



SAMENWERKEN EN VERWIJZEN

deel I praktijkvorm en productiecijfers

Rapport over de analyse van productiecijfers van verschillende vormen van samenwerking door huisartsen

oktober 1983

D. Wijkel

VERANTWOORDING

Het project 'Samenwerken en Verwijzen' wordt volledig gesubsidieerd door de Ziekenfondsraad. In de eerste fase, die tot april 1984 loopt, zijn twee rapporten gepland: 'Praktijkvorm en Productiecijfers' en een rapport waarin de samenwerking buiten gezondheidscentra en groepspraktijken geïnventariseerd zal worden.

In de tweede fase is een inhoudelijk onderzoek naar samenwerking voorzien. De subsidie voor dat gedeelte moet echter nog worden toegekend. De uitvoering van het onderzoek berust bij het Nederlands Huisartsen Instituut. Het onderzoek wordt begeleid door een commissie volgens onderstaande samenstelling. Het rapport 'Praktijkvorm en Productiecijfers' is binnen deze commissie besproken en goedgekeurd.

BEGELEIDINGSCOMMISSIE

Ziekenfondsraad

Dhr. A.M. Bertens
Dhr. S.D.R. Berkelbach van der Sprenkel
Dhr. J. Bultman (voorzitter)
Mw. G.L.N. Romijn-Liem
Dhr. E. v.d. Veen
Dhr. J. Th. J. Zijderveld

Vereniging Nederlandse Ziekenfondsen

Dhr. J.W.M. Collaris
Dhr. Th. Gerritsen

Landelijke Huisartsen Vereniging

Dhr. M.P. Springer

Landelijke Vereniging van Gezondheidscentra

Dhr. H. Lamberts

Ministerie van Welzijn, Volksgezondheid en Cultuur

Dhr. W. van Santen (tot juli 1983)
Dhr. F. Gardenbroek (vanaf juli 1983)

Nederlands Huisartsen Instituut

Mw. J.M. Bensing
Dhr. D. Wijkel

INHOUDSOPGAVE	Blz.
Samenvatting	1
1. Inleiding	5
2. Stand van zaken	8
3. Vraagstelling	12
3.1. Inleiding	12
3.2. Samenwerken	12
3.3. Verwijzen	15
3.4. Variabelen die het verwijscijfer beïnvloeden	18
4. Gegevensverzameling en onderzoeksmethoden	20
4.1. Bewerking van het LISZ-materiaal	20
4.2. Regressie-analyse en de methode van gepaarde waarnemingen	23
5. Resultaten	28
5.1. De verdeling van enkele variabelen over de verschillende vormen van samenwerking	28
5.2. Verklaringsmodellen voor verschillende verwijscijfers, opname- en verpleegduurcijfers; vergelijking met eerder verricht onderzoek	34
5.2.1. Inleiding	34
5.2.2. Structuurvergelijking verwijscijfers	34
5.2.3. Structuurvergelijking opnamecijfers	44
5.2.4. Structuurvergelijking verpleegduurcijfers	47
5.2.5. De structuurvergelijking van enkele verwijscijfers per specialisme	48
5.3. Verschillen in verwijscijfers tussen de samenwerkingsvormen	53
5.3.1. Verschillen in opnamecijfers, verpleegduurcijfers en ligduur tussen samenwerkingsvormen	55
5.4. Verschil tussen gezondheidscentra resp. groepspraktijken en overige praktijken getest door middel van gepaarde waarnemingen	58
6. Samenwerkingstijd en verwijscijfers - een eerste exploratie	61
6.1. Inleiding	61
6.2. Enkelvoudige relaties	62
6.3. Invloed van enkele variabelen op het verband tussen verwijscijfers en multidisciplinaire samenwerking	64
Literatuur	69
Bijlagen	

SAMENVATTING

Dit interimrapport behandelt de vraag of het werken in formele samenwerkingsverbanden in de eerstelijns samengaat met lagere verwijscijfers naar specialisten en lagere opname- en verpleegduurcijfers.

Deze vraagstelling vormt het eerste onderdeel van een project, waarin zal worden uitgezocht of er tussen het samenwerken in de eerstelijns en de hoogte van de medische consumptie statistische en causale relaties gelegd kunnen worden.

Het werken binnen een samenwerkingsverband is slechts een (beperkte) operationalisering van samenwerking. Het betreft alleen de formele samenwerking. Over inhoud en intensiteit van die samenwerking zegt het weinig. Eigenlijk weten we alleen dat huisartsen in gezondheidscentra en groepspraktijken meer of minder met elkaar en met andere hulpverleners samenwerken op het vlak van de patiëntenzorg (inhoudelijke samenwerking). Het gezondheidscentrum is daarbij de samenwerkingsvorm die bij uitstek gekenmerkt wordt door multidisciplinaire samenwerking. De andere samenwerkingsverbanden die in het onderzoek zijn betrokken, hebben veeleer een financieel-economische achtergrond dan dat we inhoudelijke samenwerking mogen verwachten. We veronderstelden dan ook dat solopraktijken met assistenten het minst van solopraktijken zouden verschillen, associaties en groepspraktijken meer en gezondheidscentra het meest.

Het analysemateriaal bestond voornamelijk uit gegevens van het Landelijk Informatie Systeem Ziekenfondsen (LISZ), die op praktijkniveau werden geanalyseerd. Gegevens over de verschillende vormen van samenwerking werden betrokken van het huisartsenregistratiesysteem van het Nederlands Huisartsen Instituut (NHI).

De samenwerkingsvorm is overigens niet de enige variabele die het verwijscijfer beïnvloedt. Van een aantal andere variabelen (afstand tot ziekenhuis, leeftijd van de patiënten, urbanisatiegraad en regio bijv.) is de invloed door een aantal auteurs (meestal op geaggregeerd niveau) geanalyseerd. We onderzochten of de samenwerkingsvorm op zichzelf invloed heeft op het verwijscijfer, terwijl voor alle andere variabelen gecontroleerd is.

De invloed van de 'versturende' factoren uitschakelen is in dit onderzoek

op twee verschillende manieren uitgevoerd. Eén methode maakt gebruik van statistische technieken, te weten variantie-analyse en multiple regressie-analyse. Deze methode maakt het ook mogelijk de resultaten te vergelijken met eerder verricht onderzoek. Voor deze methode is alleen gebruik gemaakt van gegevens over 1978.

Bij de andere methode wordt de invloed van de verschillende variabelen uitgeschakeld door voor elk gezondheidscentrum een groep artsen (de controlegroep) te selecteren die voor de verschillende variabelen dezelfde waarde hebben (bijvoorbeeld afstand tot ziekenhuis = 0). Als men zo 'paren' heeft samengesteld, kan men met een vrij eenvoudige test vaststellen of de gezondheidscentra of groepspraktijken significant afwijken van de controlegroep. Productiegegevens van 1977 t/m 1980 werden zo geanalyseerd.

Resultaten

De methode van gepaarde waarnemingen levert voor de gezondheidscentra voor alle jaren statistisch significant lagere verwijscijfers op. Voor de opname- en verpleegduurcijfers kon dat verschil niet vastgesteld worden (alleen gegevens over 1977, 1978). De groepspraktijken vertonen geen enkel significant verschil met de controlegroep.

Dezelfde resultaten worden bij de regressie-vergelijkingen gevonden. Gezondheidscentra en in mindere mate associaties vertonen een duidelijk lager verwijscijfer dan solo-artsen als voor alle belangrijke variabelen is gecontroleerd. De structuurvergelijkingen voor opname- en verpleegduurcijfers leveren geen significante invloed van één van de samenwerkingsvormen op. Wel kan vermeld worden dat indien het opnamecijfer uit de vergelijking van het aantal verpleegdagen per 1000 ziekenfondspatiënten wordt weggelaten, het gezondheidscentrum minder verpleegdagen heeft.

Overigens blijkt bij de uitgevoerde variantie-analyse dat de samenwerkingsvorm als geheel wel een significante invloed op de ligduur en het aantal verpleegdagen per 1000 ziekenfondsverzekerden heeft.

De significante resultaten van de variantie-analyse zijn hierna in het kort weergegeven.

TABEL A Gemiddelde verwijs-, ligduur- en verpleegduurcijfers per samenwerkingsvorm (1978)

	Solo-arts	Solo + assistent	Associaties	Groepspraktijk	Gezondh.-centrum
VERWIJSCIJFERS					
-Zonder correctie	470	440	446	455	426
-Na correctie	467	462	457	454	425
VERPLEEGDAGEN PER OPNAME (LIGDUUR)					
-Zonder correctie	16.9	16.3	16.0	15.7	15.2
-Na correctie	16.7	16.5	16.6	16.4	16.1
VERPLEEGDAGEN PER 1000 ZF-PATIËNTEN					
-Zonder correctie	1956	1837	1824	1783	1728
-Na correctie	1929	1920	1921	1881	1881
-Correctie met weglating opn.cijfers	1938	1907	1908	1847	1776

In de regressie-analyse blijkt de afstand tot het ziekenhuis een belangrijk negatieve invloed op het verwijscijfer uit te oefenen. De gemiddelde leeftijd en de specialistendichtheid beïnvloeden het verwijscijfer positief. In het zuiden wordt aanzienlijk meer verwezen en in het oosten en midden iets minder dan in het westen van het land. In de middelgrote stad wordt het meest verwezen, daarna in de grote steden en het minst op het platteland. Drie andere variabelen blijken nog een negatieve invloed op het verwijscijfer te hebben. Dat zijn het inkomensniveau in de gemeente, het percentage mannen en het aantal ziekenfondspatiënten in de praktijk. Het vestigingsjaar tenslotte heeft geen invloed op het verwijscijfer.

De belangrijkste beïnvloedende variabelen van het opnamecijfer zijn het verwijscijfer, het percentage patiënten jonger dan 5 jaar, het beddenaanbod, de afstand tot het ziekenhuis en de regio. Op het aantal opnamen per verwijskaart heeft eigenlijk alleen het percentage jongeren een merkbare invloed.

Het aantal verpleegdagen per 1000 patiënten wordt zeer sterk bepaald door het opnamecijfer, terwijl de gemiddelde leeftijd, het beddenaanbod en de urbanisatiegraad ook aan de variantie bijdragen.

De ligduur wordt in belangrijke mate bepaald door de gemiddelde leeftijd van de ziekenfondspraktijk.

De analyse van de verwijscijfers voor een aantal specialismen leverde nog enige interessante resultaten op. Het bleek dat de verschillende samenwerkingsvormen vooral bij interne geneeskunde lagere verwijscijfers vertonen. Gezondheidscentra vertonen significant lagere verwijscijfers bij interne geneeskunde, psychiatrie (inclusief zenuw- en zielsziekten) en gynaecologie. Ook associaties hebben lagere verwijscijfers voor gynaecologie.

Het zijn vooral de beschouwende specialismen waar het verschil tussen de samenwerkingsvorm en solo-artsen tot uitdrukking komt. Mogelijk is men door samenwerking in staat verwijzingen 'ter diagnose' te beperken. Tegen onze verwachting in blijkt het verwijscijfer voor orthopedie niet significant door één van de samenwerkingsvormen beïnvloed te worden. Dit ondanks de samenwerking met fysiotherapeuten in veel centra. Het verwijscijfer voor orthopedie blijkt overigens in het zuiden aanzienlijk hoger te zijn dan in de rest van het land. Ook het aantal orthopeden heeft een sterk verhogende invloed op het verwijscijfer.

In het laatste hoofdstuk van dit rapport wordt een bescheiden poging gedaan inzicht te krijgen in de vraag waarom gezondheidscentra minder verwijzen. Het aantal inhoudelijke overleguren van huisartsen wordt daarbij als indicator voor de intensiteit van samenwerking gebruikt.

Deze indicator blijkt echter niet in staat de variantie in verwijscijfers te verklaren. De uitgevoerde berekeningen leveren het moeilijk te interpreteren resultaat op dat centra zonder multidisciplinair overleg het minst verwijzen en centra met veel overleg het meest. Overigens is het verband niet lineair en evenmin significant. Mogelijk levert een nauwkeuriger meting van de samenwerkingstijd en informatie over andere aspecten (waaronder bijvoorbeeld onderlinge consultatie) een beter te interpreteren beeld op.

In de tweede fase van het onderzoek zal juist aan de factoren die het verschil in verwijscijfer kunnen verklaren veel aandacht geschonken worden. In het voorjaar van 1984 zal overigens nog een rapport verschijnen, waarin de samenwerking buiten gezondheidscentra en groepspraktijken zal worden geanalyseerd.

1. INLEIDING

Samenwerken in de gezondheidszorg heeft niet geheel ten onrechte de warme belangstelling van beleids- en onderzoeksinstanties. Gedeeltelijk vanuit ideële motieven en gedeeltelijk uit sociaal-economisch oogpunt is ook het van oudsher solistisch uitgevoerde beroep van huisarts steeds meer in de samenwerkings sfeer terecht gekomen. Niet alleen werken nu vrijwel alle huisartsen wel op een of andere manier samen in een waarneemregeling, een aanzienlijk aantal artsen heeft zich tevens geassocieerd met één of meerdere collega's (duo- en groepspraktijken). Ook de samenwerking met andere hulpverleners in de eerstelijns neemt waarschijnlijk een belangrijke plaats in. Verder werkt een onbekend aantal artsen in zogenaamde home-teams. Dat zijn samenwerkingsvormen waarin naast de huisarts het maatschappelijk werk, de wijkverpleging en mogelijk nog andere hulpverleners participeren. Wanneer zo'n home-team een gemeenschappelijke huisvesting betreft, noemen we dat een gezondheidscentrum. Vooral over deze laatste vorm van samenwerking gaat het in dit rapport. Daarnaast komen de groepspraktijken, duopraktijken en solo-artsen aan bod.

De focus op gezondheidscentra is niet toevallig. Deze vorm van samenwerken heeft nogal wat specifieke aspecten. In de eerste plaats omdat de hulpverleners vaak vanuit een bepaalde filosofie in een gezondheidscentrum zijn gaan werken. Volgens hen wordt zo het idee van de integrale gezondheidszorg het beste vorm gegeven en kan zo beter worden ingespeeld op het toenemen van het psychosociale klachtenaanbod in de huisartspraktijk. Een tweede aspect, dat ook in de politiek veel tongen losmaakt, is het loondienstverband dat in sommige gezondheidscentra als ideaal wordt gezien. Een derde, en zeker niet onbelangrijk aspect, zijn de subsidieregelingen, waarvan gezondheidscentra gebruik kunnen maken. Vooral door mensen die niet overtuigd zijn van het nut van gezondheidscentra in kwalitatieve zin, wordt die subsidiestroom als onaanvaardbaar gekenschetst. Men ziet in deze subsidie een bevoordeling van de centra ten opzichte van de solistisch werkende huisarts, die immers geen subsidie krijgt.

Gezien de vele discussies voor en tegen het stimuleren en subsidiëren van gezondheidscentra (zie bijv. Inzet, 1982) is het niet verwonderlijk dat de Ziekenfondsraad geïnteresseerd is in evaluatief onderzoek naar het

functioneren van gezondheidscentra. Zo werd in 1979 een rapport van de ZFR gepubliceerd, (ZFR, 1979), waarin het functioneren van acht gezondheidscentra werd geëvalueerd. Ook naar de financiële problematiek van gezondheidscentra wordt onderzoek verricht. Een eerste rapport over de problematiek van gezondheidscentra met hulpverleners in loondienst is al gepubliceerd (Peters, 1982). De problematiek van centra met artsen niet in loondienst wordt momenteel onderzocht.

Ook door lokale ziekenfondsen wordt onderzoek gesubsidieerd; zo voert het IVG een onderzoek uit naar het functioneren van samenwerkingsverbanden in Noord-Brabant (v. Brunschot, 1982).

In Amsterdam werd in 1982 over deze problematiek het zogenaamde FAG-rapport gepubliceerd. In het onderzoek 'Samenwerken en Verwijzen', waarvan dit interimrapport een eerste rapportage vormt, wordt uitgebreid naar de samenwerking en de mogelijke consequenties gekeken. Het onderzoek is gesplitst in twee duidelijk te onderscheiden fasen.

In de eerste fase wordt aandacht geschonken aan de vraag of 'het nu wel zo is', dat wil zeggen: is het inderdaad zo dat de aangetroffen verschillen niet toe te schrijven zijn aan andere factoren, waarvan bekend is dat ze het verwijscijfer van huisartsen sterk beïnvloeden. Afhankelijk van de resultaten van de eerste fase zal dan worden uitgezocht of 'het nu wel zo werkt'. Stel dat de verschillen tegen toetsing bestand zijn, waardoor worden die verschillen dan veroorzaakt? Zijn het huisartsen met andere opvattingen en werkwijzen, ligt het aan het samenwerkingsproces? Voor de invulling van die tweede fase worden eind 1983 concrete voorstellen gedaan.

Dit rapport is een deelrapportage van de eerste fase van het onderzoek. De vraag of de gevonden lagere verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers van groepspraktijken en gezondheidscentra tegen statistische toetsing bestand zijn, komt hier uitgebreid aan de orde. In een tweede deelrapport, dat begin 1984 gepland is, zal over een inventarisatie van samenwerking buiten gezondheidscentra en groepspraktijken gerapporteerd worden. Daarbij zal ook de vraag aan de orde komen of wellicht de mate van samenwerking bij de solo- en duo-artsen op dezelfde manier als bij de wijkgezondheidscentra en groepspraktijken de productiecijfers in de tweedelijns beïnvloedt.

De inhoud van dit rapport is in een aantal onderdelen te splitsen. Eerst wordt een beeld geschetst van het onderzoek dat tot nu toe op het gebied van samenwerking en productiecijfers in de tweedelij is gedaan (hoofdstuk 2). Daarna wordt een nadere definitie gegeven van de belangrijkste variabelen (samenwerken en verwijzen) en worden de verschillende variabelen besproken die invloed uitoefenen op het verwijscijfer (hoofdstuk 3).

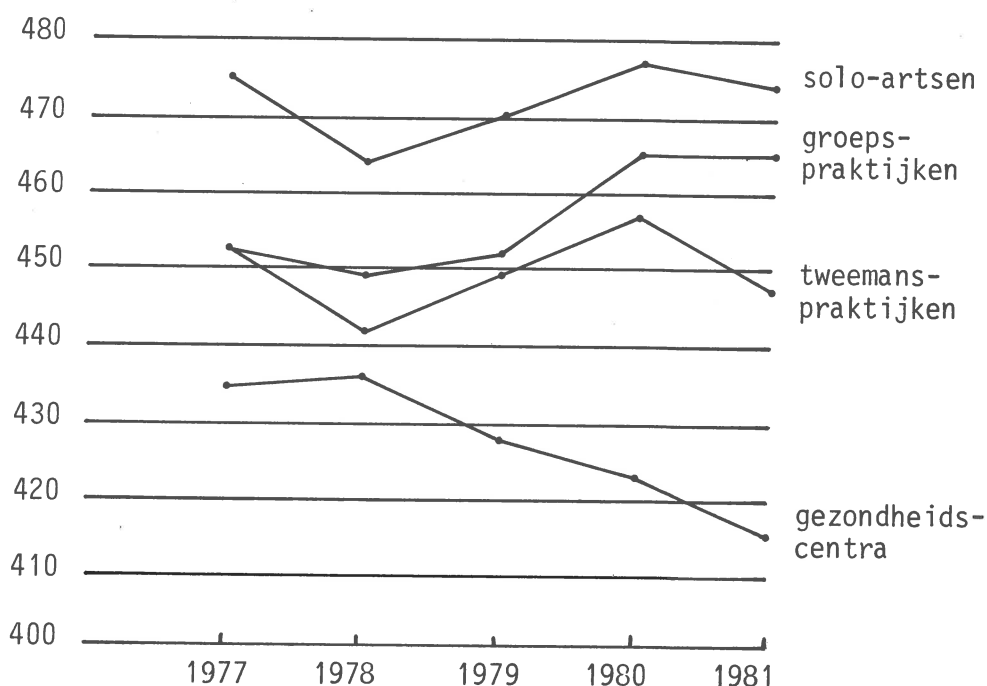
In hoofdstuk 4 komen de technische aspecten aan de orde. Er wordt verantwoording afgelegd van de bewerkingen die het LISZ-materiaal heeft ondergaan en van de gebruikte methoden om de statistische relatie te kunnen berekenen. Lezers die voornamelijk in de resultaten zijn geïnteresseerd, kunnen dit hoofdstuk zonder veel bezwaar overslaan. De resultaten kan men in hoofdstuk 5 vinden. Omdat verschillende methoden zijn gebruikt zal men in dit hoofdstuk een aantal vergelijkbare resultaten tegenkomen. De meest inzichtelijke presentatie kan men vinden in hoofdstuk 5, paragraaf 3. In hoofdstuk 6 wordt geprobeerd één van de operationalisaties van samenwerking met betrekking tot de hoeveelheid tijd die daaraan besteed wordt, in relatie te brengen met verwijsgegevens.

2. STAND VAN ZAKEN

In verschillende publicaties wordt er op gewezen dat gezondheidscentra, maar ook tweemanspraktijken, gekenmerkt worden door lagere verwijscijfers dan praktijken die door artsen alléén gevoerd worden.

De belangrijkste bron van gegevens is steeds het Landelijk Informatie Systeem Ziekenfondsen, dat sinds 1977 in het LISZ-jaarboek een tabel produceert, waarin verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers zijn gerangschikt naar organisatievorm van de praktijk. Uit deze tabellen blijkt voor alle vijf jaren waarover nu gegevens beschikbaar zijn een verschil tussen de verschillende praktijkvormen te bestaan. Het verwijscijfer van de solopraktijken is steeds het hoogst, groepspraktijken staan op de tweede plaats, daarna komen de tweemanspraktijken, terwijl gezondheidscentra duidelijk het laagste verwijscijfer vertonen. Zoals grafiek 2.1 laat zien wordt het verschil in de loop der jaren steeds groter tussen gezondheidscentra en de andere praktijkvormen. Het verwijscijfer van gezondheidscentra is in 1981 zo'n 12 % lager dan dat van solopraktijken. Een dergelijk groot verschil kan niet genegeerd worden. Opvallend is overigens dat de opnamecijfers en de verpleegduurcijfers van de verschillende samenwer-

GRAFIEK 2.1. Aantal verwijskaarten per 1000 ziekenfondsverzekerden naar organisatievorm van de ziekenfondspraktijk



Bron: Jaarboeken LISZ

kingsvormen een minder opvallend verschil vertonen.

