoudig. De verwijscijfers zijn alleen bekend voor de ziekenfonds-consumptie. De hoofdanalyse had betrekking op de totale klinische consumptie en niet slechts op die in de ziekenfondssector.
- b) "Ook over de mathematische vorm der vergelijkingen valt nog wel het één en ander op te merken". Men verwijt ons dat wij geen theoretische argumenten hebben gegeven voor de door ons gehanteerde logaritmische specificatie.
- Bij de huidige stand van "Health economics" is het onmogelijk een theoretisch geargumenteerde functionele specificatie te geven. De wetenschap is echter in ontwikkeling, en het is bepaald niet onmogelijk dat zo'n (empirisch verifieerbare) theorie nog eens wordt gevonden, "Of werd de keuze tussen lineair-loglineair gerechtvaardigd door uitkomsten van het residu-variantie criterium" ? vragen zij dreigend. Wij weten niet welk antwoord "fout" gerekend wordt, maar wij zouden willen antwoorden: ons voornaamste werktuig is een "econometrisch timmermansoog"; we bezien standaarddeviaties, t-waarden, residuele varianties en F-toetsen bij alternatieve specificaties en komen op grond van ervaring tot een besluit. Enige dogmatische voorkeur bij ons bestaat niet. Wanneer de lineaire specificatie het waarnemingsmateriaal het beste beschrijft gebruiken we deze. Wel wijzen wij op de voetnoot op p. 91 in Van der Gaag's proefschrift waar hij vermeldt dat lineaire en log-lineaire specificatie tot praktisch dezelfde elasticiteiten aanleiding geven in het relevante gebied. Rutten hanteert in zijn binnenkort te verdedigen proefschrift de Box-Cox transformatie voor een selectie van de specificatie. Ook literatuur onderzoek is waardevol. Bijna alle toonaangevende studies gebruiken de log-lineaire specificatie na min of meer zorgvuldige selectie, omdat deze specificatie de waarnemingen het beste blijkt te beschrijven.
- c) kiest Van Praag rayons. Wij prefereren het niveau der gemeente omdat we geloven, dat
- Wij zouden ons er vanaf kunnen maken door te zeggen: "Wij prefereren het niveau van het (ziekenhuis)rayon omdat we geloven"
- Inderdaad, de keuze van het aggregatieniveau dient met zorg te geschieden, kiest men voor té grote waarnemingseenheden, dan zijn een aantal variabelen niet-waarneembaar of nauwelijks variërend; kiest men echter voor té kleine, dan krijgt men veel waarnemingsfouten in

de variabelen, terwijl de te schatten wetmatigheden volledig overwoekerd worden door allerlei toevallige plaatselijke bijzonderheden, die bij de waarneming van grotere eenheden uit middelen.

Het is onze indruk dat de in Nederland zeer grillige gevormde gemeenten, waarvan de grenzen voor een goed deel zijn vastgesteld in de Napoleontische tijd veelal qua oriëntatie, confessie, en geografische ligging niet als een homogene medische consumptie-eenheid kunnen worden beschouwd vanuit het standpunt der klinische consumptie. Dit is echter een "matter of taste" en de "proof of the pudding is in the eating". Binnenkort zullen wij daar aan toekomen, wanneer wij ons wijden aan een kritische bespreking van de eigen resultaten van Posthuma en Van der Zee.

- d) Tenslotte de beruchte leeftijd-geslachtscorrectie. Iedereen weet dat medische consumptiecijfers per rayon/gemeente sterk worden beïnvloed door de demografische samenstelling. Wanneer men dus de aparte invloed van een aantal variabelen als de huisartsdichtheid, bedden, etc. op de consumptie wil nagaan, verdient het aanbeveling het demografisch effect te verdisconteren. Wij deden dit door eerst per rayon te voorspellen wat op grond van landelijke gemiddelen voor dat rayon zou kunnen worden verwacht. Indien de werkelijke consumptie hoger uitvalt is er dan sprake van "meer" consumptie (dan verwacht) en indien hij lager uitvalt "minder" consumptie dan verwacht. De omvang van deze "meer", c.q. "minder" consumptie is object van onze analyse.

Wij sluiten ons dus gaarne aan bij de waarschuwing van Posthuma en Van der Zee, dat elke uitspraak betrekking heeft op de afwijking tussen feitelijke opnamecoëfficiënt (c.q. ligduur) en de op grond van landelijke cijfers voor de demografische structuur van het specifieke rayon verwachte opnamecoëfficiënt (c.q. ligduur). Wij hebben ook nooit wat anders beweerd noch bedoeld.

Tenslotte wrijven Posthuma en Van der Zee ons aan dat wij op de laatste bladzijde van ons boek in Appendix 3 een rekenfout gemaakt hebben. Nu is deze appendix niet erg relevant daar al onze conclusies worden gefundeerd op de gecorrigeerde opname, c.q. ligduur en dus valide blijven, zelfs als de bewuste appendix fout is. Inderdaad is de afleiding op p. III, 1 wat al te snel, maar de conclusie is zeker niet fout. De afleiding van Posthuma en Van der Zee is onvolledig, daar zij vergeten de landelijke gemiddelden Y_i^* te definiëren

als $\sum_{k=1}^K c_{ik} Y_{ik}$ waarbij c_{ik} het aandeel is van rayon k in de leeftijdsgeslachtgroep i in de totale populatie en Y_{ik}

de consumptie van l/g-groep i in rayon k

$$\sum_{k=1}^K c_{ik} = 1.$$

Dit leidt ertoe dat door hun geïntroduceerde elasticiteiten van dezelfde orde zijn als $c_{ik} \alpha_{ik}$ (met α_{ik} de elasticiteit van Y_{ik} met betrekking tot X_{ik}). Daar bij 120 rayons van ongeveer gelijke grootte elke c_k ongeveer $1/120$ is, kan de relatieve vertekening van de geschatte coëfficiënt α op ca. 1 % geschat worden, dat wil zeggen een afwijking in de 3e decimaal wanneer $|\alpha| < 1$. Indien ϵ_{yi} in het algemeen het zelfde teken heeft als α , wat voor de hand ligt, dan zal er van een absolute onderschatting van ca. 1 % sprake zijn.

Een meer gedetailleerde afleiding wordt op verzoek van belangstellenden gaarne opgestuurd maar lijkt ons minder op zijn plaats in Medisch Contact.

Leeftijd-geslacht-correctie in een ander perspectief

Zoals onlangs in dit blad uitvoerig gepubliceerd en wederom geciteerd door de heren Posthuma en Van der Zee, heeft de begeleidingscommissie van het Macrorekenmodel gesteld dat het negatieve verband tussen huisartsen en verpleegdagen niet is aangetoond. Vele critici hadden bezwaren tegen de door ons toegepaste leeftijd-geslacht-correctie.

Is deze leeftijd-geslacht-correctie werkelijk zo vreemd? In eerste instantie hadden wij, zoals bij veel econometrisch onderzoek gebeurt, deze kunstgreep rustig toegepast en er zelf vrij weinig betekenis aan gehecht.

Toen hier echter bezwaren tegen rezen hebben wij de literatuur op deze correctie nagezien en vonden een artikel in The American Economic Review (1971) van de hand van Martin Feldstein, hoogleraar aan de Harvard University, en directeur van het National Bureau of Economic Research in Washington, waarin hij in een voetnoot precies dezelfde correctie beschrijft en toepast en daarbij precies dezelfde argumentatie geeft als die wij in ons rapport hebben gebruikt. Inmiddels publiceerde Martin Feldstein wederom een artikel waarbij hij gebruik maakte van de gewraakte leeftijd-geslacht-correctie in het meest toonaangevende econometrische tijdschrift Econometrica in 1977. Het laat zich dan ook denken dat onze projectgroep, ook al passen wij de l/g-correctie om voor de hand liggende redenen op het moment niet toe, zich bepaald niet conformeert aan het oordeel van de commissie van deskundigen en het daarop gebaseerde oordeel van de begeleidingscommissie.

Namens de projectgroep Macrorekenmodel,
professor dr. B.M.S. Van Praag.

Dupliek

De reactie van professor dr. B.M.S. Van Praag op onze serie "Tussen eerste en tweede echelon" bestaat uit vijf onderdelen.

Eén algemeen punt (onze critiek zou "niet meer actueel" zijn, omdat sedert het verschijnen van "Het ziekenhuis" tien publicaties het licht hebben gezien) en een viertal specifieke punten.

Om met het algemene punt te beginnen: de term "het licht gezien" is wellicht wat te algemeen gesteld; ook wij zouden het op prijs gesteld hebben wanneer het etiket "preliminary and confidential" wat eerder van sommige publicaties ware verwijderd.

Van de vier specifieke punten van repliek is er één een aankondiging van een kritische bespreking over onze eigen onderzoeksresultaten, deze wachten wij met belangstelling af.

Over het tweede punt (wij vonden het jammer dan "verwijscijfers" in "Het ziekenhuis" ontbraken) zijn we het eens.

De beide andere punten geven aanleiding tot een hernieuwde discussie, die a) wel zeker een actueel karakter heeft en

- b) op een meer algemeen plan plaats vindt, omdat hij betrekking heeft op de vraag naar het nut en de beperkingen van het gebruik van econometrische modellen in de gezondheidszorg.

Tenslotte willen we graag een nieuw element in de discussie brengen, een aanzet onzerzijds in een verdere gedachtenwisseling over de vraag: alles goed en wel, maar hoe werkt 't nu allemaal.

We willen hiermee niet beweren dat de Leidse werkgroep geen oog zou hebben voor de problemen rond het construeren van mechanismen in vraag-aanbod modellen (zie haar analyse van consumptiecijfers in Ommoord); het is eerder de aard van de gepostuleerde mechanismen in geaggregeerde analyses die vragen oproept.

De modelspecificatie

Waarom maken we bezwaren tegen de logaritmische specificatie van de vergelijkingen? Wel, eigenlijk niet omdat we twijfelen aan het "econometrische timmermansoog" van de Leidse werkgroep of omdat we geloven dat "empirische verifieerbare" theorieën uitsluitel geven in de keuze tussen verschillende specificaties van de vergelijkingen. Maar de conclusies die men trekt uit de resultaten van de schattingen der logaritmische vergelijkingen zijn ons veel te overmoedig! We citeren nogmaals Van Praag c.s.

"Deze verlaging (van de klinische consumptie) is zo groot dat de realisering van de 4 0/00 norm en een gelijktijdige opvoering van de huisartsendichtheid met b.v. 38 % tot een aanzienlijke vermindering van het ziekenhuisbedgebruik zal leiden zonder dat daarbij sprake is van een vergrote spanning tussen vraag en aanbod".

Om zo'n uitspraak te kunnen doen moet men wel erg zeker zijn van het logaritmische verband!

Is men dat niet, dan kan men slechts een predictieve uitspraak doen over de gevolgen van een 1 % wijziging van een onafhankelijke variabele onder de aloude ceteris paribus clausulering.

De leeftijds-geslachts-correctie

We hebben niets tegen een dergelijke correctie als het gaat om het aantonen van een verband. Maar ook hier geldt, evenals bij de logaritmische specificatie van vergelijkingen, realiseer de consequentie van zo'n kunstgreep bij predictieve uitspraken. De elasticiteiten van de afhankelijke variabelen (opnemingen of gemiddelde ligduur) met betrekking tot de huisartsendichtheid zijn in de cross-sectie analyse van Van Praag c.s. de som van de door hen berekende elasticiteit van de naar leeftijd en geslacht gecorrigeerde afhankelijke variabele en de uitkomst van een gemiddelde bestaande uit de gewogen elasticiteiten van de afhankelijke variabele in deze onderscheiden leeftijds- en geslachtsklassen.

Van Praag's opmerking dat de laatstgenoemde elasticiteiten kunnen worden herleid tot elasticiteiten per leeftijd- en geslachtsklassen per rayon leidt tot de kern van ons eerste artikel: deze elasticiteiten zijn in een cross-sectie analyse slechts gedesaggregeerd, dat wil zeggen op het niveau van de huisartsenpraktijk, te schatten.

Ter rechtvaardiging van de leeftijds- en geslachts-correctie beroept Van Praag zich op de grote Feldstein. Feldstein ¹⁾ hanteert een leeftijds, geslachts- en rascorrectie en geeft hiervoor de volgende argumenten:

"The pattern of disease and the use of hospital services vary substantially by age and sex. Simple measures of the demographic structure like the proportion over sixty-five and the proportion of males are too gross and ignore important interactions".

Daarom corrigeert Feldstein zijn afhankelijke variabelen in een gecombineerde tijd/cross-sectie analyse (jaarreeksen van opname- en ligduurcijfers voor de periode 1958-1967 in de verschillende staten der V.S.) met indexcijfers. Deze demografische indexcijfers die zijn gebaseerd op (nationale) consumptiegrootheden voor de leeftijds-, geslachts- en rasklassen uit een "1963-1964 suvey" en de demografische opbouw van de staten in 1960.

Een dergelijke correctie door middel van dimensieloze getallen in tijdreeksen heeft inderdaad een te verwaarlozen invloed op de te berekenen elasticiteiten.

Maar deze correctie is wel van een geheel andere aard dan de "beruchte" van de Leidse werkgroep; zij delen de gemeten waarden van de afhankelijke variabelen door de berekende waarden naar bevolkingssamenstelling per rayon in een cross-sectie analyse, terwijl deze berekende waarden zijn gebaseerd op gemiddelden van die gemeten waarden per rayon in de verschillende leeftijds- en geslachtsklassen. Het alleszins lezenswaardige artikel van Feldstein voert ons naar een meer algemeen punt van critiek. Feldstein gaat uit van economische theorieën waarmee hij tracht het verschijnsel "Hospital Cost Inflation" te verklaren. De gepostuleerde gedragsvergelijkingen maken gebruik van de in de economische theorie zo vertrouwde begrippen zoals nutsmaximalisatie, prijs/inkomens- en substitutie-elasticiteiten.

Op traditionele wijze stelt hij een aantal te schatten geaggregeerde vergelijkingen op.

1) M.S. Feldstein "Hospital Cost Inflation": a study of non-profit price dynamics, The American Economic Review 1971.

Naar Amerikaanse verhoudingen stellig een actuele theorie, gelet op zijn schattings-resultaten (significante prijs/inkomens elasticiteiten). Maar wat te doen met deze modellen in de Nederlandse Gezondheidszorg? Gedragsrelaties van vraag en aanbod zijn van een geheel andere dimensie dan de econometrist gewoon is te analyseren. En dreigt de econometrist nu niet functioneel te degraderen tot een weliswaar mathematisch statistisch onderlegd doch methodologisch minder begaafd onderzoeker?

Hoe werkt het nu?

Een van de eerste stappen in een theoretisch gefundeerde aanpak is het verzamelen en analyseren van materiaal waarin op het hoge aggregatieniveau gehanteerde (impliciete) onderstellingen op hun werking worden bekeken.