De grote vraag is natuurlijk welke conclusies uit die verschillen getrokken mogen worden. Voorstanders van de met financiële problemen worstelende gezondheidscentra gebruiken deze cijfers om hun bestaansrecht te rechtvaardigen (zie bijvoorbeeld het FAG-rapport, 1982, dat we iets verderop kort zullen bespreken). Het blijft moeilijk op grond van globale cijfers kwalitatieve uitspraken te doen. Twee medewerkers van de VNZ, sectie Informatiesystemen (Van Pesch-Weenink en Collaris, 1983) wagen zich bij een bespreking van de gevonden verschillen niet aan een uitspraak over de kwaliteit van de praktijkuitoefening van solo-artsen en gezondheidscentra, maar menen op grond van het aantal opnemingen per 1000 verwijskaarten wel te mogen concluderen dat huisartsen in gezondheidscentra minder snel verwijzen. Of dat minder snelle verwijzen het gevolg is van de andere werkwijze in gezondheidscentra, en hoe dat dan in zijn werk gaat, is een vraag die we hier niet verder zullen uitdiepen. Dat komt mogelijk in de tweede fase van het onderzoek aan de orde. We bepalen ons hier tot de vraag of de geconstateerde verschillen wellicht ('weg'-)verklaard kunnen worden door factoren die met de praktijkvorm weinig of niets te maken hebben. Door Van Duuren en Hupkens (1981) wordt op basis van LISZ-gegevens uitgerekend tot welke besparing het werken in een samenwerkingsverband kan leiden. De auteurs zijn zich terdege bewust van de invloed die 'bepaalde variabelen' op het verwijscijfer hebben.

Door correctie van het verwijscijfer voor de urbanisatiegraad en door aan nemelijk te maken dat de verschillen in verwijscijfers niet veroorzaakt worden door de grootte van de ziekenfondspraktijk en de bereikbaarheid/aanwezigheid van tweedelijnsvoorzieningen, wordt de invloed van drie belangrijke variabelen uitgeschakeld.

Met betrekking tot de leeftijds-geslachtsopbouw wordt tenslotte opgemerkt dat die waarschijnlijk in sterke mate zal correleren met de urbanisatiegraad, waarvoor al gecorrigeerd was. Op grond van de bespreking van deze vier factoren trekken Van Duuren en Hupkens de conclusie dat het de mate van samenwerking moet zijn die het verwijscijfer beïnvloedt.

Een reactie op dit stuk bleef niet lang uit. Dopheide en Van der Zee lieten ook op basis van LISZ-materiaal zien dat de meeste opmerkingen van Van Duuren en Hupkens ondersteund kunnen worden, met uitzondering van de conclusie met betrekking tot de leeftijds-geslachtsverdeling. Zij achten

de argumentatie van Van Duuren en Hupkens, dat in de grote steden meer bejaarden wonen dan in de kleinere plaatsen, te globaal van karakter. Als gezondheidscentra nu eens overwegend in 'jonge' buitenwijken gesitueerd zouden zijn, zouden die praktijken daarmee ook een jongere praktijkpopulatie en een lager verwijscijfer hebben. Inderdaad blijkt dan ongeveer de helft van het aantal gezondheidscentra in nieuwbouwwijken gevestigd te zijn, zodat op grond van die constatering het verschil in verwijscijfers - althans gedeeltelijk - verklaard kan worden. Beide auteurs trekken de conclusie dat het alleszins de moeite waard is de relatie tussen samenwerken en verwijzen eens nader te onderzoeken.

Het onderhavige onderzoek past precies in de aanbevelingen voor nader onderzoek, zoals die in het artikel van Dopheide en Van der Zee zijn neergeschreven.

Overigens zijn reeds twee publicaties verschenen, waarin op basis van regressievergelijkingen met een aantal belangrijke variabelen, waaronder leeftijd (SOSEL, 1982) en op basis van gepaarde waarnemingen (ZFR, 1979) een aanzet tot een verantwoord onderzoek is gegeven. Het rapport van de werkgroep Financiering Amsterdamse Gezondheidscentra (FAG) komt op basis van een vergelijking van produktiecijfers van huisartsen in Amsterdamse gezondheidscentra (17 artsen in 7 gezondheidscentra) en solo-huisartsen in dezelfde buurt (38) tot de conclusie dat er zowel wat betreft het aantal verwijskaarten alsook de opnamen en verpleegduur door de gezondheidscentra een aanzienlijke besparing wordt bewerkstelligd. Het verschil wordt op een bedrag van f 47.500,= per 1000 verzekerden per jaar becijferd. Alhoewel het FAG-rapport een gedegen indruk maakt, zijn er op het kwantitatieve onderzoek wel een paar aanmerkingen te maken. We vragen ons bijvoorbeeld af hoe de onderzoekers individuele produktiecijfers van huisartsen in gezondheidscentra hebben kunnen samenstellen. Naar onze mening kan men die cijfers beter per centrum berekenen, omdat ziekenfondsen over het algemeen de verschillende artsen administratief gezien niet strikt gescheiden (behoeven te) houden, ook al omdat deze artsen regelmatig voor elkaar waarnemen. Het aantal waarnemingen daalt dan van 17 naar 7, hetgeen natuurlijk consequenties heeft voor de significantietoetsen.

Een suspect verwijscijfer wordt in buurt 1 gevonden; 836.5 verwijskaarten per 1000 verzekerden (tabel 2 op blz. 7.5) 99 % van alle huisartsen in

Nederland heeft een lager verwijscijfer.

Een dergelijk uitzonderlijk verwijscijfer is natuurlijk niet onmogelijk*, maar wanneer in een regressievergelijking met duidelijk extreme gevallen wordt gerekend, kunnen deze extreme gevallen in belangrijke mate het resultaat bepalen. Gezien het aantal solo-artsen in deze buurt (6, oftewel 10 % van het totaal) mag hier een dergelijk effect worden verondersteld. Ook de gevonden invloed van de leeftijd van de arts op het verwijscijfer wijst daarop. De gemiddelde leeftijd van de solo-artsen in de bewuste buurt 1 is relatief hoog (51 jaar). De onderzoekers zijn blijkbaar ook niet erg gelukkig met deze 'vondst' en laten de variabele in hun uiteindelijke verklaringsmodel weg.

Een eerder uitgevoerd onderzoek naar het functioneren van gezondheidscentra, dat werd uitgevoerd in opdracht van de Ziekenfondsraad (1979), bleef steken in het probleem van te weinig waarnemingen. Op basis van een vergelijking van 8 gezondheidscentra met zorgvuldig samengestelde controle-groepen, kon toen geen significant verband worden vastgesteld. Wel werd door deze onderzoekers geconstateerd dat de samenhang wel in de verwachte richting was.

Conclusie

Uit de verschillende publicaties die over de samenhang tussen verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers enerzijds en de verschillende vormen van samenwerking anderzijds zijn verschenen, blijkt die samenhang zonder uitzondering te bestaan. De statistische toetsing van die samenhang blijkt echter nog op problemen te stuiten. Of men heeft niet alle relevante variabelen ter beschikking (Van Duuren en Hupkens, Dopheide en Van der Zee), of men moet zich behelpen met een gering aantal waarnemingen (ZFR, FAG).

*Aangezien het percentage 65-plussers van deze artsen op het landelijk gemiddelde zit, is dit cijfer echter wel onwaarschijnlijk hoog.

3. VRAAGSTELLING

3.1. Inleiding

In dit interimrapport komt de vraag aan de orde in hoeverre de gevonden lagere verwijscijfers van gezondheidscentra en andere formele samenwerkingsverbanden bestand zijn tegen statistische toetsing, waarbij in die toetsing variabelen worden betrokken die een bewezen invloed hebben op het verwijscijfer.

Ook opname- en verpleegduurcijfers zullen op diezelfde manier onderzocht worden.

Een nauwkeurige beantwoording van deze vraagstelling kwam binnen het NHI binnen de mogelijkheden, omdat in het kader van het project 'Tussen 1e en 2e echelon' vrijwel al het benodigde materiaal voor onderzoek geschikt was gemaakt. De kern van dat materiaal bestond uit verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers van 1974-1978. Daarnaast waren gegevens verzameld over het aanbod aan tweedelijnsvoorzieningen (per gemeente), de afstand tot een ziekenhuis en enige demografische variabelen.

Naast deze gegevens, waarvan de onderlinge samenhang door een aantal auteurs (Rutten, Posthuma en v.d. Zee, Kruidenier) reeds uitvoerig onderzocht is, konden we voor dit project beschikken over een aantal praktijkkenmerken ontleend aan de huisartsenregistratie van het NHI, zoals vestigingsjaar van de betreffende arts(en) en de samenwerkingsvorm.

De hoeveelheid tijd die gezondheidscentra en groepspraktijken aan overleg besteden en de leeftijds-geslachtsverdeling van de ziekenfondspraktijken completeren de gegevens.

In de volgende paragraaf zullen de verschillende variabelen en de verwachte invloed op het verwijscijfer worden besproken. Allereerst zullen we de onafhankelijke en de afhankelijke variabelen die de hoofdrol in dit interimrapport vertolken nauwkeuriger definiëren.

3.2. Samenwerken

Samenwerking is een begrip waaraan verschillende dimensies kunnen worden onderscheiden. In ons onderzoek is van belang het onderscheid in geformaliseerd-niet geformaliseerd, de hoeveelheid tijd die aan samenwerking besteed wordt, de disciplines die bij de samenwerking betrokken zijn en

de inhoud van de samenwerking. In de vraagstelling voor dit rapport zagen we al dat we alleen de geformaliseerde samenwerking beschouwen. Met geformaliseerde samenwerking wordt hier samenwerking bedoeld die op een of andere manier (meestal via een -arbeids- contract of een akte), formeel is vastgelegd. Een formele akte betekent echter niet dat men dan ook inhoudelijke samenwerkingsactiviteiten ontplooit op het vlak van de patiëntenzorg. Wel is aannemelijk dat formele samenwerking in veel gevallen samengaat met inhoudelijke samenwerking. Een formele samenwerking kan zelfs de formalisering van reeds bestaande inhoudelijke samenwerking zijn, zoals dat bijvoorbeeld bij het home-team Maastricht-West is gebeurd, dat zich als gezondheidscentrum heeft gevestigd (Lodewick e.a., '76). Wanneer er sprake is van (inhoudelijke) samenwerking kan dat incidenteel en oppervlakkig zijn, maar ook regelmatig en intensief.

Wanneer samenwerking effecten heeft op bijv. het verwijscijfer, kunnen verschillen in intensiteit van die samenwerking wellicht ook tot verschil in effect leiden. Een belangrijk indelingsprincipe is de samenstelling van de groep hulpverleners die samenwerken. We spreken van mono-disciplinaire samenwerking als die groep is samengesteld uit hulpverleners van één discipline (in ons onderzoek uitsluitend huisartsen).

Bi-disciplinaire samenwerking betreft samenwerking tussen huisartsen en één andere discipline. Multidisciplinaire samenwerking vindt plaats als tenminste drie verschillende disciplines aan de samenwerking deelnemen.*

Met betrekking tot de inhoud van de samenwerking kunnen we vooralsnog twee indelingen maken. De eerste indeling heeft te maken met het onderwerp van overleg. We kunnen daarbij onderscheiden:

- organisatorisch overleg, waarbij vooral huishoudelijke zaken aan de orde zijn;
- patiëntenoverleg, waarbij de behandeling (of diagnose) van specifieke patiënten aan de orde is;
- overleg over samenwerking, waarbij het samenwerken als zodanig en het functioneren daarvan wordt besproken;
- informeel overleg: koffie- of borrelbijeenkomsten, die voornamelijk een sociaal doel hebben.

*Veelal zal men de indeling monodisciplinair-interdisciplinair-multidisciplinair tegenkomen, die echter minder eenduidig is.

- nascholings- en toetsingsbijeenkomsten, waarbij deskundigheidsbevordering voorop staat.

Een indeling vanuit de inzichten van de organisatiekunde wordt gegeven door Visser (1980). De essentie van deze indeling is dat er een hiërarchische indeling van samenwerking gegeven kan worden naar aanleiding van een drietal criteria: onderlinge uitwisseling van informatie, gemeenschappelijke uitgangspunten en gedeelde verantwoordelijkheid.

Zoals al gezegd beperken we ons in dit rapport uitsluitend tot een indeling naar formele samenwerkingsvorm. We beschrijven deze vormen hier met - waar mogelijk - verwijzing naar de andere indelingsprincipes.

- a. *Solo-praktijk met assistent*. Vanuit verschillende motieven kan een solo-arts een assistent aanstellen. De praktijkomvang kan te groot zijn voor één huisarts. De praktijkhouder kan vanwege eigen gezondheidsproblemen of nevenwerkzaamheden niet genoeg tijd vrijmaken voor zijn praktijk. Ook komt het voor dat familiebanden een rol spelen (zoon is assistent bij vader of andersom; vrouw is assistente bij echtgenoot). Vooral economische aspecten spelen bij deze vorm van samenwerken een rol; zelden zal de wens tot inhoudelijke samenwerking een rol spelen.
- b. *Associatie*. De motieven om een associatie aan te gaan kunnen dezelfde zijn als bij solo + assistent. Het verschil is dan de meer gelijkwaardige positie van de participanten. De wens om (in monodisciplinair verband) samen te werken met betrekking tot inhoudelijke zaken kan hier echter ook een rol spelen (zie bijv. rapportage rond home-team Maastricht-West).
- c. *Groepspraktijk*. Tenminste drie artsen werken samen in één praktijkgebouw. Alhoewel niet altijd het samenwerkingsmotief de hoofdrol zal hebben gespeeld bij de vorming van groepspraktijken, geldt voor de meeste groepspraktijken toch wel dat de huisartsen zowel monodisciplinair als bi-disciplinair samenwerken, terwijl ook multidisciplinaire samenwerking voorkomt in ongeveer de helft van de groepspraktijken (Van der Zee, 1979). Overleg dat binnen groepspraktijken plaatsvindt is in veel gevallen patiëntgericht. De aard en omvang van de samen-

werking in groepspraktijken is voor het jaar 1978 overigens bekend.

- d. *Gezondheidscentra*. Deze samenwerkingsverbanden hebben veelal omschreven doelstellingen, waarin het streven naar 'integrale hulpverlening' is opgenomen. Op een enkele uitzondering na wordt in gezondheidscentra multidisciplinair overleg gepleegd tussen huisartsen, maatschappelijk werkers en wijkverpleegkundigen en in veel gevallen nog andere hulpverleners. Ook bi-disciplinair en monodisciplinair overleg vindt hier plaats. Wat dat betreft vormen gezondheidscentra de overtreffende trap van samenwerking. Evenals van groepspraktijken zijn van de meeste centra gegevens beschikbaar.
- e. *Solo-artsen* hebben voor zover bekend geen geformaliseerde samenwerking met andere hulpverleners in de eerstelijns. Wel kunnen solo-artsen zeer nauw met elkaar of met andere hulpverleners samenwerken (bijvoorbeeld in een home-team). Evenals bij artsen in duopraktijken is echter volledig onbekend of en hoe intensief wordt samengewerkt.*

Alhoewel momenteel niet bekend is hoeveel er door solo- en duopraktijkhoudende huisartsen wordt samengewerkt, kunnen we toch stellen dat als de geformaliseerde samenwerking als indicator voor 'samenwerking' moet dienen, we mogen veronderstellen dat gezondheidscentra als groep de beste indicator is. Groepspraktijken komen op de tweede plaats, associaties op de derde en solo-praktijken met assistent op een vierde plaats, waarbij we ons mogen afvragen of deze laatste groep wel wezenlijk verschilt van de solo-artsen, die op de laatste plaats komen.

We hanteren daarbij de premisse dat uiteindelijk de inhoudelijke samenwerking bepalend is voor een andere werkwijze en daarmee indirect voor een lager verwijscijfer.

3.3. Verwijzen

De ontwikkeling van gezondheidscentra is onder meer voortgekomen uit 'zorgwekkende' ontwikkelingen, die leiden tot een ongebreidelde groei van

*Binnen het project zal door middel van een enquête bij een representatieve steekproef van solo- en duo-artsen in deze leemte worden voorzien. De resultaten zullen begin 1984 bekend zijn.

de intramurale gezondheidszorg, waarbij het zwaartepunt vooral ligt bij het curatieve en somatische aspect.*

Een multidisciplinaire, geïntegreerde en gecoördineerde benadering van de gezondheidszorg en welzijnszorg in de eerstelijns kan volgens de filosofie van gezondheidscentra de eerstelijnsgezondheidszorg versterken. Die aanpak kan leiden tot verbetering van de kwaliteit van de hulpverlening en daarmee tot afremming van de toenemende kostenstijging in de gezondheidszorg door:

- rationeler gebruik van geneesmiddelen;
- ontlasten van hogere echelons.

Tot zover de filosofie. Duidelijk blijkt hier dat gezondheidscentra zich niet zozeer een lager verwijscijfer ten doel hebben gesteld, maar dat lagere verwijscijfers wel een logisch gevolg zullen zijn van de multidisciplinaire aanpak. Deze opmerkingen worden ook al in het 'onderzoek naar het functioneren van gezondheidscentra' (Ziekenfondsraad, 1979) gemaakt. Alhoewel het verwijscijfer een belangrijk output-criterium is, mogen verwijscijfers op zich niet beschouwd worden als het enige evaluatie-aspect met betrekking tot het functioneren van gezondheidscentra. Verwijscijfers zijn bovendien een optelsom van verschillende soorten verwijzingen. Veel verwijzingen zijn pure administratieve handelingen, waarop de huisarts nauwelijks invloed kan uitoefenen. Schattingen van het aantal actieve verwijzingen komen globaal neer op een derde van het totaal aantal verwijzingen (Pel, 1975; Dopheide en Nijhout, 1983). De veronderstelde invloed van de werkwijze van huisartsen op het verwijscijfer kan zeer wel doorkruist worden door de werkwijze van specialisten bijvoorbeeld. Daarnaast speelt ook het 'paramorfe' karakter van verwijscijfers een rol.** Op individueel niveau mogen daarom verwijscijfers niet zonder meer gebruikt worden om de werkwijze van een huisarts te evalueren. In een statistische analyse over grote groepen huisartsen echter werkt de macht

*Citaat uit jaarverslag '74/'75, Wijkgezondheidscentrum Maarssenbroek.

**Zie voor een uitgebreide behandeling van het paramorfe karakter van verwijzingen o.a. Posthuma en v.d. Zee, 1978, p. 30 e.v.

van de grote getallen in het voordeel van de onderzoeker (mits de verstorende factoren normaal verdeeld zijn). Wanneer in die statistische analyse gecontroleerd wordt voor variabelen die een bewezen invloed uitoefenen op het verwijscijfer, mogen wel degelijk uitspraken gedaan worden over groepen van huisartspraktijken.

Gezien de filosofie van gezondheidscentra en op basis van bevindingen bij het gezondheidscentrum Hoensbroek-Noord (Vermeulen, 1973) en in Amsterdam (SOSEL, 1982) verwachten we het grootste effect van de samenwerking overigens bij de verwijzingen naar interne geneeskunde. Dit, omdat huisartsen in een samenwerkingsverband door onderlinge consultatie en wellicht betere diagnostische mogelijkheden minder behoefte hebben aan aanvullend onderzoek door de 'beschouwende' specialisten. Voor het verwijscijfer interne geneeskunde en de interne specialismen* gezamenlijk zullen daarom aparte structuurvergelijkingen worden opgesteld.

Gezien het gegeven dat in gezondheidscentra wordt samengewerkt met andere hulpverleners in de eerstelijns, kan men veronderstellen dat huisartsen een 'verwijzing' naar deze hulpverleners indien mogelijk zullen prefereren boven een verwijzing naar de tweedelijns. Dat zou een lager verwijscijfer kunnen opleveren naar de specialismen die hetzelfde taakgebied bestrijken. Om die reden zijn de volgende verwijscijfers eveneens als afhankelijke variabelen opgenomen:

- verwijscijfer voor psychiatrie**; de maatschappelijk werker en de fysiotherapeut (bij hyperventilatie bijvoorbeeld) en de soms aanwezige psycholoog kunnen dit verwijscijfer beïnvloeden.
- verwijscijfer voor orthopedie; fysiotherapeuten kunnen wellicht het aantal verwijzingen verminderen.
- verwijscijfer voor gynaecologie; van gezondheidscentra die met verloskundigen samenwerken verwachten we een lager verwijscijfer.

*Interne specialismen omvatten: inwendige geneeskunde, kindergeneeskunde, cardiologie, longziekten en tuberculose, reumatologie en maag-, darm- en stofwisselingsziekten.

**Inclusief zenuw- en zielsziekten.

Ook is het verwijscijfer voor oogheelkunde opgenomen als afhankelijke, omdat van dit cijfer wordt gezegd (Posthuma en Van der Zee, 1978, blz. 40) dat de huisarts daarop slechts een geringe invloed heeft. De verwachting is dan ook dat de verschillende samenwerkingsvormen op dit punt nauwelijks zullen verschillen. Het verwijscijfer voor chirurgie is opgenomen vanwege het relatieve aandeel van dit specialisme. Ter complementering wordt ook een vergelijking met alle heekundige specialismen* uitgedraaid.

Volgens een recent gepubliceerd onderzoek uit de registratie samenwerkingsverbanden (Boerma, 1983) blijkt dat veel huisartsen in gezondheidscentra actief zijn in consultatiebureau's voor zuigelingen en kleuters. Deze activiteiten kunnen resulteren in het vinden van meer morbiditeit bij de jeugdigen. Natuurlijk is het ook mogelijk dat deze activiteiten in analogie met inwendige geneeskunde tot een bredere taakuitoefening en daardoor een gering aantal verwijzingen kunnen leiden. Voorlopig hanteren we de verwachting dat samenwerkende artsen een even hoog verwijscijfer voor kindergeneeskunde hebben als solo-artsen.

3.4. Variabelen die het verwijscijfer beïnvloeden

In het voorgaande decennium is veel aandacht besteed aan de verklaring van verschillen in verwijscijfers door economische en demografische factoren. Deze onderzoeken werden op verschillende aggregatieniveau's uitgevoerd, maar de invloed van een aantal variabelen is steeds aanwezig. Door Posthuma en Van der Zee (1977), Rutten (1978), Dopheide (1982) en Kruidenier (1976) worden de volgende variabelen besproken:

1. De afstand van praktijk tot een algemeen ziekenhuis. Wij hanteren de afstand in kilometers van het centrum van de woonplaats, waarin de huisartspraktijk gevestigd is, tot het centrum van de plaats waar het ziekenhuis gevestigd is.
2. De samenstelling van de praktijk naar leeftijd, geslacht en sociaal-economische status (oudere patiënten en vrouwen worden vaker verwezen). Als indicator voor sociaal-economische status wordt het gemiddelde in-

*Heekundige specialismen omvatten: chirurgie, verloskunde en gynaecologie, keel-, neus- en oorheelkunde, orthopedie, plastische chirurgie, neurochirurgie, oogheelkunde en urologie.

komen per inkomenstrekker uit die gemeente genomen. Nadeel is natuurlijk dat het een gemeentekenmerk betreft, en geen praktijkenmerk.

3. Het aantal klinische specialisten en het aantal ziekenhuisbedden per hoofd van de bevolking (bij een groter aanbod aan tweedelijnsvoorzieningen is het aantal verwijzingen groter).
4. De urbanisatiegraad van de gemeente van vestiging (in grote steden is het verwijscijfer hoger).
5. De regio waarin de praktijk gelegen is (in het zuiden is het verwijscijfer hoger).
6. Praktijkgrootte. De resultaten die door verschillende auteurs gepresenteerd worden zijn niet eenduidig. Aangezien wij alleen over de grootte van de ziekenfondspraktijken beschikken, en dus geen exacte schatting kunnen maken van de praktijkdruk, kunnen wij op voorhand geen voorspelling doen over deze relatie.

Ondanks het gegeven dat de invloed van deze variabelen op het verwijscijfer door verschillende auteurs reeds uitputtend is beschreven, kunnen de resultaten van ons onderzoek echter nieuwe informatie opleveren, omdat de analyse geheel op praktijkniveau zal worden uitgevoerd, waarbij alle huisartspraktijken van Nederland betrokken zullen worden. Wel zijn eerder analyses op praktijkniveau uitgevoerd door Raupp (1971) en Dopheide (1982), maar het betrof dan een (selecte) steekproef uit die praktijken, of het betrof slechts een beperkt aantal variabelen (Kruidenier, 1976). Onderzoek op landelijk niveau werd steeds op geaggregeerd materiaal uitgevoerd.* We verwachten daarom vooral van de variabelen die op praktijkniveau bekend zijn een mogelijke andere (sterkere) invloed op het verwijscijfer.

*Zie voor een discussie over voor- en nadelen van het aggregatieniveau Posthuma en Van der Zee (1978) en Van Praag en Van de Ven (1978).

4. GEGEVENSVERZAMELING EN ONDERZOEKSMETHODEN

4.1. Bewerking van het LISZ-materiaal

Van het Landelijk Informatiesysteem Ziekenfondsen kregen wij op computerband de jaarbestanden van 1974 t/m 1978.*

In deze bestanden zijn per huisarts en per ziekenfonds de volgende gegevens opgenomen: de LISZ-code, de ziekenfondscodes, de gemeentecode, het aantal ziekenfondspatiënten, het aantal uitgeschreven verwijskaarten (voor 21 specialismen), het aantal opnamen (voor 21 specialismen), het aantal verpleegdagen (voor 21 specialismen). Van het LISZ werd ook een band ontvangen, waarop per LISZ-code voor 1978 de patiëntenaantallen voor mannen en vrouwen in een veertiental categorieën waren onderverdeeld. In dit bestand was ook de gemeentecode opgenomen.

Voordat er analyses op de bestanden konden worden uitgevoerd, moest een aantal problemen worden opgelost. Het LISZ-systeem is in principe een administratief systeem, met andere doelstellingen dan uitsluitend wetenschappelijke.

Om administratieve redenen worden huisartsen die hun ziekenfondspraktijk beëindigen nog een aantal jaren in het LISZ-systeem gehandhaafd. Om dat probleem het hoofd te bieden werd, met als uitgangspunt het NHI-registratiesysteem van praktizerende huisartsen, nagegaan of alle praktizerende huisartsen wel in het LISZ-bestand terug te vinden waren.

Wanneer we in het LISZ-bestand artsen tegenkwamen die niet meer prakticeerden, werden hun gegevens opgeteld bij die van de eventuele opvolger. Artsen zonder opvolger of met specifieke populaties werden verwijderd. En passant werd, indien nodig, de gemeentecode bijgesteld op de situatie van 1 januari 1979.

Aan het bestand werden daarna de leeftijd van de arts, het vestigingsjaar, een wijkcode, een code voor het al of niet apothekhoudend zijn, het aantal werkdagen per week en een samenwerkingsnummer toegevoegd. Dat samenwerkingsnummer was voor ons van groot belang, omdat we op die manier de gegevens van de verschillende artsen per praktijk konden samenvoegen. Om twee redenen was het noodzakelijk de gegevens per praktijk

*Deze bestanden werden ons onder een aantal strikte voorwaarden ter beschikking gesteld. De belangrijkste daarvan betreft waarborgen m.b.t. de privacy-aspecten van de gegevens.

samen te voegen. Ten eerste bleek dat de ziekenfondsen de verschillende artsen die samenwerken administratief niet altijd onderscheiden. Het komt regelmatig voor dat de verzekerden op naam van één arts staan, terwijl de verwij斯卡arten op naam van een samenwerkende collega staan. Ten tweede is het niet ongebruikelijk dat samenwerkende artsen voor elkaar waarnemen, of dat overvolle spreekuren gedeeltelijk door een collega worden overgenomen.

Deze reductie van het materiaal is voor ons onderzoek natuurlijk niet ideaal. Een deel van de variantie in verwijscijfers van samenwerkende artsen gaat zo verloren. Voor de uitgevoerde statistische analyses heeft deze reductie echter geen consequenties te hebben. We komen daar bij de bespreking van de gevolgde onderzoeksmethodes nog op terug. Mede door de verschillende bewerkingen van het materiaal kunnen er in een omvangrijk data-bestand onnauwkeurigheden optreden. Omdat vooral extreme waarden de uitkomsten van een regressie-vergelijking ernstig kunnen verstoren, werd nog een aantal controles uitgevoerd. Daartoe werden de verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers per arts berekend. De extreme waarden, zowel naar boven als naar beneden, werden bekeken en zo mogelijk verbeterd. Uiteindelijk bleef nog een tiental artsen over met meer dan 1000 verwijzingen per 1000 patiënten. Deze zijn om statistische redenen uit het materiaal verwijderd.

Verdere bewerking

Na alle controles en verbeteringen werden de beschikbare gegevens ge-aggregeerd naar samenwerkingseenheid. Uit het bestand werd een (klein) aantal praktijken verwijderd, dat pas in de loop van 1978 begonnen was.* Bij de verschillende controles was gebleken dat van deze praktijken de gegevens voor ons onderzoek minder geschikt waren. Na de controle op de juistheid van de gemeentecode werd een aantal gegevens, dat op gemeentenniveau bekend is, over het bestand gedistribueerd. We noemen urbanisatiegraad, aantal specialisten per 1000 inwoners, inkomen per inkomenstrekker. Per woonplaats werd de afstand van woonplaats tot dichtstbijzijnde ziekenhuis opgenomen.

*We bedoelen hier uitsluitend nieuw gevestigde praktijken en dus geen overnames van bestaande praktijken.

Een apart bestand werd hieruit geselecteerd, met alleen de gezondheidscentra en groepspraktijken. Aan dit bestand konden gegevens over samenwerking binnen die praktijken worden toegevoegd.

Na al deze bewerkingen, die op papier in kort bestek kunnen worden weergegeven, maar die in werkelijkheid aanzienlijk ingewikkelder waren en veel mens- en computertijd opslokten, konden de voorgenomen analyses worden uitgevoerd, die we in de volgende paragraaf zullen bespreken.

Door de verschillende voorbereidingen werd het beschikbare computerbestand gereduceerd. We geven hieronder in kort bestek de bewerkingen en de bijbehorende cijfers weer.

- Oorspronkelijk LISZ-bestand; uitgesplitst naar huisarts, ziekenfonds	+ 90.000 records
- Aggregatie naar LISZ-nummer	5.604 LISZ-nrs.
- Verwijdering van niet-huisartsen; aggregatie van niet meer praktizerende huisartsen	5.319 huisartsen
- Aggregatie naar praktijkniveau	4.253 praktijken
- Verwijdering pas gevestigde artsen	4.222 praktijken
- Verwijdering extreme verwijsgegevens en praktijken met ontbrekende gegevens	4.191 praktijken
- Analyse bestand	4.191 praktijken

4.2. Regressie-analyse en de methode van gepaarde waarnemingen

Wanneer in een onderzoek zoals het onderhavige de belangrijkste vraagstelling een vergelijking tussen twee groepen betreft voor een beperkt aantal variabelen, met inachtneming van een uitgebreid aantal andere (onafhankelijke) variabelen, kan men in principe twee wegen bewandelen. Men kan multivariate technieken gebruiken, om voor de invloed van onafhankelijke variabelen te controleren, en men kan paren samenstellen, die alleen verschillen op het criterium waarmee ze bij een bepaalde groep worden ingedeeld en de variabelen waarop ze vergeleken zullen worden. Deze laatste methode wordt aangeduid als de methode van de gepaarde waarnemingen.

Bij de multivariate technieken wordt op basis van rekenkundige modellen een schatting gemaakt van de invloed van de variabelen, rekening houdend met de invloed van alle andere of een deel van die andere variabelen. De multiple regressie-analyse werd door ons gebruikt in navolging van eerder verricht onderzoek naar de verklaring van de verschillen (varian-tie) in verwijscijfers. In grote lijnen werd daarvoor dezelfde model-specificatie gebruikt als die van Posthuma en Van der Zee in 'Tussen eerste en tweede echelon' 1 (1977). In de analyse werden echter enige variabelen gebruikt die ons wel, maar Posthuma en Van der Zee niet ter beschikking stonden. We noemen: het aantal full time-specialisten per 1000 inwoners* (Posthuma en Van der Zee moesten zich behelpen met het beddenaanbod); de leeftijds-geslachtsverdeling van de ziekenfondspraktijk (bij Posthuma en Van der Zee de leeftijdsopbouw van de bevolking in de gemeente); het inkomen in guldens per inkomenstrekker** als indicator van de sociaal-economische toestand van de betreffende gemeente; het percentage mannen en enkele artsenkenmerken, zoals vestigingsjaar, leeftijd huisarts, al of niet apotheekhoudend en aantal halve werkdagen per week. Voor de verklaring van de verwijsggegevens werd een aantal alternatieve modellen gehanteerd, waarbij steeds op een andere manier met de leeftijds-factor rekening gehouden werd.

*Bron: Specialistenenquête 1978 van het Nationaal Ziekenhuis Instituut. Voor een nadere verantwoording zie v.d. Zee (1982) blz. 138.

**Bron: CBS.

In een eerste analyse werd gemiddelde leeftijd als verklarende factor ingevoerd. Omdat de relatie tussen leeftijd en totale verwijscijfers bij benadering een lineaire is (zie bijvoorbeeld Dopheide en Van der Zee, 1981), werd gemiddelde leeftijd verkozen boven percentage 65-plussers. Voor de verschillende verwijscijfers per discipline ligt dat echter anders; de relatie met leeftijd is daar zeker geen lineaire. Om die reden werden op basis van de leeftijds- en geslachtsspecifieke verwijscijfers, die gepresenteerd werden door Posthuma (1976), correctiefactoren voor enkele (beschikbare) specialismen berekend. Deze correctiefactoren, die ook te vinden zijn bij Rutten (1978) en Dopheide (1982), geven de relatieve afwijking weer in verwijscijfers, die het gevolg is van een afwijkende gemiddelde leeftijdsverdeling.

Met behulp van de multiple regressie-analyse, waarin dummy's worden ingevoerd voor de variabelen op nominaal niveau, kan zo de invloed van de verschillende variabelen op de verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers aangetoond worden. De resultaten van de multiple regressie-analyses zijn te vinden in hoofdstuk 5.2.

We hebben verder nog een variantie-analyse uitgevoerd, die als voordeel heeft dat de nominale variabelen niet als aparte dummy-variabelen in de berekening worden betrokken. De Multiple Classification Analyses, die door ons werd uitgevoerd, levert voor alle klassen van de nominale variabele in ons geval (de samenwerkingsvariabele) de gemiddelde waarden van de te verklaren variabele (hoofdstuk 5.3.).

De gevolgde multivariate technieken geven een statistisch verantwoord antwoord op de vraag of naast de invloed van alle gemeten factoren de verklarende variabele samenwerkingsvorm een significante invloed heeft op de te verklaren variabele. Velen die op dit soort technieken vertrouwen, zullen de gevolgde aanpak voldoende vinden om op grond van een eventueel gevonden statistisch significant verband te besluiten dat daarmee het bewijs wel voldoende geleverd is. We hebben echter gemeend nog een tweede methode te moeten volgen. Omdat het aantal gezondheidscentra en groepspraktijken in verhouding klein is, kan de invloed van de variabele samenwerkingsvorm verloren gaan in een multiple regressie-analyse. Daarnaast kan

verondersteld worden dat bijvoorbeeld lokale situaties met speciale afspraken tussen huisartsen en ziekenhuizen een (niet gemeten) effect op verwijscijfers zouden kunnen hebben. Het idee is dat in een multiple regressie-analyse voor dergelijke invloeden niet gecontroleerd kan worden. Ook is het mogelijk dat bepaalde variabelen, waarvoor gecontroleerd wordt op de verschillende samenwerkingsvormen, op een tegengestelde manier inwerken. Als een mogelijke oplossing voor dit soort bezwaren werd gekozen voor de methode van de gepaarde waarnemingen.

Gepaarde waarnemingen

Deze methode is, anders dan de vorige waarbij multivariate technieken werden gebruikt, veel inzichtelijker. Bij de methode van de gepaarde waarnemingen wordt simpelweg bij ieder gezondheidscentrum of groepspraktijk een controlegroep van andere praktijken gezocht, die met betrekking tot een aantal kenmerken identiek zijn, of tot op grote hoogte met elkaar te vergelijken zijn.* Het ligt daarbij voor de hand dat deze kenmerken bekende beïnvloeders van het verwijscijfer moeten zijn. Daarnaast kan de gemeente (of regio) als paringscriterium gebruikt worden. Het vestigingsjaar werd ook als criterium gebruikt, omdat wel beweerd wordt dat pas gevestigde huisartsen veelal te maken hebben met trage inschrijving van nieuwe patiënten, waardoor verwijscijfers wel eens kunstmatig hoog kunnen uitvallen. De pas gevestigde gezondheidscentra en groepspraktijken moeten daarom vergeleken worden met recent gevestigde artsen in solo- en duo-praktijken, die bovendien een vergelijkbaar aantal ziekenfondspatiënten hebben.

Voor het paren van de gezondheidscentra en groepspraktijken aan andere praktijken werd gebruik gemaakt van een 'matching'-procedure, ontwikkeld bij de subfaculteit Sociale Wetenschappen van de Rijksuniversiteit Groningen (Haan, 1975).

De procedure berekent voor elk geval uit de populatie waaruit mogelijk 'matches' getrokken kunnen worden, de euclidische afstanden van de match-

*Voor de methodologische overwegingen verwijzen we naar Peschar (1976) en Dessens en Jansen (1982). De bezwaren die aan matches kleven bij pretest-posttest experimentele onderzoeksdesigns, gelden uiteraard niet voor een onderzoek als het onderhavige, waarbij een transversale analyse wordt uitgevoerd.

variabelen tot die van de te matchen gevallen. De procedure voorziet in de mogelijkheid de matchvariabelen een wegingsfactor mee te geven.

In eerste instantie werd door ons geprobeerd de gezondheidscentra en groepspraktijken te paren aan praktijken in dezelfde gemeente. Dat lukte in 40 % van de gevallen. Wanneer in die gemeenten niet voldoende praktijken konden worden gevonden, werden er praktijken bijgezocht uit 'de rest van Nederland' (30 % van de gevallen). De resterende 30 % werd gematched met praktijken uit dezelfde regio.

Steeds werd geprobeerd tenminste drie praktijken als 'match' te selecteren. Als 'matchvariabelen'* werden de volgende kenmerken gebruikt, waarbij de variabele met de hoogste wegingsfactor bovenaan staat. De wegingsfactor werd gekozen op grond van eerder uitgevoerde analyses (o.a. Posthuma en v.d. Zee, 1979).

<u>Variabele</u>	<u>Wegingsfactor</u>
Afstand tot ziekenhuis	25
Bedden per 1000 inwoners	15
Urbanisatiegraad	10
Percentage 60-plussers in de praktijk	5
Aantal ziekenfondspatiënten	1
Perc. vrouwen 15-50 jaar	1
Vestigingsjaar	1

Het resultaat van de gevolgde procedure was alleszins bevredigend. Voor vrijwel alle centra en groepspraktijken kon een controlegroep worden samengesteld. Natuurlijk zijn de waarden van de matchvariabelen van de

*Ook werd de sociaal-economische status van de gemeente (of de wijk) bij de uiteindelijke selectie betrokken. We maakten daarbij gebruik van een rapport van het Sociaal Cultureel Planbureau (1980), waarin op basis van de algemene volkstelling 1971 een factorscore per wijk was berekend. Ook al omdat we niet van iedere praktijk over de wijkcode beschikten, werd dit criterium gebruikt om extreme verschillen uit te sluiten (verschil in de factorscore ≥ 2.0). Wanneer uit voldoende mogelijke matches gekozen kon worden werd een verschil van 1.0 als selectiecriterium gebruikt.

gepaarde waarnemingen niet exact gelijk, dat hoeft ook niet.

De geïnteresseerde lezer kan in bijlage A de gemiddelden van de matchkenmerken van de gezondheidscentra en groepspraktijken en de controlegroepen vinden en zelf constateren dat de verschillen tussen beide groepen slechts gering zijn.

De gezondheidscentra, waarvoor geen goede match gevonden kon worden, waren centra die én een jonge praktijk hadden en ver van een ziekenhuis verwijderd waren, óf een zeer kleine ziekenfondspraktijk hadden. Voor 68 gezondheidscentra en 63 groepspraktijken kon zo een geschikte controlegroep gevonden worden.

Aanvankelijk was het de bedoeling voor deze analyse alleen gegevens over 1978 te gebruiken. Na discussies in de begeleidingscommissie voor het onderzoek werd besloten nog in het kader van dit interimrapport de analyse uit te breiden met de jaren 1977, 1979 en 1980.

Deze analyse, waarvoor dezelfde paren werden gebruikt als in 1978*, bleef beperkt tot verwijscijfers.

*Uiteraard veranderde er in deze jaren wel het een en ander bij de verschillende praktijken. Nieuwe associaties werden gevormd, praktijken gingen over in andere handen, etc.
Omdat er in de praktijken niets veranderde bij de criteria waarop gematched werd (met uitzondering van de matchvariabele 'vestigingsjaar'), kon deze analyse met een gering verlies aan praktijken worden uitgevoerd.

5. RESULTATEN

5.1. De verdeling van enkele variabelen over de verschillende vormen van samenwerking

Voor een goed inzicht in de invloed die verschillende variabelen op het verwijscijfer hebben, bespreken we hier allereerst de enkelvoudige samenhang tussen de verschillende vormen van samenwerking.

Tabel 5.1. geeft een overzicht van de samenhang met de verschillende variabelen. Allereerst worden de gemiddelden van verschillende verwijscijfers en totale opname- en verpleegduurcijfers getoond. Soortgelijke cijfers worden ook in het LISZ-jaarboek gepresenteerd. De hier gepresenteerde cijfers wijken echter enigermate af van de cijfers in het jaarboek. Aangezien in beide gevallen van hetzelfde basismateriaal is uitgegaan, zou men geen verschil verwachten. Dat er wél verschil is heeft de volgende redenen:

- a Verschillende aanpassingen die door ons zijn verricht op het LISZ-bestand (zie paragraaf 4.1.).
- b Verschillen in toekenning van samenwerkingscodes aan de verschillende artsen. Door ons werden de meest recent bijgewerkte gegevens gebruikt voor die toekenning. Onder 'Associaties' werden door ons ook de artsen met gescheiden praktijkadressen en een aantal afwijkende associatievormen gerangschikt. Tevens werd door ons als extra categorie de solo-praktijk met één of meer assistenten opgenomen.
- c Verschillen in berekeningsmethode. Door ons werden de gemiddelden van de verwijscijfers over de huisartspraktijken berekend, terwijl het LISZ het verwijscijfer voor de groep als geheel berekent.

Aannemelijk is dat het totale verwijscijfer van solo-artsen in ons materiaal hoger is, omdat een groep minder verwijzende artsen met relatief grote praktijken (solo-artsen met assistenten) uit de groep solisten is gehaald (b, c) en omdat in de groep solisten een aantal kleinere praktijken van oudere huisartsen en daarmee ook oudere patiënten die een hogere kans op verwijzing hebben, aanwezig zijn (c).

TABLE 5.1. Overzicht van de belangrijkste variabelen verdeeld naar samenwerkingsvorm. Gemiddelden van de afhankelijke variabelen (A) en van de continue onafhankelijke variabelen (B); percentuele verdeling van de nominale onafhankelijke variabelen (C).