De sprong van "gemiddelde praktijkgrootte" naar productiecijfers is zo groot dat we eerst eens in de huisartspraktijk zelf moeten kijken hoe de zaken daar nu functioneren, willen we de discussie niet in een onvruchtbaar "nietes-welles" doen verzanden.

Helaas staan ons geen recente gegevens ter beschikking, maar als illustratie van hetgeen we bedoelen kunnen gegevens dienen die door Van Es en Pijlman in hun in 1970 gepubliceerde onderzoek ¹⁾ ²⁾ zijn verzameld. De onderzoekers hebben in 122 Nederlandse huisartspraktijken (een aselechte steekproef uit het totale huisarts-bestand) onder meer gegevens verzameld over praktijkgrootte, dagelijkse contactfrequenties en verwijzingen. In het verslag van hun onderzoek (gepubliceerd in Huisarts en Wetenschap 1970) geven zij aan dat zij geen relatie hebben kunnen vinden tussen de grootte van de praktijk en het aantal verwijzingen per 100 patiënten.

Bij hernieuwde bestudering van het onderzoekmateriaal wordt het duidelijk hoe dit resultaat tot stand gekomen is.

Daarvoor moeten we een ogenblik stilstaan bij de term "verwijspercentage". Men kan deze term opgebouwd denken uit 2 componenten. Verwijzingen per 100 patiënten is gelijk aan het product van verwijzingen per 100 contacten per patiënt.

$$\frac{100 V}{P} = \frac{100 V}{K} \times \frac{K}{P}$$

Verwijzingen per 100 contacten kan men opvatten als een typische "belis-variabele" (die beïnvloed kan worden door omstandigheden waaronder de huisarts moet praktiseren, het aanbod van patiënten, zijn taakopvatting etc.), terwijl het gemiddeld aantal contacten per patiënt de uitkomst tussen aanbod en vraag naar huisartsenhulp weergeeft. Wat is nu de invloed van de variabele "praktijkgrootte" op deze twee componenten van het verwijscijfer?

- 1) Wij danken professor dr. J.C. Van Es voor het beschikbaar stellen van het onderzoekmateriaal;
- 2) een uitgebreider verslag van de resultaten van deze heranalyse is in conceptvorm gereed.

In onderstaande tabel laten we per categorie praktijken van een bepaalde grootte zien.

- a) Het aantal verwijzingen/100 contacten
- b) het aantal contacten per patiënt
- c) hun product: het verwijzingspercentage.

Tussen haakjes staan de standaarddeviaties van de verschillende gemiddelden vermeld.

| | aantal verw. /100 cont. | aantal cont. per ZF-patiënt | aantal verw. 100 patiënten | aantal praktijken |
|--------------------------------|----------------------------|--------------------------------|-------------------------------|----------------------|
| praktijkgrootte ≤ 2600 pat. | 7.9. (3.4) | 5.0 (1.6) | 39.83 | 44 |
| 2601 3400 | 10.2 (2.9) | 4.1 (1.0) | 42.07 | 38 |
| ≥ 3401 | 10.5 (2.8) | 3.9 (0.8) | 41.03 | 39 |
| Totaal | 9.5 (3.3) | 4.4 (1.3) | 41.49 | 121 |

De tabel spreekt bijna voor zichzelf. In praktijken van minder dan 2600 patiënten is weliswaar het aantal verwijzingen/100 contacten lager dan in grotere praktijken, maar door toename van het aantal contacten per patiënt blijft per saldo het verwijzingspercentage vrijwel constant. Nu zegt dit resultaat weinig over de relatie tussen praktijkgrootte en opnamecijfers en formeel gesproken worden de stellingen van de Leidse werkgroep hiermede niet aangetast, maar het maakt wel duidelijk dat er een aanmerkelijk complexer raamwerk vereist is in onderzoek naar de relatie tussen structuur en functioneren van de gezondheidszorg.

B.H. Posthuma,
J. Van der Zee.

Tussen eerste en tweede echelon

een critiek door

B.M.S. Van Praag *
W.P.M.M. Van de Ven **

In een serie van 5 artikelen ¹⁾ hebben drs. B.H. Posthuma en drs. J. Van der Zee een bijdrage geleverd aan de uitgebreide literatuur op het gebied van onderzoek op macroniveau naar verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers. Na een algemene inleiding met o.a. een beschouwing over het begrip verwijzen vervolgen zij met een literatuurbespreking waarbij de nadruk valt op de vóór april 1975 gepubliceerde rapporten van Leidse projectgroep "Macrorekenmodel Gezondheidszorg". In de laatste 2 artikelen worden eigen onderzoeksresultaten gepresenteerd, gebaseerd op een analyse van gemeentelijke verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers (1974).

Een repliek op de door hen uitgeoefende critiek op de Leidse projectgroep is reeds eerder in dit blad gepubliceerd ²⁾.

Ware het niet dat Posthuma en Van der Zee hun eigen onderzoek nadrukkelijk presenteren als replicering en toetssteen van het Leidse onderzoek, dan zouden wij waarschijnlijk hebben afgezien van een kritische bespreking van hun eigen onderzoek; nu voelen wij ons echter geroepen tot het leveren van een kritische beschouwing ten aanzien hiervan.

*) Professor dr. B.M.S. Van Praag is hoogleraar in de westerse economie aan de Rijksuniversiteit te Leiden.

**) Drs. W.P.M.M. Van de Ven is medewerker bij de projectgroep "Macrorekenmodel Gezondheidszorg" te Leiden.

1) zie Medisch Contact 1978, no. 4, 5, 6, 7 en 8.

2) zie Medisch Contact, no. 10, 1978, pp. 307 - 308.

Eenheid van analyse: rayon of gemeente ?

De onderzoekers stellen als één van de voornaamste verbeteringen ten opzichte van onze inspanningen dat zij als analyse-eenheid de gemeente kiezen in plaats van de door ons geconstrueerde ziekenhuisrayons. De voornaamste reden voor deze keuze is gelegen in de relevantie van op gemeenteniveau wel (of beter) en op het rayonniveau niet (of slechter) te meten variabelen (pag. 226).

Wij zullen echter aantonen dat enige relevante variabelen op gemeenteniveau slechter te meten zijn dan op rayonniveau en dat, o.a. ten gevolge hiervan, er een nogal selecte keuze is gemaakt van gemeenten die in het onderzoek zijn betrokken.

Toepassing van het door Posthuma en Van der Zee opgegeven selectie-criterium ¹⁾ leidt tot de volgende resultaten (zie tabel 1):

- 1) Gegevens van gemeenten met minder dan drie huisartsen kunnen niet in de analyse worden opgenomen, omdat deze gegevens niet in het Jaarboek LISZ 1974 zijn vermeld. Van de 842 gemeenten in Nederland blijven op deze wijze 442 gemeenten over.
- 2) Teneinde ingewikkelde constructies te vermijden hebben de onderzoekers gekozen voor "gemeenten die voor tenminste 50 % op één andere ziekenhuisgemeente zijn georiënteerd" ²⁾.
Op deze wijze zouden 168 gemeenten en in totaal 5,7 miljoen verzekerden buiten het onderzoek blijven !
- 3) Gegevens betreffende de medische consumptie en het aantal ziekenfondsverzekerden per gemeente zijn verkregen door optelling van gegevens van de in de gemeente gevestigde huisartsen. De gevolgde procedure is blijkbaar zó onnauwkeurig dat er op deze wijze 30 gemeenten ontstaan met meer verzekerden dan inwoners !
Voorzichtigheidshalve heeft men deze gemeenten plus alle gemeenten met een berekend percentage ziekenfondsverzekerden van 90 % of meer niet in het onderzoek opgenomen. Dit heeft uiteraard de nodige consequenties voor de betrouwbaarheid van de gegevens en de representativiteit van de steekproef.

Na consequent de door Posthuma en Van der Zee opgegeven selectie te hebben uitgevoerd kwamen wij tot de bevinding dat het onderzoek slechts op 222 gemeenten betrekking kon hebben, waaronder geen enkele gemeente met een ziekenhuis en slechts 2 (van de 43) steden met meer dan 50.000 inwoners. Zeer verbaasd waren we dan ook te lezen dat in het onderzoek 331 gemeenten meedoen (pagina 227), waarvan 34 % valt in de klasse "afstand tot ziekenhuis 0" en 9 % in de klasse "meer dan 50.000 inwoners".

- 1) pagina 227, laatste alinea; zie ook voetnoot 11, pagina 226.
- 2) Hierbij hebben wij het oriëntatiepercentage van gemeente A op gemeente B bepaald door de fractie van het aantal opnemingen in gemeente B van verzekerden uit gemeente A en het totaal aantal opnemingen van verzekerden uit gemeente A.

Tabel 1.: Aantal gemeenten en verzekerden die volgens het opgegeven selectie criterium niet in het onderzoek (zouden) zijn opgenomen. (zie tekst)

| | Aantal gemeenten | Aantal ziekenfondsverzekerden (in miljoenen) |
|---|------------------|--|
| Gemeenten met minder dan drie huisartsen | 420 | 1,18 |
| gemeenten die voor meer dan 50 % op eigen gemeente zijn georiënteerd | 114 | 5,17 |
| gemeenten die niet voor minstens 50 % op 'n andere ziekenhuisgemeente zijn georiënteerd | 52 | 0,55 |
| gemeenten met een berekend percentage ziekenfondsverzekerden van meer dan 90% | 34 ¹⁾ | 0,30 |
| Totaal <u>niet</u> in het onderzoek | 620 | 7,21 |
| Totaal Nederland (1974) | 842 | 9,31 |

- 1) Van de 45 gemeenten met meer dan 90 % verzekerden doen 11 gemeenten om andere redenen niet mee aan het onderzoek.

In het ons door de onderzoekers toegezonden rapport ¹⁾ waarop de serie artikelen in Medisch Contact is gebaseerd, stond tweemaal hetzelfde selectie criterium beschreven; dus toch blijkbaar géén drukfout. Lezers van Medisch Contact die met hetzelfde probleem zaten als wij, kunnen we echter mededelen dat achter in genoemd rapport een samenvatting is opgenomen waaruit blijkt dat in het onder punt 2 vermelde selectie criterium wellicht het woord andere dient te vervallen. Gaat men ervan uit dat de onderzoekers deze niet geringe, tot tweemaal toe herhaalde en voor wetenschappelijke publicaties ongebruikelijke slordigheid inderdaad hebben begaan, dan klopt het genoemde aantal gemeenten.

Deze 331 gemeenten vormen qua aantal weliswaar een voldoende basis voor analyse, maar kunnen beslist niet als representatief voor de Nederlandse situatie worden beschouwd.

Meting der variabelen "percentage ziekenfondsverzekerden"

en "praktijkgrootte huisarts"

Zoals reeds gezegd, heeft de procedure waarbij men het aantal verzekerden, dat is ingeschreven bij de in de betreffende gemeente gevestigde huisartsen, bij elkaar optelt, geleid tot 45 gemeenten met een berekend percentage verzekerden van meer dan 90 %; deze gemeenten doen niet in het onderzoek mee.

Een logische consequentie van het feit dat naar sommige gemeenten duidelijk te veel ziekenfondsverzekerden zijn toegerekend, is dat naar andere gemeenten te weinig verzekerden zijn toegerekend. Voor deze fout wordt niet gecorrigeerd.

Dit probleem zou kunnen worden ondervangen door de gegevens van enige naburige gemeenten te aggregeren tot een rayon: de afwijkingen per gemeente zullen dan grotendeels tegen elkaar wegvallen, hetgeen betrouwbaarder cijfers per rayon oplevert dan per gemeente.

Ter illustratie geven we het volgende voorbeeld:

Krimpen a.d.Lek heeft een berekend percentage ziekenfondsverzekerden van 180 % (en doet derhalve niet mee in het onderzoek); naburige gemeente Krimpen a.d. IJssel heeft een berekend percentage verzekerden van 24.6 % (en doet wel mee in het onderzoek !); samenvoegen van deze aangrenzende en slechts op historische gronden gescheiden gemeenten geeft een percentage van 55,3 % verzekerden.

Ook de betrouwbaarheid van de variabele "gemiddelde praktijkgrootte" is, zoals de onderzoekers zelf opmerken, dubieus. Dubieuzer echter, dan de onderzoekers suggereren. Door de bovenbeschreven selectie der gemeenten is de variantie van deze variabele in de steekproef kleiner dan de werkelijke variantie voor deze variabele, gebaseerd op alle gehuchten, kleine plaatsen, middelgrote gemeenten en grote steden te zamen. Het is duidelijk dat waar door onvoldoende representatie

1) "Tussen eerste en tweede echelon I" door B.H. Posthuma en J. van der Zee; N.H.I./ISMW, Utrecht/Groningen, 1977.

van de populatie weinig variantie in een verklarende variabele aanwezig is, ook nauwelijks een significante regressiecoëfficiënt kan worden geschat.

Een vervelende consequentie van het bepalen van het aantal ziekenfondsverzekerden per gemeente door het aantal ingeschrevenen in de ziekenfondspraktijk van de in de gemeente gevestigde huisartsen op te tellen is een kunstmatig invoeren van een negatieve relatie tussen de berekende gemiddelde praktijkgrootte van huisartsen en het berekende percentage ziekenfondsverzekerden: immers, indien in gemeente A relatief wenig huisartsen wonen en veel patiënten uit gemeente A naar een huisarts in de (naburige) gemeente B gaan, worden naar gemeente A te weinig ziekenfondsverzekerden toegerekend. Aangezien het aantal inwoners uit een andere bron (CBS) wordt verkregen, is voor gemeente A het berekende percentage ziekenfondsverzekerden te laag en is de berekende praktijkgrootte te groot, dat wil zeggen groter dan het werkelijke "verzorgingsgebied" van een huisarts in gemeente A 1). Op deze wijze wordt de correlatiecoëfficiënt tussen de variabelen praktijkgrootte en ZF-percentages in negatieve richting beïnvloed. Als voorbeeld van de negatieve relatie tussen praktijkgrootte en percentage ziekenfondsverzekerden noemen wij weer de naburige gemeenten Krimpen a.d. Lek en Krimpen a.d. IJssel. De eerste gemeente heeft een gemiddelde praktijkgrootte van 1920 zielen en een percentage ZF-verzekerden van 180,6 %; de tweede gemeente heeft een gemiddelde praktijkgrootte van 7825 zielen en een ZF-percentages van 24,6 %. Voor beide gemeenten te zamen zijn deze cijfers resp. 4873 en 55,3 %. Het feit dat ook na samenvoeging van de beide gemeenten deze cijfers nog fors afwijken van de landelijke gemiddelden, welke resp. 2913 en 67,35 % zijn (met behoud van de negatieve relatie tussen beide grootheden: de ene ligt ver boven het landelijk gemiddelde, en de andere er ver beneden) doet vermoeden dat samenvoegen van meerdere naburige gemeenten (tot een rayon) meer betrouwbare cijfers zal opleveren.