A. AFHANKELIJKE VARIABELEN

Variabele	Solo-praktijk <i>Gemiddelde</i> <i>n = 3288</i>	Gezondh. centrum <i>Gemiddelde</i> <i>n = 77</i>	Groeps-praktijk <i>Gemiddelde</i> <i>n = 64</i>	Associaties <i>Gemiddelde</i> <i>n = 590</i>	Solo + assistent <i>Gemiddelde</i> <i>n = 172</i>
Totale verwijscijfer	469.3	422.4	452.8	445.1	438.1
Totale opnamecijfer	115.3	113.9	114.1	114.2	110.8
Tot. verpl. duorcijfer	1955.7	1721.2	1776.8	1822.5	1827.7
Verw.cijf. chirurgie	71.8	66.1	65.6	67.2	67.7
Verw.cijf. inw.geneesk	52.6	38.8	45.7	49.0	49.9
Idem kin-dergeneesk	13.4	15.1	13.8	14.0	12.7
Idem oog-heelkunde	112.3	103.4	116.9	109.7	110.5
Idem psychiatrie*	28.9	24.0	28.4	27.1	26.0
Idem orthopaedie	27.9	24.0	27.2	29.1	25.7
Idem gynaecologie	38.7	39.2	38.2	36.5	35.5
Tot. zonder oog-heelkunde	357.1	318.5	335.9	335.4	327.7

B. ONAFHANKELIJKE CONTINUE VARIABELEN

Variabele	Solo-praktijk	Gezondh. centrum	Groeps-praktijk	Associaties	Solo + assistent
Aantal ZF-patiënten	1949.3	1515.5	1852.7	1572.6	2290.5
Gem. leeft. ZF-praktijk	34.7	31.3	32.9	33.5	34.1
% pers. ouder dan 59	17.7	12.9	14.8	15.7	17.1
% vrouwen in vruchtbare leeftijd	25.3	28.1	26.9	26.1	24.5
% mannen in ZF-praktijk	47.9	47.6	48.4	48.4	48.9
Afst. in km. woonpl. tot ziekenhuis	5.0	4.5	5.5	7.0	7.7

C. ONAFHANKELIJKE NOMINALE VARIABELEN (DUMMY-VARIABELEN)

Variabele	Solo-praktijk %	Gezondh. centrum %	Groeps-praktijk %	Associaties %	Solo + assistent %
REGIO:					
Noord	80	1	1	12	6
Oostmid.	79	2	2	13	4
West	82	2	1	11	4
Zuid	70	2	2	24	2
URGANISA-TIEGRAAD:					
Plattel.	76	1	1	14	8
Verstedel. +forensen	74	1	2	19	4
Kleinere steden	80	2	2	12	4
Grotere steden	86	2	1	8	3

*Inclusief zenuw- en zielsziekten

Verschillen in afhankelijke variabelen

We zullen hier in het kort aandacht schenken aan de geconstateerde verschillen in de productiecijfers.

- Verrassend is het lage totale verwijscijfer van de solopraktijk met assistent.
- De opnamecijfers verschillen maar weinig per samenwerkingsvorm.
- Verpleegduurcijfers zijn voor gezondheidscentra het laagst, gevolgd door groepspraktijken, associaties en solopraktijken met assistent. De solopraktijken hebben aanzienlijk hogere verpleegduurcijfers.
- Verwijscijfer voor chirurgie is eigenlijk alleen voor de solopraktijken licht hoger.
- Verwijscijfer voor inwendige geneeskunde van gezondheidscentra is opvallend laag (25 % lager dan solopraktijken).
- Verwijscijfer voor kindergeneeskunde is bij gezondheidscentra het hoogst.
- Verwijscijfer voor oogheelkunde laat geen grote verschillen zien. Groepspraktijken vertonen de hoogste verwijscijfers.
- Verwijscijfer voor psychiatrie, zenuw- en zielsziekten is het laagst voor gezondheidscentra, gevolgd door solopraktijken met assistent.
- Verwijscijfer voor orthopedie verschilt weinig per samenwerkingsvorm.
- Verwijscijfer voor gynaecologie verschilt nauwelijks.

De onafhankelijke variabelen

De verklarende variabelen (deel B en C van tabel 5.1.) laten zien dat de verschillen tussen de verschillende vormen van samenwerking moeilijk worden verklaard door de verdeling van de variabelen. Op grond van de waarden van de gemiddelde leeftijd mag worden verondersteld dat wanneer voor gemiddelde leeftijd wordt gecontroleerd de verschillen in verwijscijfer geringer zullen worden. Op basis van de schattingen van Dopheide en Van der Zee (1982), zou het verschil 17,5 verwij斯卡arten kleiner worden, omdat de praktijken van gezondheidscentra gemiddeld $3\frac{1}{2}$ jaar jonger zijn dan de solopraktijken. Het percentage personen ouder dan 60 jaar is een andere representant van de leeftijdsvariabele, die vrijwel identiek is aan gemiddelde leeftijd (daarover verderop meer) en dezelfde uitwerking zal hebben. Niet opgenomen in de tabel, maar wel makkelijk af te leiden uit de ge-

middelste leeftijd en het percentage 60-plussers is het aantal jongeren, dat bij gezondheidscentra groter is. Het hogere verwijscijfer voor kindergeneeskunde zal hiermee verklaard kunnen worden. Het hogere verwijscijfer voor gynaecologie heeft te maken met het hogere percentage vrouwen in de vruchtbare leeftijd dat we bij gezondheidscentra vinden.

De hier genoemde invloed van leeftijd op verwijscijfers geldt in iets mindere mate voor de groepspraktijken, maar niet voor solopraktijken met assistenten.

Het percentage mannen verschilt nauwelijks per samenwerkingsvorm.

De afstand tot het ziekenhuis kan na correctie wel eens van belangrijke invloed blijken te zijn. De solopraktijken met assistenten zijn gemiddeld 8 kilometer van het ziekenhuis verwijderd. Bijna drie kilometer verder dan solopraktijken. De gezondheidscentra zijn het dichtst bij gemeenten met ziekenhuizen gevestigd. Correctie voor afstand levert dus een verlaging op van het verwijscijfer voor gezondheidscentra en een aanzienlijke verhoging van de cijfers van solo-praktijken met assistenten en in mindere mate van de associaties.

Correctie voor regio en urbanisatiegraad zal ook sterk in het 'nadeel' van de solopraktijken met assistenten werken, aangezien ze in verhouding meer op het platteland zijn gevestigd en slechts in geringe mate in het zuiden zijn gevestigd. Omdat associaties in verhouding veel in het zuiden voorkomen en minder in de grote stad, werken deze invloeden tegengesteld. Voor solopraktijken geldt eenzelfde redenering, maar dan omdat ze veel in grote steden en maar weinig in het zuiden zijn gevestigd. Van gezondheidscentra en groepspraktijken kunnen we door de kleinere aantallen en de op het oog gelijke verdeling geen voorspelling doen over de invloed van regio en urbanisatiegraad op het verwijscijfer.

Enkelvoudige correlaties

Wat de werkelijke invloed van deze beïnvloedende variabelen is, kan op grond van statistische technieken worden vastgesteld. Daarbij zal niet alleen met de rechtstreekse invloed van de verschillende variabelen rekening gehouden moeten worden, maar ook met de onderlinge relaties tussen de verschillende variabelen. In de correlatie-matrix in bijlage B kunnen we een groot aantal van deze relaties vinden.

De belangrijkste correlaties zijn in tabel 5.2. opgenomen. We hebben daarvoor als criterium gebruikt dat meerdere correlaties van de op te nemen variabelen met de afhankelijke óf de belangrijkste onafhankelijken groter dan .2 moesten zijn. Aangezien de variabelen gemiddelde leeftijd (Gemleef), percentage 60-plussers (Ouder) en de leeftijdscorrectiefactor (Leefcor) onderling zeer hoog correleren, is de variabele gekozen die de hoogste correlatie met het totale verwijscijfer vertoonde.

We zien dan dat de afstandvariabele, de leeftijd, de aanbodvariabelen Totspec (aantal full time-specialisten per 1000 inwoners) en Bedden (aantal bedden per 1000 inwoners) en een paar dummy's van urbanisatiegraad de hoogste enkelvoudige correlaties met het verwijscijfer vertonen.

Ook valt gemakkelijk in te zien dat deze variabelen elkaar wederzijds beïnvloeden. Als we bijvoorbeeld uitgaan van de dummy grote stad (Bigstad) dan zien we dat die grote steden vooral in het westen gesitueerd zijn, dat in de grote stad het bedden- en specialistenaanbod hoog is, en de afstand tot het ziekenhuis klein. Verder zien we dat de gemiddelde leeftijd in de praktijken in de grote stad hoog is en het percentage mannen laag.

Al deze variabelen hebben een correlatie met het totale verwijscijfer in dezelfde richting, zodat de vraag opkomt of de correlatie van Bigstad met het totale verwijscijfer per 1000 ziekenfondspatiënten (Vctot) wellicht veroorzaakt wordt doordat de leeftijd hoog is, de afstand klein en het aantal specialisten hoog.

Een omgekeerde redenering kan gehouden worden voor de geringe positieve correlatie van het verwijscijfer met de regio-dummy Zuid (Brabant en Limburg). Wellicht wordt de lage correlatie-coëfficiënt veroorzaakt door de relatief lage gemiddelde leeftijd in het zuiden en het relatief lage aantal specialisten en wordt door de huisartsen in het zuiden in feite relatief veel verwezen. Dit soort vragen kunnen we beantwoorden als we de multiple regressie-coëfficiënten van deze variabelen berekenen.

5.2. Verklaringsmodellen voor verschillende verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers - vergelijking met eerder verricht onderzoek

5.2.1. Inleiding

In de nu volgende paragrafen zal verslag worden gedaan van de zogenaamde multivariate analyse van het materiaal. In de eerste plaats wordt een verklaringsmodel opgesteld voor het totale verwijs-, opname- en verpleegduurcijfer. Vrij nauwgezet wordt dezelfde procedure gevolgd als bij Posthuma en Van der Zee (1979). Daarna zal een aantal verwijscijfers per specialisme worden verklaard. De samenwerkingsvorm is in die modellen steeds één van de 'vele' variabelen. De vraag die daarmee beantwoord kan worden is of de samenwerkingsvorm een significante hoeveelheid van de variantie van het verwijscijfer verklaart. Deze analyses zullen voor de lezers die niet ingevoerd zijn in de materie van de multiple regressie-analyse soms moeilijk te volgen zijn. Inzichtelijker, en ook meer toegespitst op de vraagstelling van dit onderzoek, is de paragraaf waarin gebruik wordt gemaakt van de variantie-analyse met multiple classification analysis (par. 5.3.).

5.2.2. Structuurvergelijking verwijscijfers

De structuurvergelijkingen voor de drie te verklaren getotaliseerde cijfers per 1000 verzekerden alsmede het aantal opnamen per 1000 verwijskaarten en het aantal verpleegdagen per 100 opnamen vindt men in tabel 5.3. Voor de verschillende dummy-variabelen werd als conventie steeds de categorie met de meeste waarnemingen weggelaten.

Regio

We zien dat van de drie opgenomen dummy's van regio de regio zuid en de regio oostmid* een coëfficiënt hebben die significant van nul verschilt. De regio oostmid komt echter maar net boven de significantiegrens. In volgende schattingen van de structuurvergelijking kunnen we dan ook zonder veel bezwaar volstaan met alleen de regio zuid.

De gevonden invloed van de regio zuid is in overeenstemming met de resultaten van Posthuma en Van der Zee en andere onderzoekers (Kruidenier, 1976; Dopheide, 1982).

*Deze bestaat uit de provincies Overijssel, Gelderland en Utrecht en de Zuidelijke IJsselmeerpolders.

TABEL 5.3. Structuurvergelijkingen voor verwijzingen, opnamen en verpleegduur per 1000 ZF-patiënten; opnemingen per 1000 verwijzingskaarten en verpleegdagen per 100 opnamen.

Variabelen	Verwijzingen per 1000 ZF-patiënten		Opnamen per 1000 ZF-patiënten		Opnamen per 1000 verwijzingskaarten		Verpleegdagen per 1000 ZF-patiënten		Verpleegdagen/100 opnamen (ligduur)	
	B	T	B	T	B	T	B	T	B	T
Noord	0	0	- 4.06	3.7	-21.41	3.4	-56.95	3.2	-44.99	2.7
Oostmid	-10.38	2.7	0	0	0	0	0	0	0	0
Zuid	53.30	11.5	7.38	8.2	0	0	-62.91	4.3	-34.15	2.5
Platteland	-53.26	7.7	0	0	0	0	-115.62	4.9	-74.46	3.6
Verst. platteland	-43.28	7.2	0	0	0	0	-132.84	6.7	-77.48	4.5
Forensengemeenten	-31.89	4.1	- 7.67	5.5	0	0	-118.22	4.6	-50.33	3.0
Kleine steden	-13.99	6.5	6.33	5.6	0	0	-144.14	6.9	-58.97	3.2
Middelgr. steden	17.27	3.2	3.16	3.2	0	0	-69.33	4.0	0	0
Gezondheidscentra	-41.09	3.5	0	0	0	0	0	0	0	0
Groepspraktijk	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Associaties	- 9.67	2.1	0	0	0	0	0	0	0	0
Solo-assistent	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Afstand in km.	- 3.45	11.9	.46	8.6	0	0	0	0	0	0
Inkomen/1000 gld.	- 3.70	4.7	.70	4.3	0	0	7.15	2.7	- 1.85	2.0
Bedden/1000 inw.	-	-	4.36	10.9	4.77	2.0	59.24	9.0	42.88	7.0
Spec./100.000 inw.	1.79	12.9	-	-	-	-	-	-	-	-
Perc. mannen	- 2.04	3.7	.31	2.8	2.22	3.3	0	0	0	0
Gem. leeftijd	3.85	9.4	.61	5.2	- 1.94	2.8	51.15	27.6	51.05	39.8
Perc. jonger 5 jr.	-	-	2.68	13.9	9.81	8.3	9.17	2.9	0	0
ZF-pat./1000	- 5.92	2.5	0	0	-12.49	4.3	0	0	-22.80	3.3
Vestigingsjaar	0	0	.14	4.1	0	0	- 2.87	5.3	- 1.56	3.0
Verwijscijfer	-	-	.11	35.7	-	-	.12	2.0	-	.38
Opnamecijfer	-	-	-	-	-	-	15.25	60.7	-	-
Constante	497.07	12.3	-36.74	3.6	187.60	3.5	-1753.69	15.5	91.93	1.3
\bar{R}^2	.327		.428		.067		.723		.408	

- = niet in de vergelijking opgenomen
0 = niet significant

Urbanisatiegraad

Alle vijf ingevoerde dummy's van urbanisatiegraad blijken significante coëfficiënten te hebben, dat wil zeggen dat in iedere gebruikte klasse van urbanisatiegraad minder wordt verwezen dan in de grote stad, met uitzondering van de middelgrote stad. De resultaten zijn door het invoeren van meer dummy's wat gedifferentieerder dan in de structuurvergelijkingen van Posthuma en Van der Zee, en zijn op één punt duidelijk verschillend. In tegenstelling tot Posthuma en Van der Zee vinden wij wel een significante coëfficiënt voor de kleine steden. De categorieën vertonen een hiërarchie (hoe stedelijker hoe meer verwijzingen), die echter wordt verstoord door de middelgrote stad (c4, c5), waar in verhouding tot het platteland meer wordt verwezen dan in de grote stad. De coëfficiënten verschillen niet alle significant van elkaar*, het platteland verschilt niet van het verstedelijkt platteland en het verstedelijkt platteland niet van de forensengemeenten.

De samenwerkingsvorm

Van de vier ingevoerde dummy's van samenwerkingsvorm zijn alleen de coëfficiënten van gezondheidscentra en van associaties significant. Ten opzichte van de referentiecategorie SOLOpraktijk hebben gezondheidscentra verwijscijfers die gemiddeld 41 kaarten per 1000 ZF-verzekerden lager liggen en associaties 10 lager. Het verschil tussen associaties en gezondheidscentra is significant.

Van belang is natuurlijk of de variabele samenwerkingsvorm als geheel een significante bijdrage aan de variantie van het verwijscijfer levert; het is immers mogelijk dat de ingevoerde dummy's wél, maar de combinatie van dummy's als geheel niet significant is, of andersom, dat de dummy's afzonderlijk niet significant zijn, maar een variabele samenwerkingsvorm waaruit ze zijn samengesteld wél (Polissar en Diehr, 1982).

Voor het uitoefenen van de significantietest voerden we een stapsgewijze regressie-analyse uit, waarbij in de eerste stap alle onafhankelijken werden ingevoerd met uitzondering van de samenwerkingsvorm en in de tweede stap de vier dummy's die de samenwerkingsvorm vertegenwoordigen.

* Het verschil tussen de coëfficiënten van twee dummy-variabelen x_i en $x_j = z$; $\text{var}(z) = \text{var}(x_i) + \text{var}(x_j) - 2 \text{cov}(x_i, x_j)$.

De te toetsen grootte T is dan:

$$\frac{z}{\sqrt{\text{var}(z)}}$$

Het verschil in de hoeveelheid verklaarde variantie kan getoetst worden met de volgende formule:

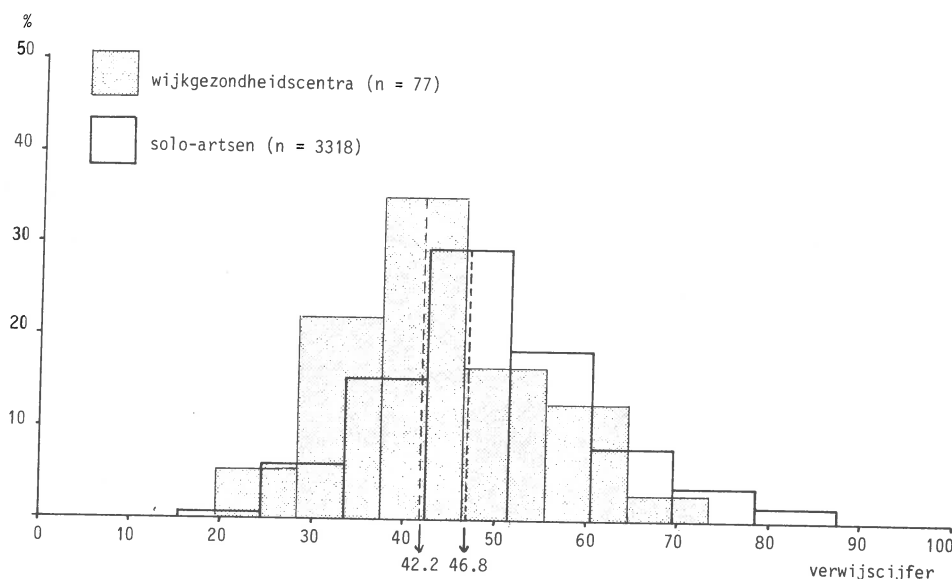
$$F(k; n-k-m-1) = \frac{(R^2_{k+m} - R^2_m) / k}{(1-R^2_{k+m}) / (n-k-m-1)}$$

waarbij n het aantal waarnemingen is, k het aantal categorieën min één van de te toetsen variabele en m het aantal overige onafhankelijke variabelen in de vergelijking.

Voor de variabele samenwerkingsvorm was het verschil in R^2 .00356. Weliswaar een miniem verschil, maar dankzij het grote aantal waarnemingen levert de bovenstaande formule een F op van 5.33, waar een p -waarde behoort van $<.001$. De conclusie die hieruit getrokken mag worden is dat de samenwerkingsvorm een kleine maar wel significante invloed op het verwijscijfer heeft. Gezondheidscentra en associaties wijken daarbij significant af van solopraktijken. Dat de invloed klein is heeft natuurlijk ook te maken met het relatief kleine aantal gezondheidscentra in de populatie, nog geen 2 % van de praktijken is een gezondheidscentrum. Het verschil van 41 is echter relatief wel aanzienlijk, namelijk 9 % lager dan het verwijscijfer van solo-artsen.

De vraag of de gevolgde aggregatie-procedure wellicht een sterk afwijkende verdeling van gezondheidscentra ten opzichte van solo-artsen oplevert, mag ontkennend worden beantwoord, zoals figuur 5.1. laat zien.

FIGUUR 5.1. Verdeling verwijscijfers
gezondheidscentra en solopraktijken (1978)



Aantal ziekenfondspatiënten

Wij vinden een significante invloed van het aantal ziekenfondspatiënten, evenals Posthuma en Van der Zee en Nuyens (1978); 1000 patiënten meer betekent 6 verwijskaarten per 1000 patiënten minder. Over de mogelijke oorzaken laten we ons hier niet uit.

De gemiddelde leeftijd heeft een duidelijke invloed op het verwijscijfer; hoe hoger de gemiddelde leeftijd wordt, des te hoger wordt ook het verwijscijfer. We gebruiken hier overigens de gemiddelde leeftijd als onafhankelijke variabele en niet het percentage ouderen, zoals bijvoorbeeld bij Posthuma en Van der Zee; of de leeftijdscorrectiefactor, zoals bijvoorbeeld bij Rutten.

Er waren voor ons drie redenen om de gemiddelde leeftijd in de regressievergelijking op te nemen. In de eerste plaats bleek na een inspectie van de correlatiematrix dat gemiddelde leeftijd een hogere correlatie van de nulde orde had met verwijscijfers dan het percentage 60-plussers en de leeftijdscorrectiefactor (zie bijlage B).

De veronderstelling dat het verband met leeftijd een lineaire is (zie hoofdstuk 4.2) en het feit dat de gemiddelde leeftijd een gemakkelijk te hanteren grootheid is, waren onze andere argumenten.

Om een rechtstreekse vergelijking met de resultaten van andere auteurs te krijgen, werden nog twee alternatieve structuurvergelijkingen uitgerekend. Eén met percentage 60-plussers en één met de leeftijdscorrectiefactor (d.i. het quotiënt van het verwachte verwijscijfer op basis van de leeftijdsspecifieke verwijscijfers van het ziekenfonds BAZ uit 1974 en het gemiddelde verwijscijfer).

De resultaten (bijlage D) laten zien dat gemiddelde leeftijd een fractie betere resultaten geeft dan het percentage patiënten van 60 jaar en ouder. De gebruikte leeftijdscorrectiefactor geeft vrijwel exact dezelfde resultaten. Dat is overigens niet verwonderlijk gezien de correlatiecoëfficiënt van .99 tussen gemiddelde leeftijd en de correctiefactor. Gezien de betere interpreteerbaarheid van gemiddelde leeftijd verdient deze variabele de voorkeur.

Wellicht voldoet een leeftijdscorrectiefactor op basis van recente leeftijdsspecifieke verwijscijfers die landelijk verzameld zijn beter dan de

gebruikte factor uit 1974 van één ziekenfonds uit het zuidoosten des lands. Gezien de belangrijke invloed die leeftijd op de hoogte van het verwijscijfer heeft, verdient het aanbeveling zo'n factor te berekenen. In nog sterkere mate geldt dat voor de verwijscijfers per specialisme.