Samenvattend mogen we stellen dat de variabelen praktijkgrootte en ZF-percentages niet-geringe meetfouten bevatten; tengevolge hiervan zijn de regressiecoëfficiënten zowel van deze beide variabelen zelf als van andere, hiermee gecorreleerde variabelen, onzuiver geschat 2).

1)Vb.: Stel de naburige gemeenten A en B hebben ieder 10.000 inwoners waarvan 7.000 ziekenfondsverzekerden. De 10 huisartsen, waarvan er 4 in gemeente A wonen en 6 in gemeente B, hebben elk een praktijk van dezelfde omvang en samenstelling: 2.000 zielen waarvan 1400 ziekenfonds.

Door de gehanteerde toerekeningsmethode worden naar gemeente A 5600 verzekerden toegerekend en naar gemeente B 8400.

Het resultaat is nu dat in gemeente A de berekende gemiddelde praktijkgrootte 2500 is en het ZF-percentages 56 %; in gemeente B zijn deze cijfers resp. 1667 en 84 %; in werkelijkheid is het 2.000 respectievelijk 70 %.

2) Zie Theil: Principles of Econometrics (hfdst. 12.2); Wiley, New York (1971).

De geïntroduceerde correlatie tussen de variabelen praktijkgrootte en ZF-percentagte maakt het bovendien onmogelijk de betreffende coëfficiënten met grote precissie te schatten.

Modelspecificatie

De onderzoekers schatten de structuurvergelijkingen met behulp van de gegeneraliseerde kleinste kwadratenmethode omdat per gemeente het aantal huisartsen verschilt. Dit impliceert dat aan een gemeente een groter gewicht wordt toegekend naarmate er meer huisartsen in de gemeente zijn. Aangezien de medische consumptie per verzekerde het te verklaren fenomeen is, lijkt het ons juister om de weging van de waarnemingen te baseren op het aantal verzekerden in de gemeente en niet op het aantal huisartsen. Gemeenten met een hoog ZF-percentagte krijgen nu een te laag gewicht (en vice versa).

Presentatie van de resultaten

Hoewel de onderzoekers in eerste instantie geïnteresseerd zijn in de significantie der verbanden, doet de onvolledige wijze waarop de schattingsresultaten worden gepresenteerd echter vermoeden dat de onderzoekers deze geïnteresseerdheid bij de lezer niet verwachten. Bij geen enkele regressievergelijking wordt een mate van significantie (R-kwadraat of F-waarde) vermeld, en tengevolge van een ongelukkige keuze van de meeteenheid verschijnen er regressiecoëfficiënten van -0.00 met een standaardafwijking van 0.00 (bij de variabelen praktijkgrootte huisarts en percentage ziekenfondsverzekerden); volstaan wordt met de mededeling dat de coëfficiënt wel of niet significant verschillend van nul is, maar de mate van (in)significantie (t-waarde) wordt niet vermeld. Zo ook de coëfficiënt van huisartspraktijkgrootte in de vergelijking van verwijzingen per 1000 verzekerden: bij een (afgeronde) regressiecoëfficiënt -0.02 en een (afgeronde) standaardafwijking 0.01 kan de t-waarde (in absolute waarde) variëren van 1 tot 5 (van niet significant tot zeer significant).

De argumentatie voor de verwachte negatieve relatie tussen aantal opnemingen en gemiddelde verpleegduur komt enigszins onwezenlijk over. "Dit verband is afgeleid van het algemeen bekende verschijnsel dat er een (haast logisch) negatieve relatie is tussen frequentie en duur van een verschijnsel (pag. 222), welke relatie vrijwel altijd aangetroffen wordt (zie bijvoorbeeld het ziekteverzuim)" (pag. 248). Op zich is het niet zo moeilijk een verschijnsel te bedenken waarbij geen negatieve, maar een positieve relatie wordt gevonden tussen frequentie en duur, bijvoorbeeld de ziekteverzuimcijfers (!) in de periode 1954 - 1976 ¹⁾.

- 1) Gedurende de periode 1954 - 1976 steeg het aantal verzuimgevallen per man per jaar van 1.09 tot 1.85 en de gemiddelde verzuimduur per geval steeg van 15.1 tot 17.9 dagen; het aantal verzuimgevallen per vrouw per jaar steeg in deze periode van 1.51 tot 2.85 en de gemiddelde verzuimduur per geval steeg van 9.7 tot 14.2 dagen.
- 2) Bron: Verzuimstatistiek NIPG/TNO in "Ziekteverzuim en het bedrijf" van D. Draaisma en P.G.W. Smulders, 1978, Stenfert Kroese, Leiden.

Essentieel echter aan de bedoelde negatieve relatie tussen frequentie en duur van een verschijnsel is dat frequentie maal duur slechts waarden aan kan nemen binnen bepaalde nauwe grenzen.

Zo is het aantal gerealiseerde verpleegdagen van een ziekenhuis naar boven gelimiteerd door het aantal bedden, en weliswaar is de zgn. 90 % regel enige jaren geleden officieel afgeschaft, maar in de praktijk blijkt een dergelijke regel nog veelvuldig als norm te fungeren (via COZ-normen). Hier blijkt de invloed van de financieringssystemen op de gerealiseerde medische consumptie (= medische productie).

Tot slot wijzen we op het door elkaar gebruiken van de termen (gemiddelde) ligduur per opname (blz. 227), verpleegdagen per 1000 inwoners (blz. 248) en verpleegdagen per 1000 verzekerden (blz. 249) voor (waarschijnlijk) hetzelfde begrip, hetgeen heeft geleid tot minder begrijpelijke zinsneden als "veel opnemingen leiden tot minder verpleegdagen per 1000 inwoners" (pag. 248).

Interpretatie van de resultaten

Een belangrijk verschil in interpretatie van de door de Leidse projectgroep gehanteerde "huisartsdichtheid" en de door Posthuma en Van der Zee gehanteerde "gemiddelde praktijkgrootte" wordt teweeggebracht doordat laatstgenoemden de variabelen regio, afstand tot ziekenhuis en urbanisatiegraad in het onderzoek opnemen (de Leidse projectgroep gebruikte de proxy "gewogen bevolkingsdichtheid" ¹⁾). Verschillen de medische consumptie bijv. tussen de regio's, welke veroorzaakt worden door verschillen in praktijkgrootte, komen dan niet alleen tot uiting in de coëfficiënt van praktijkgrootte, maar worden gedeeltelijk overgenomen door de coëfficiënt van de dummy variabele "regio".

In het Noorden van het land vinden we gemiddeld kleine huisartspraktijken en in het Zuiden vrij grote praktijken. Combineren wij deze relatie tussen de variabelen "regio" en "praktijk-grootte" met de bevinding van de onderzoekers dat in het Zuiden (grote praktijken) relatief veel verwijskaarten per verzekerde worden uitgeschreven en in het Noorden (kleine praktijken) relatief weinig opnemingen per verzekerde plaatsvinden ²⁾, dan is het aannemelijk dat deze, eventueel door verschillen in praktijkgrootte tussen de regio's veroorzaakte verschillen in medische consumptie mede tot uiting komen in de significante coëfficiënt van regio, en niet in die van praktijkgrootte, speciaal wanneer de "praktijkgrootte" slecht gemeten is en in variantie beknot.