Aantal specialisten

Het aantal full time-specialisten per 100.000 inwoners heeft zoals verwacht een belangrijke positieve invloed op het verwijscijfer van huisartsen. Deze bevinding komt overeen met Rutten en Van der Gaag (1977) en Nuyens (1976). Dezelfde resultaten vinden we als we in plaats van het specialistenaanbod het beddenaanbod nemen. In deze analyse, waarbij ook de variabele Jong meeliep (percentage patiënten jonger dan vijf jaar), behouden de meeste variabelen globaal dezelfde coëfficiënten; met uitzondering van de dummy's van urbanisatiegraad. De variabelen Totspec en Bedden zijn blijkbaar op verschillende wijze over de urbanisatiegraad verdeeld. De middelgrote steden vertonen bij het model waarin Bedden meedraait géén significante coëfficiënt. (In de stapsgewijze analyse wordt deze dummy als eerste van de variabele urbanisatiegraad ingevoerd, maar nadat de andere vier dummy's zijn ingevoerd verdwijnt Midstad uit de vergelijking). De door ons gevonden coëfficiënt is echter tweemaal zo groot als bij Posthuma en Van der Zee. Mogelijk speelt hier het relatief grote aantal waarnemingen (praktijken) in de grote steden met een hoog beddenaanbod een belangrijke rol. Posthuma en Van der Zee beschikken in hun studie op gemeenteniveau natuurlijk maar over een beperkt aantal waarnemingen met een hoog beddenaanbod.

Afstand tot ziekenhuis is een variabele die één van de aspecten van toegankelijkheid meet. Is de toegankelijkheid van medische voorzieningen groter, dan zal er ook meer gebruik van worden gemaakt (Penchansky e.a., 1981). Posthuma en Van der Zee, die deze variabele in de vorm van dummy's opnamen, vonden een bevestiging van deze theorie, evenals Kruidenier (1977) en Dopheide (1982). Deze laatste auteur vond overigens een significante coëfficiënt voor het aantal autominuten, maar de dummy 'ziekenhuis in woonplaats' bereikte het significantieniveau niet (dit wordt waarschijnlijk veroorzaakt door de selectie van de respondenten).

Onze resultaten met de variabele afstand als continue variabele komen volledig overeen met de resultaten op geaggregeerd niveau. De resultaten

van Posthuma en Van der Zee laten duidelijk een hiërarchische opbouw zien van de relatie (hoe groter de afstand, hoe minder verwijzingen). Inspectie van het scattergram (afstand x verwijzingen) geeft steun aan de veronderstelling dat de relatie lineair verloopt.

Het inkomen per inkomenstrekker blijkt een negatieve invloed op de hoogte van het verwijscijfer te hebben. Dat wil zeggen dat in de sociaal-economisch zwakkere gebieden in verhouding meer wordt verwezen. Enige voorzichtigheid bij de interpretatie is wel geboden, omdat deze variabele op gemeenteniveau gemeten is en bovendien met de dummy forensengemeente een hoge correlatie vertoont (.70).

De variabele vestigingsjaar levert geen significant van nul verschillende coëfficiënt op. Ook Ruhe (1967), De Melker (1974) en Kruidenier (1976) vonden geen verband tussen ervaring en verwijscijfers. Onderzoekers die in de toekomst een vergelijkbaar onderzoek verrichten, moeten zich door deze resultaten overigens niet laten ontmoedigen om deze variabele op te nemen, omdat er zich de laatste jaren een belangrijke verjonging* van het huisartsenbestand heeft voorgedaan met huisartsen die de huisartsenopleiding hebben gevolgd. Deze huisartsenopleidingen zouden het verwijsgedrag van de jonge huisartsen kunnen beïnvloeden. De (mogelijk afwezige) invloed daarvan is zeker van belang. Ook het mannenpercentage** in de praktijk heeft een negatieve invloed op het verwijscijfer. De meest simpele verklaring hiervoor is het hogere verwijspercentage voor vrouwen. Maar er zijn ook meer verklaringen mogelijk, als men zich afvraagt waarom in sommige praktijken meer mannen zijn dan in andere. Waarom bijvoorbeeld is bij gezondheidscentra het percentage mannen lager??

Samenvattend kunnen we stellen dat onze resultaten geheel en al in overeenstemming zijn met eerder onderzoek. We waren in staat de reeds bekende relatie met urbanisatiegraad te verfijnen. Interessant was het verschil in resultaat tussen het gebruik van specialistendichtheid en beddendicht-

*De gemiddelde leeftijd van de mannelijke huisartsen daalde van 1970 tot 1979 van 46 tot 43 jaar (Groenewegen, 1979).

**Een lager percentage mannen kan optreden doordat de mannen particulier verzekerd zijn en hun werkende vrouwen in het ziekenfonds zitten, of in oudere praktijken door de eerdere sterfte bij mannen (correlatiecoëfficiënt tussen percentage mannen en de gemiddelde leeftijd is -.38).

heid. De verschillende dummy's van urbanisatiegraad bleken verschillende coëfficiënten te vertonen bij de twee verschillende modellen. Het belangrijkste resultaat was de significante invloed van samenwerkingsvorm op de variantie van het verwijscijfer.

Nadere interpretatie

Voordat we overgaan tot een bespreking van de structuurvergelijkingen voor opnamen en verpleegduur, is enige relativering van de significantie van de coëfficiënten zeker op zijn plaats. Een significant resultaat wordt namelijk eerder bereikt met een groot aantal waarnemingen. Hoewel het in deze studie vooral gaat om het onderzoeken van de relatie tussen samenwerkingsvormen en productiecijfers, terwijl voor alle andere variabelen wordt gecontroleerd (in wezen dus de bespreking van de partiële correlatie), blijft natuurlijk ook de vraag interessant hoeveel de verschillende variabelen bijdragen aan de verklaring van de productiecijfers.

In de hier gepresenteerde tabellen wordt de B-coëfficiënt en de T-statistic opgenomen. De B-coëfficiënt geeft aan hoeveel eenheden de afhankelijke variabele verandert wanneer de betreffende onafhankelijke variabele één eenheid verandert. De T-statistic berekent op basis van de standaarddeviatie van de B-coëfficiënt hoeveel standaardafwijkingen de gevonden coëfficiënt groot is. De hoogte van de T-statistic geeft daarmee al een indicatie van de relatieve sterkte van een coëfficiënt. Voor een goede vergelijking van de relatieve invloed die de verschillende variabelen op de afhankelijke variabele hebben, kunnen we de *bêta*-coëfficiënt nemen. Deze coëfficiënt is gestandaardiseerd voor de standaardafwijkingen van de variabelen. Omdat het in ons geval om populatie-onderzoek gaat, is *bêta* vrijwel identiek aan de partiële correlatiecoëfficiënt, dat wil zeggen de hoeveelheid variantie die door de betreffende variabele verklaard wordt, nadat alle andere variabelen hun deel van de variantie verklaard hebben (Blalock, 1960). In tabel 5.4. zijn voor het verklaringsmodel van het verwijscijfer de *bêta*-coëfficiënten opgenomen. Tevens zijn de resultaten opgenomen van een stapsgewijs uitgevoerde regressie-analyse. In zo'n analyse worden de variabelen stapsgewijs ingevoerd, waarbij de variabele die de hoogste bijdrage aan de variantie van de afhankelijke geeft, het eerst wordt geselecteerd.

Tabel 5.4. laat duidelijk zien dat de meeste variantie in het model verklaard wordt door afstand, urbanisatiegraad, specialistendichtheid, de regio zuid en de gemiddelde leeftijd, terwijl de inkomensfactor en het percentage mannen ook nog een redelijke bijdrage leveren. Samen verklaren ze 32 % van de variantie. De resterende 1 % wordt dan nog onder de overige variabelen verdeeld. Deze variabelen spelen dan ook in feite geen rol bij de verklaring van het verwijscijfer.

De dummy gezondheidscentrum verklaart 2 promille van de variantie van het verwijscijfer. Een uiterst kleine bijdrage. Dat deze bijdrage gering is heeft in belangrijke mate te maken met het relatief kleine aantal gezondheidscentra. Mocht deze statistische relatie een causale zijn, en zou het aantal gezondheidscentra aanzienlijk groter zijn, dan mogen we een hogere bijdrage verwachten. Voor de beleidsmakers is natuurlijk interessant dat, afgezien van de belangrijke aanbodfactoren afstand en specialistendichtheid, de samenwerkingsvorm de belangrijkste door het beleid te beïnvloeden factor is, die het verwijscijfer kan verlagen. Ook met het kleine aantal waarnemingen levert het gezondheidscentrum al een hogere bijdrage aan de verklaring van het verwijscijfer dan het aantal ziekenfondspatiënten. Voordat men mag concluderen dat met het stimuleren van gezondheidscentra de (dure) doorverwijzingen afnemen, moet eerst nader onderzoek worden verricht naar de vraag of er werkelijk van een causale relatie mag worden gesproken.

TABEL 5.4. Resultaten van de stapsgewijs uitgevoerde regressie-analyse voor verwijscijfer en de β -coëfficiënten van de laatste stap. Alleen significante coëfficiënten zijn opgenomen.

Variabele	R^2	Verandering in R^2	β van laatste stap
Afstand*	.194	.194	-.21
Gem. leeftijd	.240	.046	.15
Specialisten-dichtheid*	.261	.021	.20
Zuiden	.289	.028	.17
Middelgrote steden	.298	.010	.05
Inkomen	.308	.009	-.09
Perc. mannen	.312	.005	-.06
Verstedelijkt platteland	.315	.003	-.14
Platteland	.322	.007	-.14
Forensengemeenten	.324	.002	-.09
Gezondheidscentrum*	.326	.002	-.05
Oosten en midden	.327	.001	-.04
Kleine stad	.328	.001	-.04
Aantal ziekenfondspatiënten*	.329	.001	-.04
Associaties*	.329	.001	-.03

*Door beleid te beïnvloeden factoren.

5.2.3. Structuurvergelijking opnamecijfers

Voor de verklaring van de opnamecijfers zijn twee alternatieve analyses uitgevoerd. In de eerste plaats een analyse waarin de afhankelijke variabele het aantal opnamen per 1000 verzekerden is, en een tweede analyse, waarin het aantal opnamen per 1000 verwijzingen is opgenomen.

Deze laatste analyse is opgenomen, omdat wel beweerd wordt dat het aantal opnemingen per verwijskaart een indicator zou zijn voor 'gerichtheid' van verwijzingen. Wij zijn daar overigens niet 100 % van overtuigd, omdat er een tamelijk hoge negatieve correlatie bestaat tussen verwijscijfers en opname per verwijskaart.

Wanneer per 1000 patiënten veel verwezen wordt, betekent dat ook veel opnamen per 1000 patiënten, maar tegelijkertijd minder opnamen per verwijskaart. De correlatie-coëfficiënten zijn:

Verwijzingen per 1000 ZF-patiënten x opnamen per 1000 ZF-pat. : $r = .574$

Verwijzingen per 1000 ZF-patiënten x opnamen per verwijskaart : $r = -.450$

Opnamen per verwijskaart x opnamen per 1000 ZF-patiënten : $r = .271$

Deze correlaties geven aan dat in de structuurvergelijking van het aantal opnamen per verwijskaart interpretatieproblemen met betrekking tot de variabele verwijscijfer te verwachten zijn.

Aan beide analyses werd een variabele toegevoegd, namelijk het percentage patiënten jonger dan 5 jaar. Deze werd meegenomen omdat uit de curve van leeftijd en aantal opnamen een lineaire relatie mag worden verondersteld, met uitzondering van de leeftijdscategorie onder de vijf jaar (zie bijv. de LISZ-jaarboeken figuur 8.1.en 8.2.).

Omdat opnamecijfers naar onze mening meer afhankelijk zijn van beslissingen van specialisten dan van huisartsen, en we vooral in de invloed van bepaalde groepen huisartsen zijn geïnteresseerd, mag van deze gegevens niet verwacht worden dat de samenwerkingsvorm daarop een belangrijke invloed heeft.

Omdat van het verwijscijfer bekend is dat het in sterke mate het opnamecijfer beïnvloedt en tezelfdertijd de variabelen die we willen onderzoeken invloed uitoefenen op het verwijscijfer, kan bij de verklaring van het opnamecijfer de indirecte invloed van de onafhankelijke variabelen

een belangrijke rol spelen. Aangezien we geïnteresseerd zijn in de zuivere invloed van bijvoorbeeld samenwerkingsvorm op het verwijscijfer, moet voor die indirecte invloed gecontroleerd worden. Eén van de mogelijkheden om dat te doen is door het verwijscijfer in de structuurvergelijking op te nemen. Vanwege de al gememoreerde interpretatieproblemen, alsmede het gegeven dat het opnamecijfer per 1000 verwijskaarten in feite al voor het verwijscijfer is gecorrigeerd, wordt het verwijscijfer niet opgenomen in de vergelijking voor opnamen per 1000 verwijskaarten.

Eventueel kan dan ook een zogenaamde 'herleide vorm vergelijking' worden berekend, waar de invloed van de onafhankelijken wordt getotaliseerd. Posthuma en Van der Zee hebben in 'Tussen eerste en tweede echelon' (1979) voor zo'n procedure gekozen. Een andere methode maakt gebruik van meerstadium-schattingen. Daarbij wordt een verwijscijfer geschat op grond van alle gepredetermineerde variabelen.

Dat geschatte verwijscijfer wordt dan als verklarende variabele in het model voor de verklaring van het opnamecijfer opgenomen. In feite wordt zo de invloed die de verschillende variabelen op het verwijscijfer hebben als apart construct in de vergelijking opgenomen. De invloed van de verklarende variabelen op de variatie van het opnamecijfer is dan de extra variatie die wordt toegevoegd, gegeven de reeds via het verwijscijfer verklaarde variatie.

Wanneer het echte verwijscijfer in de regressievergelijking meedraait, zit in dat verwijscijfer de invloed van de onafhankelijke variabelen plus de invloed van de niet gemeten variabelen.

Er is geen reden om aan één van deze methoden de voorkeur te geven. We zijn daarom trouw gebleven aan de vergelijking met Posthuma en Van der Zee. Dat heeft dan het voordeel dat we onze gegevens kunnen vergelijken met de gegevens op geaggregeerd niveau.

In de tweede kolom van tabel 5.3. vinden we dan de significant van nul verschillende coëfficiënten voor het aantal opnemingen per 1000 ZF-patiënten; in de derde kolom het aantal opnamen per 1000 verwijskaarten. We zullen hier eerst de structuurvergelijking van het aantal opnamen per 1000 patiënten bespreken. Wat onmiddellijk opvalt is de hoge T-waarde van de coëfficiënt van het verwijscijfer.

Voor de regio Noord vinden wij, evenals Posthuma en Van der Zee, een negatieve coëfficiënt. Voor het Zuiden (de dummy die bij Posthuma en Van der Zee is weggelaten) vinden wij nog een positieve coëfficiënt. Niet alleen wordt er dus in het zuiden naar verhouding meer verwezen, maar gegeven die verwijzingen wordt er ook nog meer opgenomen dan in het westen van ons land.

Met betrekking tot urbanisatiegraad vinden wij andere resultaten dan Posthuma en Van der Zee. Vonden zij meer opnemingen per patiënt op het platteland en minder opnemingen in de grote stad, wij echter zien dat op het platteland en het verstedelijkt platteland evenveel wordt opgenomen als in de grote stad. In de forensengemeenten vinden duidelijk minder opnemingen plaats en in de kleine en middelgrote steden iets meer dan in de grote stad. Het aggregatieniveau is naar onze mening debet aan deze verschillen.

Voor wat betreft de samenwerkingsvorm vinden wij geen significante coëfficiënten. Gegeven de invloed die de samenwerkingsvorm op de verwijscijfers heeft, maakt het voor opnemingen geen verschil bij welke huisarts de betreffende patiënt is ingeschreven. Geheel volgens onze verwachting, want het zijn immers specialisten die over opname beslissen.

Vanuit gemeenten met gemiddeld hogere inkomens vinden meer opnamen plaats. We kennen daarvoor geen verklaring; overigens zien we dat inkomen hier een tegenovergestelde invloed heeft als op het verwijscijfer.

De afstand tot het ziekenhuis lijkt een belemmering voor opnamen. Evenals Posthuma en Van der Zee vinden wij een negatieve coëfficiënt.

Het aantal bedden per 1000 inwoners werkt zoals bekend (Posthuma en Van der Zee, 1979; Rutten en v.d. Gaag, 1979) verhogend op het opnamecijfer. Het percentage mannen haalt ook een significante positieve coëfficiënt. Evenals bij het inkomen is de coëfficiënt tegengesteld van teken in vergelijking met het verwijscijfer.

Met betrekking tot leeftijd vinden we een positieve coëfficiënt voor de gemiddelde leeftijd en een vrij sterke coëfficiënt voor het percentage patiënten jonger dan vijf jaar.

Doordat de auteurs die deze variabelen op geaggregeerd niveau hebben onderzocht andere indices gebruikten, zijn de resultaten niet direct te vergelijken, temeer omdat wij het percentage patiënten jonger dan vijf jaar lieten meelopen. Het aantal ziekenfondspatiënten heeft géén invloed

op het opnamecijfer. Deze bevinding komt overeen met de geaggregeerde studies. Het vestigingsjaar tenslotte vertoont een positieve coëfficiënt. De later gevestigde huisartsen hebben meer opnamen per patiënt. De variantie in het aantal opnamen per 1000 verwijskaarten kan maar voor een klein deel door de ingevoerde onafhankelijke variabelen verklaard worden. Het is een aantal variabelen dat de praktijksamenstelling weergeeft dat invloed op de afhankelijke variabelen heeft (percentage mannen en percentage jonger dan vijf jaar een positieve invloed en de gemiddelde leeftijd en de praktijkgrootte een negatieve coëfficiënt). Daarnaast heeft het beddenaanbod een verhogende invloed en blijkt men in de noordelijke provincies per verwijskaart minder in ziekenhuizen op te nemen. Veel waarde moet men aan die invloed niet toekennen. Weliswaar zijn de coëfficiënten significant, maar in feite levert alleen het percentage ziekenfondspatiënten jonger dan vijf jaar een wezenlijke bijdrage aan de verklaring van deze index.

5.2.4. Structuurvergelijking verpleegdagencijfers

Ook hier weer twee analyses: één analyse waarbij het aantal verpleegdagen per 1000 verzekerden als afhankelijke en één waarbij het aantal verpleegdagen per (100) opnamen is gekozen. Deze laatste variabele wordt ook bij Posthuma en Van der Zee in het model opgenomen, alhoewel in de tekst hier en daar de eerste variabele vermeld staat. Onze veronderstelling is dat huisartsen door een actief beleid (invloed in de tweedelij) en nauwe samenwerking met wijkverpleegkundigen, zoals in wijkgezondheidscentra, de ligduur zouden kunnen beïnvloeden. Evenals bij Posthuma en Van der Zee worden opname- en verwijscijfers in de vergelijking opgenomen.

We zien dat in de structuurvergelijking voor het aantal verpleegdagen per 1000 patiënten het opnamecijfer een zeer belangrijke rol speelt. Meer dan de helft van de variantie van het verpleegduurcijfer per praktijk wordt door het aantal opnamen bepaald.

Bij de vergelijking voor ligduur werd het opnamecijfer weggelaten. Gegeven de verwijzingen wordt de meeste variantie verklaard door de gemiddelde leeftijd van de patiënten. Deze voor de hand liggende verklaring van de lengte van de ligduur werd ook gevonden door de hiervoor genoemde auteurs.

De samenwerkingsvorm levert geen significante bijdrage aan de verklaring van het verpleegduurcijfer. Wat de regio betreft zien we dat in het noorden en in het zuiden minder lang in ziekenhuizen wordt gelegen. Erg sterk is dat verband echter niet. Deze bevinding komt niet overeen met de resultaten van Posthuma en Van der Zee, die in het oosten, midden en westen kortere ligduren vinden. Ten opzichte van de grote stad wordt er door patiënten die landelijker wonen minder lang in ziekenhuizen gelegen. Deze bevinding komt wel overeen met die van Rutten en v.d. Gaag, die bevolkingsdichtheid als variabele onderzochten, maar is anders dan bij Posthuma en Van der Zee, die geen significante coëfficiënten vonden. De afstand speelt gegeven de verwijs- en opnamecijfers nauwelijks meer een rol. Een kortere ligduur bij grotere afstand is een resultaat dat significant is, maar we zijn niet verbaasd dat Posthuma en Van der Zee op geaggregeerd niveau geen verband vonden. Het inkomen en het percentage mannen komen niet meer in de structuurvergelijking van de ligduur voor. Het aantal ziekenfondspatiënten haalt de significantiegrens wel. Deze bevinding is niet in overeenstemming met de resultaten van Posthuma en Van der Zee, die op gemeenteniveau geen relatie vonden.

Op het aggregatieniveau van de ziekenfondsregio vonden Rutten en v.d. Gaag een positieve coëfficiënt voor huisartsendichtheid.

Wel van belang is uiteraard het aantal beschikbare bedden. Evenals onze voorgangers vinden we een duidelijk positieve samenhang tussen beddenpromillage en ligduur.

Het verwijscijfer tenslotte levert een negatieve bijdrage aan de ligduur. Dit resultaat heeft mogelijk te maken met het gegeven dat wanneer veel verwezen wordt er daardoor ook veel wordt opgenomen, zodat ook twijfelachtige opnemingen plaatsvinden met kortere ligduren.

5.2.5. De structuurvergelijking van enkele verwijscijfers per specialisme

In de structuurvergelijkingen voor de verschillende specialismen zijn als verklarende variabelen de specifieke specialistendichtheid opgenomen en indien mogelijk - de specifieke correctiefactor voor de leeftijdsopbouw. Een ander verschil met de structuurvergelijking van het totale verwijscijfer is het weglaten van de dummy platteland in plaats van grote stad bij de urbanisatiegraad. Bovendien is alleen Zuid als representant van de regio-variabelen opgenomen.