- 1) Het verschil in definitie (huisartsdichtheid is gelijk aan 1000 gedeeld door gemiddelde praktijkgrootte) is uiteraard niet van invloed op de interpretatie.
- 2) In de uiteindelijke verkozen structuurvergelijking voor verwijskaarten wordt nog slechts één dummy-variabele voor regio opgenomen (wel of niet Zuid) en hiervoor wordt een significant positieve coëfficiënt geschat.
In de uiteindelijk verkozen structuurvergelijking voor opnemingen is de enige regio-dummy "wel of niet Noord", waarvoor een significant negatieve coëfficiënt wordt geschat.

Enige terughoudendheid bij het vergelijken van de gevonden regressie-coëfficiënten van praktijkgrootte in beide genoemde onderzoeken, is dan ook zeker op zijn plaats. De onderzoekers zijn zich dit gelukkig wel bewust ("alleen de interpretatie van de ingevoerde regionale variabelen zal nog nader onderzoek vergen", pag. 250), doch betrachtten deze terughoudendheid niet, daar zij geen gelegenheid voorbij laten gaan te vermelden dat zij de door de Leidse projectgroep gevonden invloed van praktijkgrootte op medische consumptie niet hebben gevonden.

De variabele "percentage bejaarden" werd geïntroduceerd omdat bejaarden een groep vormen die zeer intensief van intramurale voorzieningen gebruik maakt. In de structuurvergelijking van opnemingen wordt voor deze variabele een significant negatieve coëfficiënt geschat, d.w.z. hoe meer bejaarden in een gemeente, des te minder opnemingen per verzekerde. De onderzoekers volstaan met de opmerking dat "dit resultaat ook door hen kan worden onderschreven", maar laten de lezer in het ongewisse over de interpretatie van deze negatieve coëfficiënt ¹⁾.

Een laatste punt van critiek betreft het feit dat in het onderzoek géén aandacht wordt geschonken aan de wijze waarop huisartsen en specialisten voor de door hen geleverde prestaties worden gehonoreerd, en de wijze waarop ziekenhuizen worden gefinancierd (COZ-normen). Noch bij het introduceren van de verklarende variabelen, noch bij de interpretatie van de schattingsresultaten wordt gerefereerd aan de resultaten van vele publicaties waaruit blijkt dat de wijze van honoreren, resp. van het tot stand komen van de tarieven wel degelijk invloed uitoefent op het beslissingsproces binnen de gezondheidszorg.

1) Feldstein vindt ook een negatieve elasticiteit van opnamecoëfficiënt met betrekking tot het percentage bejaarden en geeft als mogelijke verklaring dat weliswaar de opnamecoëfficiënt van de groep bejaarden hoger is dan die van de gehele bevolking, maar dat de gemiddelde ligduur voor deze groep zó hoog is, dat de overall opnamecoëfficiënt daalt als het percentage bejaarden toeneemt.

(M.S. Feldstein, Economic analysis for health service efficiency; North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1967).

Validiteit van de conclusies van Posthuma en Van der Zee

met betrekking tot het Leidse onderzoek

Een belangrijke conclusie van Posthuma en Van der Zee is dat de bevindingen van de Leidse projectgroep dat door een toename van het aantal huisartsen een reductie van de medische consumptie in hogere echelons mogelijk wordt, door hun eigen onderzoek niet wordt bevestigd.

Gezien de opzet van het onderzoek hechten wij aan deze conclusie evenwel weinig waarde. Het onderzoek van Posthuma en Van der Zee is gebaseerd op een selecte, niet-representatieve steekproef van de ziekenfondsverzekerden, waarbij het selectie criterium sterk samenhangt met relevante variabelen als o.a. afstand tot ziekenhuis, praktijkgrootte en percentage ziekenfondsverzekerden. De betrouwbaarheid van de laatste twee variabelen is dubieus en door de wijze van gegevens verzamelen is een negatieve (cor)relatie tussen deze variabelen geïntroduceerd. Door de gecorreleerdheid van de onnauwkeurig gemeten variabele "praktijkgrootte" met de regio-variabelen, het percentage ziekenfondsverzekerden en het percentage bejaarden is zeker de coëfficiënt van praktijkgrootte onbetrouwbaar geschat. Voegen we hierbij "de door de bewuste keuze voor relativering van het homogeniteitsprincipe veroorzaakte hoeveelheid "ruis" in het materiaal" (pag. 226), dan is het geenszins verwonderlijk dat eventuele significante relaties in deze analyse niet boven water zijn gekomen.

D U P L I E K Nogmaals macror rekenmodellen in de gezondheidszorg

Het is voor de lezer wie de voorafgaande discussie niet meer geheel helder voor de geest staat, misschien wel goed om de uitgangspunten van ons betoog nog eens op een rijtje te zetten.

Wij hebben in het kader van een breed opgezet vooronderzoek over het onderwerp "verwijzen in de huisartspraktijk" met gegevens per gemeente over het jaar 1974 geprobeerd de resultaten van de Leidse werkgroep zoals ze gepubliceerd waren in de (ons op dat moment bekende) rapporten "vraag, aanbod relaties in de sector gezondheidszorg"(1973) en "het ziekenhuis in de gezondheidszorg"(1975) te repliceren. Wij vonden een aantal overeenkomstige resultaten (bij voorbeeld over de invloed van het aantal ziekenhuisbedden per 100 inwoners op het aantal opnames per 1000 ZF-verzekerden), maar we vonden niet dat het aantal opnames dan wel de gemiddelde verpleegduur per opname lager was in gebieden waar zich naar verhouding meer huisartsen bevonden.

Kritische bestudering van bovengenoemde rapporten deed ons tot de ontdekking komen dat de Leidse werkgroep dit betreffende verband eigenlijk ook niet vond - maar allèen na correctie van de opnamecijfers voor de verdeling van de bevolking naar leeftijd en geslacht. Deze ontdekking heeft ons aan het denken gezet over de kwaliteit van de door de Leidse werkgroep geconstrueerde modellen, en ook doen twijfelen aan de waarde van ons eigen onderzoek.

We kunnen de vragen die we aan onszelf en de Leidse werkgroep hebben gesteld in twee categorieën indelen. De eerste vraag was:

"Is dit nu wel zo"; bestaát de relatie tussen huisartsendichtheid en verwijs-, opname- en ligduurcijfers eigenlijk wel ?

De tweede vraag luidde: "Werkt het nu wel zo" ?

Stèl dat een verband wordt geconstateerd, dat niet "wegverklaard" kan worden dan nog blijft de vraag gerechtvaardigd naar het mechanisme waarlangs dan de huisarts opname- en ligduurcijfers zou moeten beïnvloeden.

IS DIT NU WEL ZO ?

De studies van de werkgroep macror rekenmodel worden geplaagd door een hardnekkig verband tussen aantallen huisartsen in een gebied (de huisartsendichtheid) en de leeftijdsverdeling van de bevolking. In gebieden waar veel huisartsen zijn, zijn er ook veel bejaarden. Het is algemeen bekend dat medische consumptie van oudere mensen hoger is dan van jongere, zowel verwijscijfers als de gemiddelde verpleegduur hangen zeer sterk met leeftijd samen.

De Leidse werkgroep heeft in haar verschillende publicaties op verschillende manieren geprobeerd onder dit probleem uit te komen; hetgeen begrijpelijk is, want doet men er niets aan (vraag/aanbod relaties 1973) dan worden resultaten van de schattingen onbetrouwbaar vanwege hetgeen statistici als "multicollineariteit" aanduiden, d.w.z. door het onderlinge verband van de twee als verklarende variabele opgenomen grootheden (huisartsendichtheid en percentage bejaarden) is het onmogelijk de afzonderlijke invloeden van elk dezer op de afhankelijke variabele te bepalen. Corrigeert men het verwijs- of opname cijfer naar een leeftijds- en geslachts verdeling van de bevolking (zoals in het ziekenhuis in de gezondheidszorg) dan

struikelt de gehele onderzoekswereld over de resultaten.