Dit alles op grond van de structuurvergelijking van het totale verwijscijfer. Bij de bespreking beperken we ons in principe tot de coëfficiënten van de variabele samenwerkingsvorm; maar indien daar aanleiding toe is, zullen ook andere aspecten worden genoemd.

Samenwerkingsvorm

In een aantal structuurvergelijkingen verschilt de regressie-coëfficiënt van gezondheidscentra significant van nul. Het betreft in de eerste plaats de specialismen interne geneeskunde, gynaecologie en psychiatrie, maar ook het verwijscijfer van alle specialismen minus oogheelkunde, de inwendige specialismen en in mindere mate de heelkundige specialismen. De regressie-coëfficiënt bij het specialisme kindergeneeskunde is ook negatief, maar haalt net de significantiegrens niet ($p = .06$).

Interessant is daarbij dat het verwijscijfer voor gynaecologie in de niet gecorrigeerde cijfers voor gezondheidscentra hoger ligt dan voor andere praktijken, terwijl het na correctie lager uitkomt.

Van belang is dat de artsen in gezondheidscentra met name minder verwijzen naar de interne (beschouwende) specialismen en naar psychiatrie (inclusief zenuw- en zielsziekten). Het gegeven dat ook huisartsen in associaties en groepspraktijken een lager verwijscijfer voor interne geneeskunde hebben, doet vermoeden dat samenwerkende artsen voor de diagnose en behandeling van een aantal patiënten met vage klachten binnen hun eigen praktijk terecht kunnen, zodat verwijzing naar de specialist vermeden kan worden. Associaties blijken overigens ook minder naar gynaecologen te verwijzen.

Tot zover komen de uitkomsten goed overeen met onze verwachtingen. Anders ligt dat voor orthopedie. Tegen onze verwachting in blijkt de samenwerkingsvorm bij orthopedie geen significante regressie-coëfficiënt op te leveren. Met de verwijscijfers voor orthopedie is wel iets opmerkelijks aan de hand. Niet alleen blijken de ingevoerde onafhankelijke variabelen meer dan 30 % variantie te verklaren, maar de regio Zuid blijkt hier een sterke invloed te hebben. In het zuiden worden - als alle andere invloeden zijn uitgeschakeld - liefst 14 verwijskaarten per 1000 verzekerden meer uitgeschreven. Aangezien het gemiddelde verwijscijfer voor orthopedie 'slechts' 28 bedraagt, is hier sprake van een zeer grote afwijking, waarvoor we geen plausibele verklaring kennen.

TABEL 5.5. Structuurvergelijkingen per specialisme: significante coëfficiënten en T-waarden

Onafhankelijke variabelen	Verwijslijker chirurgie		Verwijslijker oogheelkunde		Verwijslijker gynaecologie		Verwijslijker orthopedie		Verwijslijker heelkundige specialismen		Verwijslijker interne geneeskunde		Verwijslijker kindergeneeskunde		Verwijslijker inwendige specialismen		Verwijslijker psychiatrie, zenuw- en zieleziekten		Verwijslijker minus oogheelkunde	
	B	T	B	T	B	T	B	T	B	T	B	T	B	T	B	T	B	T	B	T
Regio Zuid	5.03	4.6	4.64	4.0	1.94	3.2	13.99	26.7	32.09	11.08	8.77	10.1	1.28	4.6	19.70	16.9	4.22	8.0	51.78	13.8
Verst. pl. land	0	0	-2.66	2.1	-2.20	3.5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Forensengemeenten	-4.90	3.8	0	0	-4.29	4.7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Kleine steden	0	0	3.97	2.7	0	0	0	0	12.35	3.4	9.58	8.3	1.80	4.9	8.37	5.3	3.87	5.4	22.68	4.5
Middelgr. steden	7.78	5.7	4.35	3.4	0	0	4.35	6.6	31.72	9.1	5.58	5.0	1.03	2.9	12.88	8.5	8.33	12.5	53.54	11.4
Grote steden	5.33	4.3	0	0	0	0	-4.31	6.6	17.78	5.3	-6.49	6.1	3.41	10.7	12.48	8.3	4.62	7.6	47.00	10.9
Gezondh.centra	0	0	0	0	-4.84	3.0	0	0	-17.61	2.4	-8.19	3.5	0	0	-11.15	3.4	-4.36	3.0	-37.68	3.7
Associaties	0	0	0	0	-2.74	4.2	0	0	0	0	-3.03	3.2	0	0	0	0	0	0	-9.27	2.3
Groepspraktijken	0	0	8.72	2.5	0	0	0	0	0	0	-5.25	2.1	0	0	-7.33	2.1	0	0	0	0
Solo + assistent	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ZF-patiënten/1000	1.47	2.6	-3.14	5.0	-2.15	6.6	0	0	-6.03	4.2	-.98	2.1	0	0	0	0	0	0	0	0
Spec./100.000 inw	4.45	13.8	3.96	7.2	3.49	13.3	9.04	25.9	4.60	12.6	.53	4.2	.35	4.7	.60	7.0	.70	15.6	1.35	10.8
Afstand in km.	-.84	12.2	-.50	7.3	-.31	9.2	-.13	3.8	-1.98	10.9	-.71	12.4	-.11	6.1	-.76	9.6	-.32	9.2	-2.93	11.9
Inkomen/1000 gld.	0	0	-1.41	9.3	-.24	2.3	-.29	3.8	-2.29	5.9	-.65	5.2	0	0	-.54	3.2	0	0	0	0
Perc. mannen	0	0	-1.04	7.0	.33	3.6	0	0	-2.34	6.7	.34	3.1	0	0	.38	2.5	0	0	-1.20	2.6
Gem. leeftijd	-	-	-	-	-	-	.28	5.6	1.44	5.7	-	-	-.38	10.5	2.02	18.0	.27	5.5	-	-
Leeftijd fact. BAZ	72.58	3.9	114.17	20.6	44.73	16.4	-	-	-	-	52.76	21.1	-	-	-	-	-	-	293.70	7.0
% jonger 5 jaar	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	.65	10.8	-	-	-	-	-	-
Constante	-23.87	1.3	85.78	7.5	-21.75	3.1	19.54	4.0	363.97	14.4	-3.89	.5	20.31	13.0	6.16	.6	12.04	6.9	33.52	.6
R ²	.163		.236		.216		.317		.257		.210		.181		.291		.218		.290	

- = niet in de vergelijking opgenomen
0 = niet significant (p > .05)

Opvallend is wel dat in Brabant en Limburg in de gezondheidscentra veel minder fysiotherapeuten werken dan in de rest van Nederland (NHI, Cijfers over samenwerking, 1979). Het was helaas niet mogelijk dit hoge verwijsgedeven te relateren aan de fysiotherapeutendichtheid in het zuiden.

De regio Zuid heeft weinig invloed op de verwijscijfers voor chirurgie, gynaecologie, kindergeneeskunde en oogheelkunde. Dopheide (1982) vond voor oogheelkunde zelfs geen significante coëfficiënt.

Bij de inwendige specialismen tezamen heeft de regio Zuid wel een belangrijke invloed.

Van urbanisatiegraad valt op dat de dummy's verstedelijkt platteland, forensengemeenten en kleine stad voor veel specialismen niet significant van het platteland afwijken. Het verstedelijkt platteland heeft alleen voor gynaecologie en oogheelkunde minder verwijzingen. In forensengemeenten wordt ten opzichte van het platteland minder naar chirurgie en gynaecologie verwezen. Vanuit kleine steden wordt meer naar interne geneeskunde, kindergeneeskunde, psychiatrie en oogheelkunde verwezen. Ook de heelkundige en de inwendige specialismen hebben voor de kleine stad hogere verwijscijfers, evenals het totale verwijscijfer minus oogheelkunde. De middelgrote stad kent met uitzondering van gynaecologie voor alle specialismen hogere verwijscijfers. De grote steden hebben voor een tweetal specialismen (interne geneeskunde en orthopedie) negatieve coëfficiënten.

Het specialistenaanbod (per specialisme) speelt zoals verwacht mocht worden bij alle specialismen een belangrijke rol. Het sterkst is die invloed bij orthopedie, maar ook bij gynaecologie, chirurgie en psychiatrie heeft het specialistenaanbod een aanzienlijk verhogende invloed op het verwijscijfer. Voor de specialismen interne geneeskunde en kindergeneeskunde is de verhogende werking minder sterk. Het specialistenaanbod speelt bij de heelkundige specialismen een sterkere rol dan bij de inwendige specialismen.

De factor afstand is voor alle specialismen van belang. Het sterkst wordt het verwijscijfer voor interne geneeskunde en chirurgie verlaagd bij het toenemen van afstand. De sociaal-economische toestand van de gemeente, gemeten als het inkomen per inkomenstrekker, heeft een negatieve coëfficiënt bij de structuurvergelijkingen van oogheelkunde, interne geneeskunde en orthopedie. Hoewel de invloed zeker niet sterk te noemen is, geven deze resultaten toch aanleiding te veronderstellen dat in gemeenten

met een hoger inkomensniveau de inwoners gezonder zijn, al wijzen wij er nogmaals op dat het verschil in aggregatieniveau waarop deze variabele gemeten is deze resultaten op losse schroeven kan zetten.

Voor de invloed van het percentage mannen in de praktijk is moeilijk een verklaring te vinden. Als we de negatieve correlatie tussen gemiddelde leeftijd en percentage mannen als uitgangspunt nemen, dan is een positieve coëfficiënt voor gynaecologie en een negatieve coëfficiënt voor oogheelkunde wel te plaatsen, maar met de positieve coëfficiënt bij interne geneeskunde weten we niet goed raad.

Dat leeftijd op de hoogte van de verwijscijfers invloed heeft is geen verrassing. De sterkste invloed van leeftijd vonden we bij interne geneeskunde en oogheelkunde. Ook bij de specialismen die zich typisch op specifieke leeftijdsgroepen richten, zoals gynaecologie en kindergeneeskunde, speelt de leeftijdsopbouw van de praktijk een belangrijke rol. Het aantal ziekenfondspatiënten heeft een negatieve invloed op de verwijscijfers voor oogheelkunde, gynaecologie en interne geneeskunde en een positieve invloed op chirurgie.

Vooraf de tamelijk sterke invloed op het verwijscijfer voor gynaecologie valt hierbij op. Dit resultaat kan mogelijk verband houden met het gegeven dat huisartsen met grote praktijken gemiddeld minder en kortere consulten per patiënt kunnen hebben. Bekend is ook dat vrouwen de huisarts gemiddeld vaker consulteren dan mannen. Onze redenering is dat vrouwen in die grotere praktijken daardoor minder contacten met hun huisarts hebben. Daardoor bestaat ook minder kans op verwijzen. Zo'n mechanisme kan dan bij uitstek bij het typische vrouwenspecialisme gynaecologie tot uiting komen.

Samenvattend kunnen we stellen dat de analyse per specialisme zeer zeker de stelling ondersteunt dat artsen in gezondheidscentra in staat zijn hun verwijscijfer te verlagen. Ook artsen in associaties zijn daar - in mindere mate - toe in staat. Opmerkelijk was de grote positieve invloed van de regio Zuid op het verwijscijfer voor orthopedie en verder de negatieve invloed van het aantal ziekenfondsverzekerden op het verwijscijfer voor gynaecologie.

5.3. Verschillen in verwijscijfers tussen de samenwerkingsvormen

In deze paragraaf wordt een variantie-analyse besproken met variabelen onderverdeeld in categorieën (categorical variables). Deze bewerking voegt niet zozeer iets toe aan de resultaten van de hiervoor besproken regressie-analyse, maar geeft wel de mogelijkheid deze resultaten op een zeer begrijpelijke en makkelijk te interpreteren wijze te presenteren.

In de uitgevoerde analyse werden drie variabelen als zogenaamde main effects opgenomen. Naast (uiteraard) de samenwerkingsvorm zijn dat de urbanisatiegraad en de regio, beide in vier categorieën. De continue variabelen, die in de structuurvergelijking een belangrijke rol speelden, zijn als 'covariates' meegenomen (het gebruikte computerprogramma laat maximaal vijf covariates toe). Voor de analyse met het verwijscijfer zijn dat de afstand, specialistendichtheid, gemiddelde leeftijd, aantal ziekenfondspatiënten en het percentage mannen.

De uitvoer van het SPSS-programma ANOVA is voor het verwijscijfer (gedeeltelijk) in de bijlagen opgenomen.

De uiteindelijke resultaten van de 'multiple classification analysis' zijn voor de variabele samenwerkingsvorm in tabel 5.6. samengevat.

In de variantie-analyse van het verwijscijfer blijkt de variabele urbanisatiegraad, die hier tot vier categorieën is teruggebracht omdat er anders lage cellen zouden optreden, de grootste hoeveelheid variantie te verklaren; afstand en specialistendichtheid verklaren ook vrij veel variantie, gevolgd door regio en gemiddelde leeftijd. Van belang is het te constateren dat de hoeveelheid verklaarde variantie door samenwerkingsvorm significant van nul verschilt, en dat deze variabele geen interactie vertoont met de variabelen regio en urbanisatiegraad (die onderling wel interactie vertonen).

Bij tabel 5.6. behoort de volgende uitleg:

De gepresenteerde getallen zijn de gemiddelde afwijkingen van het gemiddelde over alle gevallen ('grand mean').

Op de eerste rij staan dan de gemiddelde afwijkingen zonder enige correctie. Solopraktijken hebben dan een verwijscijfer van $464.1 + 5.6 = 469.7$. Gezondheidscentra $464.1 - 38.6 = 425.5^*$

*Deze cijfers zijn in principe identiek aan de gegevens in tabel 5.1., maar vertonen verschillen omdat in deze analyse alle gevallen die bij één van de variabelen een onbekende waarde hebben zijn weggelaten.

TABEL 5.6. Resultaten van de multiple classification analysis voor het totale verwijscijfer, opnamecijfer, verpleegduurcijfer en ligduur naar samenwerkingsvorm.

VARIABLEN	AFWIJKINGEN VAN HET ALGHEELE GEMIDDELDE PER SAMENWERKINGSVORM					Significantie van de variabele samenwerkingsv.
	Geen samenwerking n = 3212	Gezondheidscentrum n = 75	Groepspraktijk n = 63	Associaties n = 580	Solo + assistent n = 169	
VERWIJSCIJFERS						
<i>(Algeheel gemiddelde = 484.1)</i>						
-Niet gecorrigeerd	5.6	-38.6	-9.5	-18.1	-24.23	
-Gecontroleerd voor regio en urbanisatiegraad	3.0	-48.3	-11.9	-6.6	-8.9	
-Gecontr. voor regio, urb.gr., afst., specialisten, leeftijd, ZF-patiënten en percentage mannen	2.5	-39.5	-9.8	-6.8	-2.2	p < .001
OPNAMECIJFERS						
<i>(Algeheel gemiddelde = 115.0)</i>						
-Niet gecorrigeerd	.4	.9	.3	.9	3.7	
-Gecontroleerd voor regio en urbanisatiegraad	.2	-2.6	-2.1	.3	.8	
-Gecontr. voor regio, urb.gr., afstand, bedden, gem. leeftijd, % jonger dan 5 jr., verwijscijfer	.0	-1.6	-1.2	.2	.2	n.s.
-Gecontr. voor regio, urb.gr., afstand, bedden, gem. leeftijd, % jonger dan 5 jr., vestigingsjr.	.4	-6.4	-2.2	.8	.7	n.s.
VERPLEEGDUURCIJFERS						
<i>(Algeheel gemiddelde = 1925.7)</i>						
-Niet gecorrigeerd	30.5	-197.9	-143.1	-101.9	-89.2	
-Gecontroleerd voor regio en urbanisatiegraad	14.0	-258.8	-131.4	-23.5	-20.6	
-Gecontr. voor regio, urb.gr., afstand, bedden, gem. leeftijd, vestigingsjaar, opnamecijfer	3.0	-44.5	-44.5	-4.4	-6.2	p < .001
-Gecontr. voor regio, urb.gr., afstand, bedden, gem. leeftijd, % jonger dan 5 jr., vestigingsjr.	9.2	-150.1	-78.9	-17.5	-18.8	p < .001
LIGDUUR						
<i>(Algeheel gemiddelde = 16.7)</i>						
-Niet gecorrigeerd	.20	-1.51	-1.05	.68	.39	
-Gecontroleerd voor regio en urbanisatiegraad	.09	-1.78	.72	.11	.20	
-Gecontr. voor regio, urb.gr., afstand, bedden, gem. leeftijd, verwijscijfer, % jonger 5 jr.	.04	.56	.34	.07	.16	p < .001

Op de tweede rij staan de gemiddelde afwijkingen gecontroleerd voor regio en urbanisatiegraad en op de derde rij de afwijkingen gecontroleerd voor alle ingevoerde variabelen. Beperken we ons tot de cijfers voor samenwerking, dan zien we dat het verschil tussen gezondheidscentra en solopraktijken groter wordt als alleen voor urbanisatiegraad en regio wordt gecontroleerd. De aanzienlijke afwijking van het gemiddelde die solopraktijken met assistenten en ook associaties vertoonden verdwijnt vrijwel geheel als we controleren voor de twee 'main effects'. Gezien de verdeling van beide groepen over deze variabelen (zie par. 5.1.) lag dit in de lijn der verwachtingen.

Wanneer voor alle variabelen gecontroleerd is, blijken gezondheidscentra als enige groep een aanzienlijk lager verwijscijfer te hebben, namelijk 424.6. Vergeleken met solo-artsen is dat een verschil van $466.6 - 424.6 = 42$ verwijskaarten. En dat is slechts twee verwijskaarten minder dan voor de correctie met de overige variabelen (in de structuurvergelijking vonden we een verschil van 41 kaarten, een verwaarloosbaar verschil). Duidelijk blijkt dat het aanvankelijk grote verschil tussen solopraktijken en solopraktijken met assistenten vrijwel helemaal is verdwenen. Ook het verschil met de associaties is sterk verminderd. Alleen het verschil met groepspraktijken blijft vrijwel gelijk, maar is te gering om conclusies aan te verbinden. De gevonden reeks komt wel min of meer overeen met onze verwachting dat hoe meer wordt samengewerkt het gemiddelde verwijscijfer daalt. Statistisch bewezen is die stelling hiermee zeker niet. We mogen alleen de conclusie trekken dat gezondheidscentra gemiddeld minder verwijzen dan andere artsen (met name solo-artsen).

5.3.1. Verschillen in opnamecijfers, verpleegduurcijfers en ligduur tussen samenwerkingsvormen

Dezelfde opstelling voerden we ook uit voor het aantal opnamen per 1000 patiënten, de verpleegduur per 1000 patiënten en het aantal verpleegdagen per opname. Daarbij is de variabele 'percentage patiënten jonger dan vijf jaar' opgenomen en het aantal bedden per 1000 inwoners in plaats van het aantal specialisten. Bij het opnamecijfer kan geen invloed van de variabele 'samenwerkingsvorm' geconstateerd worden. Het verwijscijfer verklaart de meeste variantie, gevolgd door percentage kinderen onder zes jaar, het beddenaanbod, de afstand en de urbanisatiegraad. Ook wanneer het verwijs-

cijfer wordt weggelaten heeft de samenwerkingsvorm geen significante invloed op het opnamecijfer.

Bij de verpleegduurcijfers vinden we wel een significante invloed van de samenwerkingsvorm. Het aanvankelijk grote verschil vermindert echter wel aanzienlijk door de uitgevoerde correcties. Het opnamecijfer verklaart tenminste de helft van de variantie. De gemiddelde leeftijd en het beddenaanbod hebben daarnaast nog een aanzienlijke invloed op de hoogte van het verpleegduurcijfer. We zien hier dat de variabele samenwerkingsvorm als geheel wel een significante bijdrage aan de variantie van het verpleegduurcijfer heeft, terwijl de dummies afzonderlijk in de structuurvergelijking geen significante bijdrage hebben.

Doordat gezondheidscentra en groepspraktijken een gelijk aantal verpleegdagen per 1000 verzekerden minder dan gemiddeld hebben (44.5), kan het construct als geheel inderdaad meer invloed hebben dan de samenwerkingsvormen afzonderlijk. Het verschil tussen gezondheidscentra en groepspraktijken enerzijds en solo-praktijken anderzijds is overigens maar 2,5 procent. Het verschil wordt groter als het opnamecijfer uit de lijst van onafhankelijke variabelen wordt weggelaten. De invloed die de samenwerkingsvorm op het verpleegduurcijfer heeft via het opnamecijfer komt nu bij de rechtstreekse invloed.

Het verschil van 159 verpleegdagen tussen gezondheidscentra en solopraktijken wordt dus gedeeltelijk via minder opnemen (hoewel de invloed bij opnamen niet significant is) en gedeeltelijk via een kortere ligduur veroorzaakt. Groepspraktijken hebben gemiddeld 88 verpleegdagen minder. Het verschil tussen duopraktijken (en solo + assistenten) en solo-praktijken is 'slechts' 27 dagen.

In een structuurvergelijking waarbij het opnamecijfer is weggelaten, wordt voor de dummy gezondheidscentrum ook een significante regressiecoëfficiënt gevonden.

Het aantal verpleegdagen per opname (ligduur) wordt eveneens door de samenwerkingsvorm beïnvloed, terwijl we bij de structuurvergelijking voor de dummies geen significante regressiecoëfficiënt vonden. Het zijn ook hier het gezondheidscentrum en de groepspraktijk die lagere ligduren hebben. De gemiddelde leeftijd is de belangrijkste verklarende factor, gevolgd door de urbanisatiegraad, regio en gemiddelde leeftijd.

Patiënten uit gezondheidscentra liggen 3,5 % korter in ziekenhuizen dan patiënten van solo-artsen.

Samenvattend kunnen we stellen dat de samenwerkingsvorm invloed heeft op de verwijscijfers, verpleegduurcijfers en de ligduur van de opgenomen patiënten.

Voor de verwijscijfers geldt dat gezondheidscentra duidelijk lagere cijfers hebben dan solopraktijken; het verschil bedraagt 42, of 9 %.

Bij verpleegduurcijfers en de ligduur zijn het de gezondheidscentra en groepspraktijken die lagere cijfers hadden. Gezondheidscentra en groepspraktijken hebben gemiddeld 159 en 88 verpleegdagen per 1000 patiënten minder dan solo-praktijken. Per opname liggen de patiënten uit een gezondheidscentrum een halve dag (.56) korter in het ziekenhuis dan patiënten van een solo-praktijk. Patiënten uit groepspraktijken liggen een derde dag korter in het ziekenhuis (.34).