Gebruikt men de (ons inziens) juiste leeftijds / geslachts-correctie zoals Feldstein (1971) haar introduceert door middel van een variabele, (een index-getal waar de naar medische consumptie gewogen ziekenfonds-populatie gedeeld wordt door de feitelijke ziekenfondspopulatie - proefschrift Rutten 1978) en een correcte (loglineaire) specificatie dan wordt ook in Rutten's recente proefschrift geën significante relatie gevonden (Rutten, 1978, pagina 75).

De aldaar geschatte regressiecoëfficiënt kan namelijk worden geïnterpreteerd als de (partiële) elasticiteit van de naar ziekenfondspopulatie gestandaardiseerde huisartsendichtheid op het eveneens gestandaardiseerde verwijscijfer.

Rutten's conclusie moet dan ook luiden dat vergroting van het aantal huisartsen, de overige factoren ongewijzigd (*ceteris paribus*), geen daling geeft van het verwijscijfer (zie "Tussen eerste en tweede echelon II" (ter perse) paragraaf 2,2).

In Van der Gaag's dissertatie worden gecombineerde tijd-en dwarsdoorsnee-gegevens per provincie (verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers over de jaren 1960 - 1972) geanalyseerd.

Hoewel één van de belangrijkste punten van critiek op "Het ziekenhuis" was dat ruimtelijke relaties zonder meer in de tijd werden getransponeerd, geven juist tot macroniveau geaggregeerde tijdruimtelijke gegevens (cijfers per provincie in dit geval) andere problemen.

Zogenaamde "trendeffecten" (zaken nemen in het algemeen toe of af zonder dat van een causaal verband er tussen sprake hoeft te zijn) kunnen vaak nauwelijks van causale relaties worden onderscheiden.

Nieuwenhuis, 1976, analyseert verwijscijfers van één gebied (Nederland) in een tijdreeksanalyse voor de jaren 1953 - 1971. Hij onderkent "trendeffecten"; een autonome stijging van de vraag naar huisartsenhulp doet hem een (weliswaar onvolkomen) variabele invoeren, die rekening houdt met verandering in de tijd waarmee mensen de hulp van een huisarts plegen in te roepen.

Zijn voorlopige conclusie in de tijdreeksanalyse is heel voorzichtig: "een verlaging van de praktijkdrukke van de huisarts (bijvoorbeeld door praktijkverkleining BHP/JvdZ) heeft geen indrukwekkend effect op het verwijsperscentage.

Daarnaast heeft Van der Gaag in zijn tijd/dwarsdoorsnede weer te kampen met het "bejaardenprobleem".

Het is waarschijnlijk dat de combinatie van trendeffecten en de multicollineariteit, veroorzaakt door de positieve samenhang tussen de variabelen huisartsendichtheid en bejaarden, de door hem gevonden relatie tussen huisartsendichtheid en verwijscijfers zeer dubieus maakt. Wij laten immers zien dat in de dwarsdoorsnede-analyse geen relatie wordt aangetoond. In dat geval is de waarde van "eenzelfde" resultaat in een tijdreeksanalyse heel wat minder overtuigend !

WERKT HET NU WEL ZO ?

Een principiële bezwaar tegen de macrorekenmodellen hebben wij ook in onze vorige dupliek (M.C. 1978, no. 20) geformuleerd en in het tweede deel van ons rapport "tussen eerste en tweede echelon" systematisch uitgewerkt.

Voor een goed begrip moeten we even een kleine uitweiding geven over verschillende soorten gezondheidszorg.

De Amerikaanse econoom Feldstein onderscheidt 3 typen van gezondheidszorg:

- type I : zorg die op initiatief van de patiënt tot stand komt;
- type II : zorg die door een arts nodig wordt geacht en door hemzelf wordt verschaft;
- type III : zorg die door de ene arts nodig wordt geacht en door een andere arts wordt verschaft.

Verwijzingen op initiatief van de huisarts zijn voorbeelden van zorg type III - herhaalconsulten van zorg type II en de directe vraag naar huisartsenhulp (eerste contacten met de huisarts) is een voorbeeld van zorg type I.

Men kan stellen dat de vraag naar specialistische zorg in Nederland voor de ziekenfondsverzekerde nooit rechtstreeks van de patiënt afkomstig is: er is altijd een huisartsenconsult bij nodig.

In principe vallen alle "verwijsbeslissingen" van de huisarts onder zorg type III. Maar, gebruikt men het brutoverwijspercentage als variabele in een model, dan vallen daaronder ook de verwijskaarten die door de specialist opnieuw aan de huisarts worden gevraagd omdat de maximale duur van de specialistische behandeling (1 jaar) verstreken is. En deze verwijzingen vallen in ieder geval onder zorg type II. Van Es en Pijlman (1970) vinden dat 19 % van de verwijzingen onder deze categorie valt en telt men de verwijzingen naar de oogarts hier ook bij dan valt bijna de helft der verwijzingen niet onder zorg type III, maar onder zorg type II. En iedere huisarts zal beamen dat veel verwijzingen eigenlijk door de specialist worden geïnduceerd.

We kunnen het brutoverwijspercentage echter nog verder ontleden. We kunnen het namelijk opgebouwd denken uit het aantal verwijzingen per 100 contacten en de verhouding contacten/(ziekenfonds)patiënten.

$$\frac{100 V}{VERZ} \equiv \frac{100 V}{CONT} \times \frac{CONT}{VERZ}.$$

Splitsen we nu verwijzingen in V_{akt} (verwijzingen als "aktieve beslissingen van de huisarts, zorg type III) en V_{pass} (verwijzingen op verzoek specialist of volgens vaste afspraken, zorg type II) en de contacten in K_{ip} (contacten op initiatief patiënt, zorg type I ¹⁾)

1) We gaan nu even voorbij aan het feit dat de grens tussen een "eerste" huisartscontact en een terugbestelcontact - lang niet altijd scherp te trekken is.

en K_{ia} (contacten op initiatief van de arts, zorg type II) dan ziet men dat in het brutoverwijspercentage alle drie de zorg typen onontwarbaar vermengd zijn:

$$\frac{100 V}{\text{verz}} = \frac{100 (V_{\text{akt}} + V_{\text{pass}})}{K_{ip} + K_{ia}} \times \frac{K_{ip} + K_{ia}}{\text{verz}}$$

Alles goed en wel zal de lezer nu vragen, maar is dat dan zo erg. Welnu - dat is inderdaad erg - of in ieder geval erg lastig. Men hoeft geen econoom te zijn en expert in vraag-aanbod-relaties om in te zien dat medische zorg van het type I (initiatief patiënt) op geheel andere wijze verklaard moet worden als zorg van het type II (zorg die door de arts nodig wordt geacht en door hemzelf wordt verschaft). Feldstein zegt dat, wil men fluctuaties in uitkomsten van vraag en aanbod van gezondheidszorg van het type II verklaren, men op de eerste plaats moet denken aan fluctuaties in de aanbodfactoren; vraag en aanbod van gezondheidszorg van het type II zijn zo gecontamineerd, dat wil zeggen dat dezelfde factoren invloed hebben op zowel de vraag als het aanbod, dat de beschikbaarheid van zorg van het type II vraag naar en aanbod van deze zorg beïnvloeden.

Immers de zorg wordt gevraagd door dezelfde dokter als waardoor ook de zorg wordt aangeboden. Hier lijkt het dus weinig zinvol vraag en aanbod te onderscheiden. Maar we zouden op voorhand niet durven stellen dat vraag en aanbod van zorg van het type I (op initiatief van de patiënt) en zorg van het type III (gevraagd door de ene en verstrekt door een andere arts) niet van elkaar te onderscheiden zijn.

Hoe de aanpassing tot evenwicht tussen vraag/aanbod-relaties tot stand komt, welke factoren van invloed zijn op de vraag en welke op het aanbod, wat de interacties zijn tussen aanbod van zorg van het type I bij de huisarts (aanbod van eerste consulten), beslissingen over zorg van het type II (herhaalconsulten) en vraag naar zorg van het type III (de verwijzing op initiatief van de huisarts) de theoretisch te beredeneren samenhangen tussen al dit soort zaken zullen moeten worden afgebeeld in een stelsel (niet strijdige) vergelijkingen om te kunnen bevroeden wat de invloed van een instrumentele variabele (zoals praktijkgrootte) op een (doel) variabele (zoals het verwijs-cijfer) kan zijn.

In onze vorige dupliek (en in het tweede deel van ons rapport) hebben we al laten zien dat een variabele als praktijkgrootte tegengesteld inwerkt op de verschillende onderdelen van het brutoverwijspercentage. Zolang men in macromodellen deze laatste variabele gebruikt is het effect van verschillen in vraag en aanbodfactoren niet te onderscheiden en (en dit is het belangrijkste) zijn de gevonden verbanden afhankelijk van toevalligheden in de samenstelling van het materiaal.

Dat wij in ons gemeente-materiaal een positief verband tussen huisartsendichtheid en verwijscijfers vinden is net zo toevallig als het door de Leidse werkgroep gevonden negatieve verband. Onze resultaten zijn niet beter, maar ook niet slechter omdat ze princiepief niet beter of slechter kunnen zijn !

Nu terug naar de kritiek

We hebben zojuist beweerd dat ons eigen onderzoek (althans dit macro-gedeelte) net zo mank gaat aan het gebrek aan dimensionele homogeniteit (om het maar eens met een mooi woord te zeggen) als de modellen van de Leidse werkgroep.

Critiek op de door ons gevonden schattingsvergelijkingen kan dan ook alleen maar tot de categorie "Is dit nu wel zo" behoren.

De kritiek spitst zich toe (na een lange uitweiding over een slordigheid onzerzijds) op de vraag of de variabelen "percentage ziekenfonds-patiënten" en "aantal inwoners per huisarts" wel goed gemeten zijn.

Neen, vinden Van Praag en Van de Ven - doordat wij een aantal gemeenten op grond van een te hoog percentage ziekenfondsverzekerden uit onze selectie hebben gelaten - (de cijfers per gemeente zijn immers ontstaan door cijfers per huisarts in die gemeente werkzaam op te tellen - wanneer de huisartsen veel patiënten uit andere gemeenten ingeschreven hebben, zijn de cijfers niet betrouwbaar) - hebben wij gemeenten die op dezelfde wijze een te laag percentage verzekerden en te weinig huisartsen bezitten in het bestand gelaten.

Dit zou inderdaad het geval zijn wanneer wij alle gemeenten in ons onderzoek hadden opgenomen. Wij hebben echter bijvoorbeeld alle gemeenten met minder dan 3 huisartsen bijvoorbaat uit het onderzoek gelaten.

De volgende cijfers kunnen dit verduidelijken. Wij hebben 45 gemeenten uit het onderzoek gelaten omdat het percentage ziekenfondsverzekerden groter dan 90 was. Deze 45 gemeenten hebben bij elkaar 185 omringende gemeenten. Van deze 185 omringende gemeenten vallen er 93 buiten het onderzoek omdat ze minder dan 3 huisartsen bezitten en 8 vallen om andere redenen uit. Over blijven 84 gemeenten - waarvan wij de variabelen "aantal inwoners per huisarts en percentage ziekenfondsverzekerden" nader bekeken hebben. Bij 4 gemeenten (Krimpen a/d IJssel, Haarlemmermeer en de Friese gemeenten Wonseradeel en Wymbritseradeel) was er inderdaad sprake van dermate lage percentages verzekerden dat we de kritiek van Van Praag en Van de Ven van toepassing achtten. Wij hebben onze schattingen overgedaan zonder deze 4 gemeenten. De resultaten wijken niet af van wat we al vonden ¹⁾.

1) Ter vergelijking de regressiecoëfficiënten in de structuurvergelijking van het verwijscijfer, voor de variabele gemiddelde praktijkgrootte (lineaire specificatie; verklarende variabelen "dummy"variabelen: regio Zuid, afstand nul, afstand vijf, verstedelijkt platteland, grote stad "echte" variabelen: praktijkgrootte huisartsen percentage 65 jaar en ouder en bedden per 1000 inwoners)

| | "oud" tegen.kl.kwadr. (correctie, aantal huisartsen) n=331 | | "nieuw" tegen.kl.kwadr. (correctie, aantal huisartsen) n=327 | | "nieuw" tegen.kl.kwadr. (correctie, aantal ziekenf.verz.) n=327 | |
|---|--|-------------------|--|-------------------|---|-------------------|
| | $\hat{\beta}$ | $S_{\hat{\beta}}$ | $\hat{\beta}$ | $S_{\hat{\beta}}$ | $\hat{\beta}$ | $S_{\hat{\beta}}$ |
| gemid.praktijk- grootte ($\times 10^{-3}$) | -17,86 | 7,47 | -19,46 | 7,86 | -18,50 | 7,68 |

Ook hebben we de gemiddelden en de correlatie berekend tussen de variabelen "gemiddelde praktijkgrootte" en "percentage ziekenfondsverzekerden" voor de 84 omringende gemeenten die in het onderzoek zijn opgenomen. Wanneer Van Praag en Van de Ven gelijk hebben met hun critiek dan zou er een negatieve correlatie tussen beide variabelen moeten zijn, die hoger is dan de negatieve correlatie in het gehele bestand. Het tegendeel blijkt het geval ($R = -,04$), terwijl de gemiddelden van de variabelen "gemiddelde praktijkgrootte" en "percentage ziekenfondsverzekerden" van deze 84 gemeenten niet afwijken van deze gemiddelden voor de overige gemeenten. We kunnen dus niet zeggen dat onze selectie de schattingsresultaten onbetrouwbaar maakt - al hadden we inderdaad de 4 bewuste gemeenten er in eerste instantie uit moeten laten.

Dat neemt niet weg dat ook wij de LISZ-huisartsenaantallen (die overigens dezelfde vertekeningen kunnen vertonen als de door de Leidse werkgroep gebruikte gegevens van de Ziekenfondsraad) graag zouden vervangen door eigen materiaal. We hebben al betoogd dat de uitkomsten der schattingen zowel van ons eigen onderzoek als dat der Leidse werkgroep sterk bepaald worden door toevalligheden in de samenstelling van het materiaal en de foute specificatie van de vergelijkingen (deze zijn immers mechanismeloos). Onze conclusie is, dat doelgerichte beheersing van de gezondheidszorg (hoe noodzakelijk deze op zichzelf ook is) nooit op basis van deze onvolkomen gespecificeerde rekenmodellen kan en mag geschieden !

B.H. Posthuma,
J. van der Zee.

Utrecht, 23 juni 1978.