5.4. Verskil tussen gezondheidscentra respectievelijk groepspraktijken en overige praktijken getest door middel van gepaarde waarnemingen

Zoals in hoofdstuk 4 al aangekondigd is, werd voor ieder gezondheidscentrum en groepspraktijk een aantal solo- en duopraktijken geselecteerd op basis van enkele belangrijke kenmerken van de praktijken. Van de zo gevormde controlegroep werden steeds de gemiddelden van de productiecijfers berekend. Daarmee zijn de cijfers van deze controlegroepen direct vergelijkbaar geworden met de cijfers van de centra en groepspraktijken, die immers ook uit gemiddelden bestaan. Eventuele bezwaren die aan aggregatie van één groep kleven zijn daarmee ondervangen. Doordat de selectie van de controlepraktijken door een computer gebeurde en bij het samenstellen van de controlegroepen de productiecijfers (nog) niet bekend waren, kunnen we hier van een volstrekt objectieve procedure spreken. De analyse werd niet beperkt tot 1978. Ook van het jaar 1977 werden voor deze groepen artsen de verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers berekend, terwijl voor de jaren 1979 en 1980 de verwijscijfers in de analyse werden betrokken.* Daarbij moet wel worden opgemerkt dat de analyse in principe is uitgevoerd met dezelfde gezondheidscentra en groepspraktijken en hun controlegroepen die in 1978 zijn geselecteerd. Nieuw gevormde centra en groepspraktijken doen daarom niet mee. Wijzigingen die zich in de onderzochte periode in de praktijken hebben voorgedaan (associaties, overnamen) zijn verwerkt; dit had onder meer tot gevolg dat in 1980 een tweetal groepspraktijken uit de analyse verdwenen is.

Na het berekenen van de verschillen in de productiecijfers tussen respectievelijk gezondheidscentra en groepspraktijken en hun controles, werden aan de absolute waarden van de verschillen rangnummers toegekend. De rangnummers van de positieve respectievelijk negatieve verschillen werden opgeteld. Van de zo gevonden getallen is het kleinste getal de T-waarde. Omdat het gemiddelde en de standaarddeviatie van T bekend zijn, kan de nul-hypothese getoetst worden dat beide groepen niet van elkaar verschillen. Deze toetsingsprocedure staat bekend onder de prachtige lange naam 'Wilcoxon Matched-pairs signed-ranks Test' (Blalock, 1960). Deze test

*Tot een analyse van de gegevens over 1979 en 1980 werd pas op een laat tijdstip besloten. Mede daardoor werden alleen verwijsggegevens geanalyseerd.

houdt behalve met het teken ook rekening met de hoogte van de verschillen tussen de te vergelijken paren. De resultaten van deze test zijn in tabel 5.7. samengevat.

Het verschil in verwijscijfers tussen gezondheidscentra en de controlegroepen is voor alle onderzochte jaren statistisch significant. De kans dat het gevonden verband op toeval berust wordt in de loop van de jaren steeds kleiner. Mogelijk heeft dat te maken met het toenemende verschil in verwijscijfer tussen gezondheidscentra en overige artsen (zie grafiek 2.1. in hoofdstuk 2).

Het verschil in verwijscijfers tussen groepspraktijken en solo- en duo-praktijken berust statistisch gezien op toeval.

Voor de opname- en verpleegduurcijfers kon zowel voor gezondheidscentra en groepspraktijken geen significant verschil met de controlegroepen geconstateerd worden (alleen 1977 en 1978). Wanneer we wat minder statistisch-conservatief handelen, en een significantieniveau van 10 % aanhouden, en bovendien eenzijdig toetsen, dan zijn de verschillen in verpleegduurcijfers van zowel de groepspraktijken als gezondheidscentra significant. Ook de verwijscijfers van groepspraktijken in 1980 halen dan het significantieniveau. Uit deze resultaten blijkt dat de resultaten die met behulp van regressie-analyse zijn bereikt niet doorkruist worden door een 'ongemeten' variabele.

TABEL 5.7. Resultaten van de Wilcoxon Matched-pairs signed ranks-Test voor gezondheidscentra, groepspraktijken en hun controlegroepen.

GEZONDHEIDSCENTRA VERSUS CONTROLEGROEPEN				
	1977	1978	1979	1980
Verwijscijfers matches	66	68	67	66
T-waarden	632	677	578	482
p-waarden	.002	.002	<.001	<.001
Opnamecijfers matches	66	66		
T-waarden	<u>1068</u>	874		
p-waarden	.81	.14		
Verpleegcijfers matches	65	68		
T-waarden	854	860		
p-waarden	.15	.06		

GROEPSPRAKTIJKEN VERSUS CONTROLEGROEPEN				
	1977	1978	1979	1980
Verwijscijfers matches	63	61	60	61
T-waarden	800	791	737	720
p-waarden	.16	.27	.19	.11
Opnamecijfers matches	63	59		
T-waarden	775	779		
p-waarden	.11	.42		
Verpleegcijfers matches	63	63		
T-waarden	767	779		
p-waarden	.10	.12		

Opmerkingen

- 1 Het aantal paren is soms lager, ten eerste omdat er geen verschil tussen matches aanwezig was en ten tweede omdat er geen (betrouwbare) gegevens aanwezig waren.
- 2 Alle verschillen waren in de verwachte richting; d.w.z. gezondheidscentra en groepspraktijken lager dan de controlegroep met uitzondering van de opnamecijfers van gezondheidscentra in 1977 (dubbel onderstreept).

6. SAMENWERKINGSTIJD EN VERWIJSCIJFERS - EEN EERSTE EXPLORATIE

6.1. Inleiding

Hebben we in de voorgaande hoofdstukken de relatie gelegd tussen samenwerkingsvorm en produktiecijfers, in dit hoofdstuk willen we de relatie tussen het samenwerken zelf en produktiecijfers exploreren. In deze fase van het onderzoek moeten we ons daarbij noodgedwongen beperken tot één enkel aspect van samenwerking, namelijk de hoeveelheid overlegtijd die met de samenwerking gemoeid is. Onze premisse daarbij is simpelweg dat er een lineaire relatie is tussen de hoeveelheid samenwerking en de hoeveelheid tijd die aan overleg besteed wordt. Preciezer geformuleerd is de hoeveelheid tijd die in gestructureerd overleg aan patiëntenzorg wordt besteed in multi-, bi- of monodisciplinair verband een operationalisatie van de intensiteit van samenwerking.

De relativering die daarbij gemaakt moet worden is natuurlijk dat wellicht het informele ongestructureerde overleg voor de samenwerking veel belangrijker is, maar zoiets is veel moeilijker te meten. Als onderzoeker heb je te maken met het gegeven dat de hulpverleners in een gezondheidscentrum - per definitie - in hetzelfde gebouw zitten en mogelijkheden te over hebben om elkaar te spreken.

In 1978 is door het NHI via enquêtes een inventarisatie gemaakt van alle soorten overleg dat binnen gezondheidscentra en groepspraktijken wordt gevoerd. De resultaten daarvan zijn in rapportvorm verschenen (Van der Zee, 1979). De gegevens die in die enquête zijn verzameld zijn door ons opnieuw bewerkt. We moeten daarbij in het oog houden dat de gegevens niet speciaal voor dit onderzoek zijn verzameld. Soms moesten de gegevens opnieuw geïnterpreteerd worden. Daarbij komt dat de gegevens niet via zorgvuldige en nauwkeurig gedefinieerde registratie zijn verkregen, maar via mondelinge informatie van een contactpersoon. Věrgaande conclusies mogen daarom niet getrokken worden.

We construeerden vier variabelen:

- aantal uren geformaliseerd multidisciplinair overleg per maand*;

*Omdat in veel gezondheidscentra zogenaamde teamvergaderingen worden gehouden, waarbij zowel patiëntenzorg als organisatorische zaken aan de orde komen, is daarbij moeilijk een scheiding te maken tussen overleg gericht op zorgverlening en organisatorisch overleg.

- aantal uren geformaliseerd overleg per maand totaal;
- aantal uren bi-disciplinair overleg van huisartsen over patiëntenzorg per maand;
- aantal uren monodisciplinair overleg van huisartsen over patiëntenzorg per maand.

Deze variabelen werden in relatie gebracht met andere gegevens over de gezondheidscentra en groepspraktijken, waarbij het verwijscijfer uiteraard de te verklaren variabele vormt.

6.2. Enkelvoudige relaties

Van 71 gezondheidscentra en 50 groepspraktijken zijn gegevens beschikbaar over de hoeveelheid tijd die aan de verschillende vormen van samenwerking wordt besteed. Tabel 6.1. laat voor zowel de gezondheidscentra als de groepspraktijken het verband zien tussen die samenwerkingstijd en verwijscijfers.

Bij de multidisciplinaire samenwerking valt op dat gezondheidscentra, die niet of slechts weinig overleggen in een multidisciplinair team gemiddeld lagere verwijscijfers hebben dan gezondheidscentra, die vrij veel multidisciplinair overleg hebben (meer dan 12 uur per maand). Lineair is de relatie echter niet, omdat gezondheidscentra waar 9 tot 12 uur per maand aan multidisciplinair overleg wordt besteed ook iets minder dan gemiddeld verwijzen.

Voor groepspraktijken is de relatie minder duidelijk en bovendien omgekeerd. Wanneer geen overleg plaatsvindt, wordt iets meer dan gemiddeld verwezen.

Bi-disciplinair overleg hangt voor zowel groepspraktijken als gezondheidscentra in lichte mate samen met lagere verwijscijfers. Het monodisciplinaire overleg geeft, wanneer we naar de extreme categorieën kijken, weer een tegengesteld beeld voor gezondheidscentra en groepspraktijken. Meer dan vier uren overleg gaat bij gezondheidscentra samen met hogere verwijscijfers en bij groepspraktijken met lagere verwijscijfers in vergelijking met de samenwerkingsverbanden waar geen geregeld monodisciplinair overleg wordt gevoerd.

TABEL 6.1. Gemiddelde verwijscijfers voor gezondheidscentra en groepspraktijken naar aantal uren samenwerking per mnd.

Samenwerking	GEZONDHEIDSCENTRA		GROEPSPRAKTIJKEN	
	Verwijscijfer	n	Verwijscijfer	n
<i>Totaal</i>	422	71	463	50
Geen overleg				
1 t/m 4 uren	361	5	471	14
5 t/m 8 uren	450	12	471	17
9 t/m 12 uren	421	22	454	12
meer dan 12 uren	421	32	437	7
<i>Multidisciplinair</i>				
Geen overleg	318	2	477	27
1 t/m 4 uren	404	9	434	18
5 t/m 8 uren	422	20	535	2
9 t/m 12 uren	418	25	414	1
meer dan 12 uren	452	15	478	2
<i>Bidisciplinair</i>				
Geen overleg	450	35	476	16
1 t/m 2 uren	386	14	466	12
3 t/m 4 uren	389	8	470	8
meer dan 4 uren	405	14	439	14
<i>Monodisciplinair</i>				
Geen overleg	411	32	501	12
1 t/m 2 uren	424	23	494	12
3 t/m 4 uren	418	6	406	11
meer dan 4 uren	453	10	448	15

Als we tenslotte alle overleguren van de huisartsen bij elkaar tellen, zien we dat de vijf gezondheidscentra met gemiddeld minder dan vijf uren samenwerking per maand gemiddeld 60 verwij斯卡arten per 1000 ZF-patiënten minder dan gemiddeld uitschrijven. De huisartsen die 5 t/m 8 uren aan overleg besteden verwijzen meer dan gemiddeld. Bij groepspraktijken vinden we een lager verwijscijfer wanneer er veel overleguren per maand zijn.

6.3. Invloed van enkele variabelen op het verband tussen verwijscijfers en multidisciplinaire samenwerking

Men moet zich bij het zien van de gegevens uit tabel 6.1. realiseren dat het hier slechts om betrekkelijk geringe aantallen gaat, en dat er aan de variabele samenwerkingsuren een aantal bezwaren kleeft (zie de inleiding). De analyse van deze gegevens heeft daarom een inductief karakter; bedoeld om er veronderstellingen uit te voorschijn te halen die in een later stadium getoetst kunnen worden.

Omdat juist de multidisciplinaire samenwerking gezondheidscentra onderscheidt van andere vormen van samenwerking en omdat bij deze vorm van samenwerking een aanzienlijk verschil in verwijscijfers werd geconstateerd, zullen we voor de uren multidisciplinair overleg nagaan of die relatie wellicht samenhangt met andere variabelen. Te denken valt daarbij natuurlijk aan variabelen die het verwijscijfer beïnvloeden, zoals afstand, urbanisatiegraad, regio en gemiddelde leeftijd, maar in dit geval is zeker ook de startdatum van het gezondheidscentrum van belang.

Men zou immers kunnen veronderstellen dat vooral in pas gevestigde centra enorm veel overleg wordt gepleegd, terwijl dan het verwijscijfer in de aanloopfase wellicht hoger ligt. Wat langer bestaande centra zouden volgens diezelfde redenering het overleg hebben afgebouwd en een stabiele praktijk hebben met een laag verwijscijfer.

Om deze veronderstellingen te kunnen exploreren hebben we de gemiddelden van deze variabelen uitgesplitst naar de uren multidisciplinair overleg (tabel 6.2.). Ook hebben we de verwijscijfers en de verschillende overlegvormen in grafiekvorm uitgezet naar de huisvestingsdatum van de gezondheidscentra. Het betreft dan gemiddelden van de groep die in een bepaald jaar begonnen is.

Als we de verschillende variabelen bekijken, valt op dat wanneer er overlegd wordt, het aantal ziekenfondspatiënten en het aantal uren overleg omgekeerd evenredig zijn. Wanneer er minder patiënten zijn kan natuurlijk ook meer tijd aan overleg worden besteed. Wat betreft de gemiddelde leeftijd zijn er maar kleine verschillen tussen de centra die meer of minder tijd aan overleg besteden. Ook het gemiddelde vestigingsjaar differentieert niet veel tussen de categorieën van uren overleg.

Tabel 6.2 Gemiddelden van enkele variabelen naar uren multidisciplinair overleg

Variabele	Uren multidisciplinair overleg				
	Geen	1-4 uren	5-8 uren	8-12 uren	meer dan 12 uren
Ziekenfondspatiënten	1671	1901	1568	1455	1321
Gemiddelde leeftijd	34.9	31.0	31.8	30.4	31.4
Afstand	6.0	7.9	4.1	4.7	3.3
Vestigingsjaar	75	76.4	75.2	74.2	75.3
% grote stad	50 %	33 %	26 %	42 %	60 %
% regio zuid	0 %	11 %	32 %	25 %	0 %
n =	2	9	20	25	15

1 tot 4 uur overleg komt iets meer voor bij centra die recent gevestigd zijn en 8-12 uren bij wat oudere centra. De centra die meer dan 12 uur overleggen, blijken voor 60 % in de grote stad gesitueerd te zijn en (mede daardoor) niet in het zuiden.

De afstand tot het ziekenhuis is voor deze categorie dan ook minder dan gemiddeld.

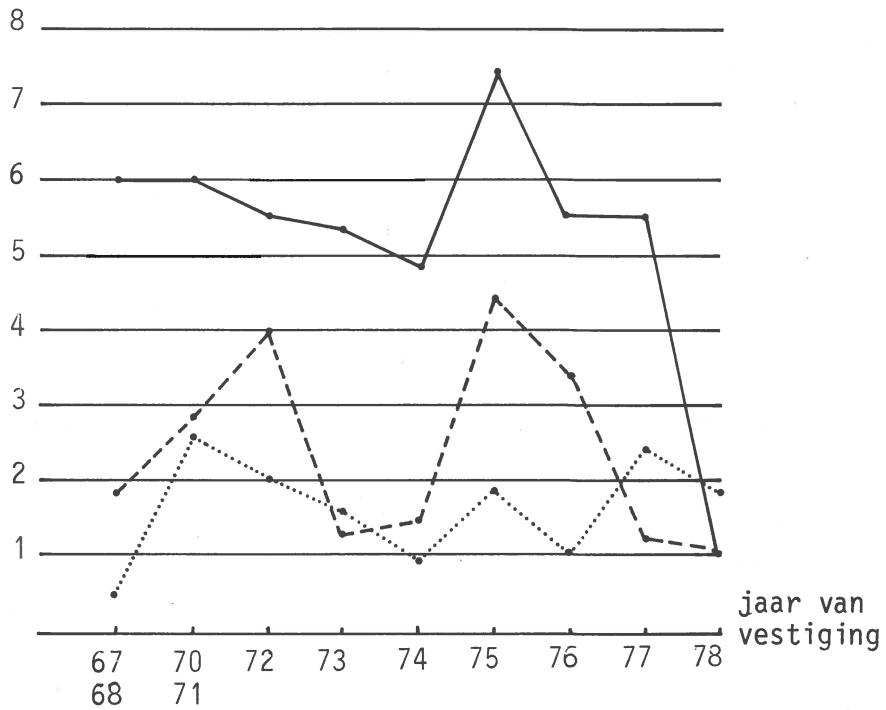
Dat het jaar van vestiging weinig verschil maakt voor wat betreft de verwijscijfers en voor de uren multidisciplinaire samenwerking komt duidelijk tot uiting in grafiek 6.1. Alhoewel de centra onderling behoorlijk verschillen, komen de gemiddelden per jaar toch vrij goed met elkaar overeen.

Wat nu de invloed is van al de besproken variabelen is op grond van deze gegevens niet exact na te gaan, maar te verwachten is dat het feit dat de centra met meer dan 12 uur overleg, doordat ze een geringere afstand hebben tot het ziekenhuis en doordat ze kleinere praktijken hebben, juist meer verwijzen. De combinatie van kleine ziekenfondspraktijken en veel multidisciplinair overleg zou er op kunnen wijzen dat onder die omstandigheden veel aandacht aan patiënten gegeven kan worden. Het resultaat van veel aandacht kan evengoed een betere behandeling in de eerstelijns inhoud en daarmee minder snelle verwijzing, als een grotere kans op het

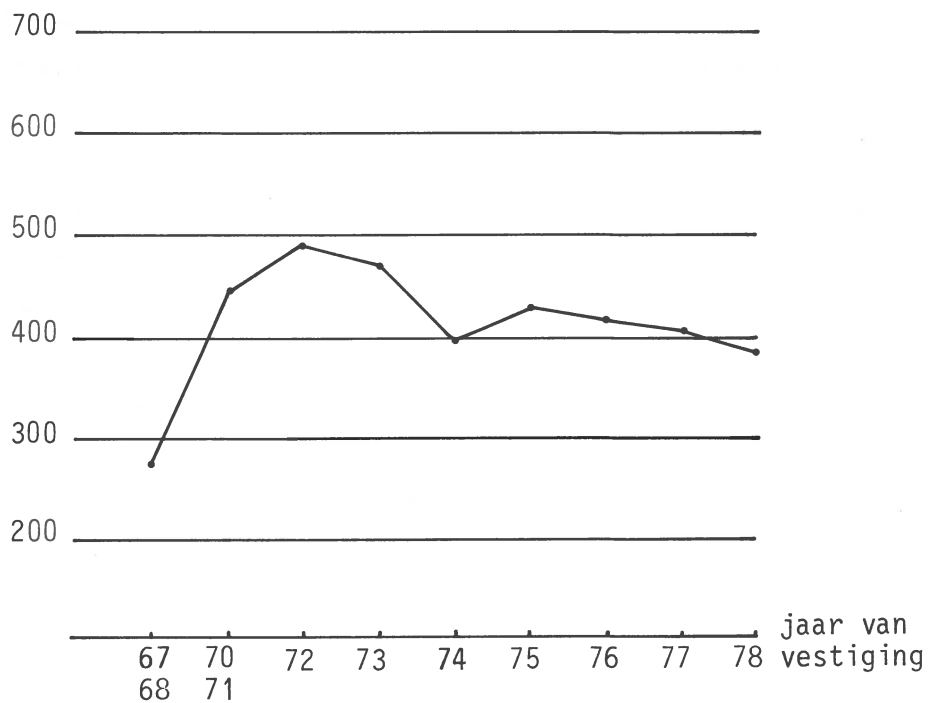
GRAFIEK 6.1. Gezondheidscentra; verdeling van samenwerkingstijd en verwijscijfers

———— multidisciplinair
----- bidisciplinair
..... monodisciplinair

uren samenwerking per maand



verwijzingen /1000 ZF patiënten



vinden of vermoeden van morbiditeit, hetgeen een verhogend effect op het aantal verwijzingen zou kunnen hebben.

Een manier om dat uit te zoeken is via variantie-analyse met multiple classificatie analyse. Hoewel het aantal waarnemingen vrij klein is, werd zo'n analyse door ons uitgevoerd, waarbij bleek dat het verschil tussen de groep met meer dan 12 uur overleg en de groep met 1 tot 4 uur overleg van 48 naar 18 verwijskaarten werd teruggebracht.

Na correctie voor regio zuid, grote stad, gemiddelde leeftijd, aantal ziekenfondspatiënten, huisvestingsdatum en afstand bleek dat de twee gezondheidscentra, die geen multidisciplinair overleg hebben, een groot verschil hebben met het gemiddelde (-116). Omdat het hier maar twee centra betreft, is het trekken van een conclusie echter niet toegelaten.

De invloed die het aantal uren multidisciplinair overleg heeft op verwijscijfers kan in de variantie-analyse de significantietoets* niet doorstaan: de relatie kan dus op toeval berusten.

Resumerend kunnen we vaststellen dat het lagere verwijscijfer van gezondheidscentra niet simpelweg kan worden verklaard uit het aantal uren samenwerking. De cijfers die voorhanden waren suggereren dat multidisciplinair overleg geen lineaire relatie heeft met verwijscijfers. Mogelijk spelen hier andere zaken doorheen. Men kan zich voorstellen dat in gezondheidscentra zonder geformaliseerd overleg toch veel tijd en inspanning aan samenwerking wordt gegeven tijdens gewone spreekuren bijvoorbeeld door directe consultatie. Ook is het mogelijk dat de centra met veel samenwerkingstijd een belangrijk deel van die tijd besteden aan het management van het centrum.

Als we de veronderstelling dat samenwerking het verwijscijfer beïnvloedt direct willen toetsen, zijn meer nauwkeurige gegevens nodig over alle aspecten (ook de informele) van samenwerking en kunnen we niet alleen volstaan met uren formele samenwerkingstijd. Ook is denkbaar dat andere niet gemeten variabelen een belangrijkere invloed op het verwijscijfer uitoefenen dan de uren samenwerking. We denken daarbij aan de mogelijk-

*Alhoewel het hier geen steekproef betreft maar de gehele populatie gezondheidscentra, werd door ons toch een significantietoets uitgevoerd, waarbij het jaar 1978 als steekproef uit een aantal waarnemingsjaren is beschouwd. Dat wil zeggen: de kans dat er in een volgend jaar iets anders wordt gevonden, wordt hier berekend.

heid dat er een zelfselectie van artsen heeft plaatsgevonden bij de centra: artsen met een specifieke opstelling ten opzichte van het huisartsenwerk en de relatie met de tweede lijn kunnen een uitgesproken voorkeur voor gezondheidscentra hebben.

Ook kunnen wellicht samenwerkende artsen makkelijker tot afspraken komen met specialisten (over vlot terugverwijzen bijvoorbeeld) en gemakkelijker diagnostische apparatuur aanschaffen.

Het zou te ver voeren om in dit rapport alle mogelijke verklaringen te bespreken. Gezien de toch aanzienlijke verschillen in verwijscijfers is het de moeite waard de oorzaak daarvan op te sporen.

LITERATUUR

- Boerma, W.G.W.* Studies naar samenwerking, contacten tussen huisartsen in samenwerkingsverbanden en de tweede lijn, NHI rapport, oktober 1981.
- Brunschot, C.J.M. van* Samenwerking door huisartsen, een evaluatie-onderzoek (onderzoeksvoorstel), Instituut voor Gezondheidszorg, Tilburg, 1982.
- Collaris, J.W.M.* Gezondheidscentra in ontwikkeling. P 20-22, Themanummer van Inzet 4/82, Jaargang 6 p. 3-22.
- Dessens, J. en W. Jansen* Terugval naar het gemiddelde, een methodologische notitie. Sociologische Gids, 82/5 p. 410-419.
- Dopheide, J.P. en F.P. Nijhout* Een ziekenhuis op nieuw land, 1e interim-rapport, Nederlands Huisartsen Instituut, 1983.
- Dopheide, J.P. en J. van der Zee* Samenwerken en verwijzen, nader onderzoek geweest, Medisch Contact 36, 1981. p 1221-1224.
- Dopheide, J.P.* Verwijzingen door de huisarts. Nederlands Huisartsen Instituut, Utrecht, maart 1982.
- Duuren, R. van en L.A.J. Hupkens* Verschillen in verwijsgedrag door samenwerkingsverband, Medisch Contact 31, 1981, p. 933-936.
- Gaag, J. van der en F.F.H. Rutten* Referrals and demand for specialist care in the Netherlands. Health Services Research 12, 1977, nr. 3, p. 234-249.
- Groenewegen, P.* De opbouw van de beroepsgroep huisartsen 1970-1979. Studie opbouw 1. NHI, 1979.
- Haar, J.* Het computerprogramma, MATCHEN Nieuws van het computerfront, R.U. Groningen, Bulletin no. 5. Vakgroep Methoden en Technieken november 1975.
- Kruidenier, H.J.* Een onderzoek naar de factoren die de hoogte van het verwijspercentage beïnvloeden. Landelijk Informatie Systeem Ziekenfondsen, 1976.
- Lodewick, L. e.a.* Rapportage van home-team Maastricht-West, Maastricht, juni 1976.
- Nuyens, W.J.F.I.* Functionaliteit van de polikliniek in Kennemerland I, Instituut voor Gezondheidszorg, Tilburg, 1976.
- Pel. J.Z.S.* Over de invloed van de huisarts op het verwijspercentage, Medisch Contact 30, 1975.

- Penchansky, R. en W. Thomas* The concept of access. Definition and relationship to consumer satisfaction. *Medical Care*, February 1981, Vol. XIX, no. 2, p. 127-140.
- Peschar, J.* The limits of matching pairs. The "Freedman-problem" revisited. R.U. Groningen, Bulletin nr. 9, vakgroep Methoden en Technieken, maart 1976.
- Peters, L.* Financiële Problematiek van Gezondheidscentra, Fase I, Studies naar samenwerking, 3, Nederlands Huisartsen Instituut, juli 1982.
- Polissar, L. en P. Diehr* Regression analysis in health services research: The use of dummy variables. *Medical Care*, sept. 1982, Vol. XX, nr. 9 p. 959-966.
- Posthuma, B.H. en J. van der Zee* Tussen eerste en tweede echelon, deel I, Nederlands Huisartsen Instituut, Utrecht, 1977.
- Posthuma, B.H. en J. van der Zee* Tussen eerste en tweede echelon, deel II, Nederlands Huisartsen Instituut, Utrecht, 1978.
- Posthuma, B.H.* Invloed van leeftijd en geslacht op verwijscijfers naar medische specialismen. Instituut voor Sociaal Medische Wetenschap, Groningen, 1976.
- Rutten, F.F.H.* The use of health care facilities in the Netherlands, an econometric analysis. Centrum voor onderzoek van de economie van de publieke sector. Dissertatie, Leiden, 1978.
- Sosel,* Financiering Amsterdamse Gezondheidscentra. Voorwaarden voor vernieuwing, rapport van de werkgroep Sosel, februari 1982, p. 129-160.
- Vermeulen, C.A.* Het verwijzen in het gezondheidscentrum Hoensbroek Noord. Stafafdeling Epidemiologie en Informatica, Ministerie van Volksgezondheid en Milieuhygiëne, mei 1973.
- Visser, G.R.* Interdisciplinaire samenwerking en organisatie. *Medisch Contact* nr. 15, 11 april 1980, blz. 468-472.
- Zee, J. van der* Samenwerking tussen hulpverleners. Nederlands Huisartsen Instituut, Utrecht, 1979.
- Zee, J. van der* De vraag naar diensten van de huisarts, dissertatie, Nederlands Huisartsen Instituut, 1982.
- Ziekenfondsraad,* Onderzoek naar het functioneren van gezondheidscentra, Ziekenfondsraad 1979, nr. 104.

BIJLAGE A1 GEPAARDE WAARNEMINGEN

Match	Aantal artsen	Vestig. jaar	Afst. zkhs	Gemidd. leeftijd	Perc. 60+	Urb. graad	Zk.fonds patiënten	
							77	78
Centrum 1 Controlegr. Verschil	5 5	63 65	9 7	34 33	16 15	2 2	1701 1757	1686 1722
Centrum 2 Controlegr. Verschil	4 5	71 66	6 4	34 33	14 14	4 3	1452 1408	1988 1412
Centrum 3 Controlegr. Verschil	5 3	73 70	2 3	33 34	14 13	3 3	1312 1493	1353 1528
Centrum 4 Controlegr. Verschil	2 4	70 70	7 8	-- 33	-- 16	1 1	1439 1685	1418 1652
Centrum 7 Controlegr. Verschil	4 5	67 70	0 0	36 33	17 14	6 6	2265 2065	2142 2021
Centrum 8 Controlegr. Verschil	3 7	69 71	0 0	36 36	18 17	6 6	1288 1594	1260 1672
Centrum 9 Controlegr. Verschil	7 5	74 71	0 0	42 42	28 29	6 6	1070 992	1055 1017
Centrum 11 Controlegr. Verschil	3 4	70 75	0 0	36 38	20 22	6 6	759 1028	879 1003
Centrum 12 Controlegr. Verschil	1 4	46 53	19 14	34 36	17 17	2 3	1633 1723	1566 1687
Centrum 14 Controlegr. Verschil	4 5	69 68	0 0	32 32	14 14	5 5	1391 2041	1422 1771
Centrum 16 Controlegr. Verschil	5 2	68 69	0 0	34 34	17 17	6 6	2033 2260	2090 2268
Centrum 17 Controlegr. Verschil	3 3	76 76	0 0	26 26	7 7	6 6	1421 1263	1125 1475
Centrum 18 Controlegr. Verschil	4 3	74 73	0 2	26 28	6 8	6 6	1013 962	1156 1168
Centrum 19 Controlegr. Verschil	4 6	66 61	0 0	34 36	17 18	5 5	1763 1695	1752 1696
Centrum 20 Controlegr. Verschil	1 3	72 70	0 0	26 30	6 9	6 6	2743 2190	2904 2034
Centrum 21 Controlegr. Verschil	8 6	66 68	7 8	34 34	15 17	3 3	1748 1724	1768 1771
Centrum 22 Controlegr. Verschil	5 5	67 66	0 0	33 35	15 18	6 6	2423 2629	2476 2568
Centrum 23 Controlegr. Verschil	4 6	67 70	0 0	34 32	15 14	5 5	1775 2089	1771 2036
Centrum 24 Controlegr. Verschil	4 4	74 70	0 0	29 32	9 14	6 6	1624 2016	1625 1726
Centrum 25 Controlegr. Verschil	2 6	53 57	12 13	31 30	12 11	2 2	2351 2099	2361 2095
Centrum 26 Controlegr. Verschil	2 4	77 71	9 8	34 33	15 14	2 2	1375 1721	1376 1714
Centrum 27 Controlegr. Verschil	4 4	75 76	8 9	25 27	3 4	3 3	786 604	895 710
Centrum 28 Controlegr. Verschil	2 5	62 59	12 12	32 34	15 16	2 2	1086 1568	1072 1560
Centrum 29 Controlegr. Verschil	2 3	74 72	0 6	27 31	7 12	6 6	1154 1135	1282 1151
Centrum 30 Controlegr. Verschil	3 3	73 75	0 2	38 37	23 23	6 6	431 685	427 869

BIJLAGE A2

Match	Aantal artsen	Vestig. jaar	Afst. zkhs	Gemidd. leeftijd	Perc. 60+	Urb. graad	Zk.fonds patiënten	
							77	78
Centrum 31 Controlegr. Verschil	4 3	73 72	0 0	34 36	17 20	6 6	1813 1923	1758 1944
Centrum 32 Controlegr. Verschil	3 5	75 72	24 20	29 28	11 10	1 1	1616 1771	2428 1869
Centrum 33 Controlegr. Verschil	2 8	75 73	0 1	38 38	21 22	6 6	1237 1409	1304 1252
Centrum 34 Controlegr. Verschil	2 3	76 77	0 0	24 31	7 10	5 5	262 446	508 675
Centrum 35 Controlegr. Verschil	4 7	67 65	0 0	32 32	14 14	4 4	2510 2566	2460 2577
Centrum 36 Controlegr. Verschil	2 5	68 67	10 9	36 35	19 18	3 3	1134 1156	1122 1169
Centrum 37 Controlegr. Verschil	2 6	64 65	4 4	32 33	12 13	3 3	1907 1584	1964 1581
Centrum 38 Controlegr. Verschil	2 3	76 76	0 3	28 31	10 11	5 5	494 496	829 822
Centrum 39 Controlegr. Verschil	4 5	65 67	13 12	32 34	14 15	2 2	1893 2030	1887 1727
Centrum 40 Controlegr. Verschil	2 6	64 63	6 1	31 31	12 12	4 4	1583 1959	1629 1928
Centrum 41 Controlegr. Verschil	4 5	74 69	0 0	30 31	9 11	6 6	1033 1366	986 1423
Centrum 42 Controlegr. Verschil	2 2	76 72	4 5	27 29	7 7	3 2	1097 763	862 756
Centrum 43 Controlegr. Verschil	3 4	70 68	0 0	33 35	16 18	6 6	2088 1998	2123 1986
Centrum 44 Controlegr. Verschil	4 7	67 68	0 0	36 36	19 18	6 6	2076 2211	2022 2159
Centrum 45 Controlegr. Verschil	4 7	68 68	0 0	33 32	13 12	5 5	2020 1817	1997 1881
Centrum 46 Controlegr. Verschil	2 5	70 68	0 0	34 37	15 19	5 5	2050 2368	2170 2310
Centrum 47 Controlegr. Verschil	4 4	75 75	0 0	-- --	-- --	5 5	1147 1524	1071 1812
Centrum 48 Controlegr. Verschil	5 4	68 67	0 0	36 36	19 20	6 6	2431 2538	2305 2503
Centrum 49 Controlegr. Verschil	6 2	73 77	24 20	25 26	5 8	1 1	2053 1216	2180 1597
Centrum 51 Controlegr. Verschil	2 4	75 73	0 2	32 32	12 11	6 6	439 2020	750 1557
Centrum 52 Controlegr. Verschil	2 5	73 72	0 0	39 39	26 25	6 6	1908 1883	1774 1875
Centrum 53 Controlegr. Verschil	5 9	76 76	0 0	34 33	18 19	6 6	801 1252	1472 1493
Centrum 54 Controlegr. Verschil	2 6	77 74	10 8	24 32	3 15	3 3	500 1135	547 1274
Centrum 56 Controlegr. Verschil	2 1	77 75	3 0	26 26	6 6	6 6	577 1191	921 1470
Centrum 57 Controlegr. Verschil	5 4	70 70	0 0	38 37	23 21	6 6	2203 2501	2270 2410

BIJLAGE A3

Match	Aantal artsen	Vestig. jaar	Afst. zkhs	Gemidd. leeftijd	Perc. 60+	Urb. graad	Zk. fonds patiënten	
							77	78
Centrum 58 Controlegr. Verschil	3 3	70 66	0 0	29 31	10 13	6 6	2348 2210	2441 2267
Centrum 59 Controlegr. Verschil	2 3	77 77	0 0	23 26	3 5	6 6	123 156	408 445
Centrum 60 Controlegr. Verschil	2 5	74 73	0 0	29 29	9 8	5 5	895 1272	1171 1268
Centrum 61 Controlegr. Verschil	2 4	71 75	0 4	33 32	12 13	6 6	1291 1590	1274 1659
Centrum 62 Controlegr. Verschil	1 4	77 75	0 0	27 29	8 10	5 4	44 457	451 577
Centrum 63 Controlegr. Verschil	2 3	74 74	3 5	31 31	12 13	2 2	2092 2042	2102 2263
Centrum 64 Controlegr. Verschil	3 7	72 73	0 0	27 28	8 8	4 4	1831 1740	1893 1969
Centrum 65 Controlegr. Verschil	1 4	77 77	12 21	29 27	9 8	1 1	462 1665	979 1597
Centrum 66 Controlegr. Verschil	3 4	74 72	0 1	27 28	8 8	5 5	1445 2056	1568 1824
Centrum 67 Controlegr. Verschil	2 4	77 77	0 0	33 32	14 14	6 6	586 892	902 1013
Centrum 68 Controlegr. Verschil	1 5	71 70	3 4	37 36	21 20	2 2	2824 1897	2534 1976
Centrum 69 Controlegr. Verschil	3 7	61 65	24 12	38 38	24 23	1 1	1690 1570	1658 1555
Centrum 70 Controlegr. Verschil	3 4	68 66	9 8	28 30	8 10	3 3	1630 2102	1913 1723
Centrum 71 Controlegr. Verschil	4 5	72 72	0 0	32 30	12 9	5 5	2418 2271	2436 2202
Centrum 72 Controlegr. Verschil	1 2	77 77	11 7	26 25	6 5	3 3	-- 96	360 275
Centrum 73 Controlegr. Verschil	2 5	69 70	0 2	33 32	13 11	6 6	1251 1790	1275 1875
Centrum 80 Controlegr. Verschil	2 5	70 68	3 0	34 33	14 16	2 2	1914 1925	1875 1943
Centrum 96 Controlegr. Verschil	2 5	70 71	0 1	34 36	17 19	3 3	1684 1261	1686 1262
Centrum 5	4	67	31	41	6	1	1595	1707
Centrum 6	2	75	31	35	4	1	1445	1522
Centrum 10	4	74	9	35	10	3	1883	1975
Centrum 15	3	73	0	33	12	4	273	335
Centrum 50	2	73	31	39	4	1	1523	1500
Centrum 75	2	73	0	31	7	3	432	1000
Centrum 76	2	76	5	31		3	935	1081
Centrum 79	1	74	5	36	5	2	1488	1550

BIJLAGE A4

Match	Aantal artsen	Vestig. jaar	Afst. zkhs	Gemidd. leeftijd	Perc. 60+	Urb. graad	Zk.fonds patiënten	
							77	78
Groepspr.1 Controlegr. Verschil	3 5	76 76	0 0	33 35	17 19	5 5	1959 1987	1934 1989
Groepspr.2 Controlegr. Verschil	4 3	71 71	0 0	34 35	17 16	6 6	2027 2165	2011 2105
Groepspr.3 Controlegr. Verschil	3 4	57 63	11 12	33 33	16 16	2 2	2049 2137	1888 2084
Groepspr.4 Controlegr. Verschil	3 5	64 68	11 11	31 32	15 14	2 2	2742 2724	2769 2730
Groepspr.6 Controlegr. Verschil	2 3	61 65	12 14	38 37	24 22	2 2	1243 1470	1268 1450
Groepspr.7 Controlegr. Verschil	3 6	69 67	9 9	32 33	14 15	3 3	2793 2784	2734 2437
Groepspr.8 Controlegr. Verschil	3 3	69 74	0 0	47 36	22 17	3 3	755 866	722 928
Groepspr.10 Controlegr. Verschil	4 6	55 57	13 13	31 31	13 13	1 1	1822 1825	1819 1856
Groepspr.11 Controlegr. Verschil	4 5	74 67	0 1	26 29	7 8	5 5	1498 1416	1238 1461
Groepspr.12 Controlegr. Verschil	5 4	68 64	13 12	38 38	22 24	3 3	1059 1306	998 1281
Groepspr.13 Controlegr. Verschil	3 3	66 68	0 0	29 28	11 10	5 5	1887 1905	1913 1930
Groepspr.14 Controlegr. Verschil	3 4	68 67	0 0	40 40	27 24	6 6	2041 2049	2017 1959
Groepspr.15 Controlegr. Verschil	3 4	73 67	0 0	32 34	11 16	6 6	1112 1064	1152 1091
Groepspr.16 Controlegr. Verschil	3 7	62 62	0 0	32 30	12 10	4 4	1796 1740	1825 1769
Groepspr.17 Controlegr. Verschil	3 5	54 56	6 8	32 32	13 13	2 2	1927 2277	1933 2271
Groepspr.18 Controlegr. Verschil	3 7	71 67	17 14	31 32	12 14	4 4	2309 2211	2365 2223
Groepspr.19 Controlegr. Verschil	4 6	65 65	10 10	30 30	10 11	2 2	2544 2352	2548 2360
Groepspr.20 Controlegr. Verschil	3 7	72 69	13 11	31 30	11 9	2 2	1554 1678	1558 1661
Groepspr.21 Controlegr. Verschil	3 4	71 72	10 10	27 25	4 6	2 2	2148 2064	2102 2127
Groepspr.22 Controlegr. Verschil	4 8	66 68	0 0	37 35	21 18	5 5	2144 1856	2074 1868
Groepspr.23 Controlegr. Verschil	3 5	67 67	14 14	31 31	12 12	2 2	1499 1336	1520 1356
Groepspr.24 Controlegr. Verschil	3 6	64 62	7 7	30 29	10 10	2 2	2218 2423	2228 2413
Groepspr.25 Controlegr. Verschil	4 4	75 74	0 0	36 35	20 17	6 6	1527 1748	1484 1749
Groepspr.26 Controlegr. Verschil	4 7	63 63	0 2	36 35	20 19	5 5	2162 2268	2166 2278
Groepspr.27 Controlegr. Verschil	4 4	61 57	0 0	37 37	21 23	5 5	1894 1709	1916 1691

BIJLAGE A5

Match	Aantal artsen	Vestig. jaar	Afst. zkhs	Gemidd. leeftijd	Perc. 60+	Urb. graad	Zk.fonds patiënten	
							77	78
Groepspr.28 Controlegr. Verschil	2 5	61 62	10 8	32 32	10 12	2 2	2675 2597	2726 2592
Groepspr.29 Controlegr. Verschil	3 5	73 68	25 26	30 30	10 10	4 4	2320 2174	2390 2115
Groepspr.30 Controlegr. Verschil	3 5	69 67	0 0	29 31	10 10	2 2	2005 2347	2118 2319
Groepspr.31 Controlegr. Verschil	3 6	71 72	5 5	30 32	11 14	2 2	1770 1933	1830 1918
Groepspr.32 Controlegr. Verschil	3 6	54 53	0 0	44 44	33 32	6 6	2007 2144	1948 2059
Groepspr.34 Controlegr. Verschil	3 4	68 68	13 14	30 29	10 9	2 2	1959 1572	1294 1532
Groepspr.35 Controlegr. Verschil	3 2	75 76	0 0	26 25	4 5	5 5	590 1126	751 1388
Groepspr.36 Controlegr. Verschil	3 5	68 67	0 0	35 35	17 17	6 6	2406 2558	2363 2516
Groepspr.37 Controlegr. Verschil	3 6	71 70	0 0	28 29	7 8	5 5	1886 1603	1936 1776
Groepspr.38 Controlegr. Verschil	3 7	72 69	10 10	35 37	17 20	3 3	1097 1722	1116 1712
Groepspr.39 Controlegr. Verschil	4 5	73 72	0 0	36 36	20 19	6 6	2385 2060	2401 2132
Groepspr.40 Controlegr. Verschil	3 3	71 65	16 10	28 29	6 7	2 2	1446 1664	1469 1638
Groepspr.41 Controlegr. Verschil	3 6	70 70	14 15	30 29	10 11	2 2	2200 1691	1851 1717
Groepspr.42 Controlegr. Verschil	3 5	70 66	16 14	29 30	10 11	1 1	1075 1532	1104 1511
Groepspr.43 Controlegr. Verschil	3 6	63 65	15 12	31 32	13 13	4 4	2747 2236	2427 2260
Groepspr.44 Controlegr. Verschil	3 6	77 76	9 9	25 26	4 2	3 3	877 604	849 516
Groepspr.45 Controlegr. Verschil	3 5	70 71	19 16	34 32	17 17	1 1	1998 1586	1994 1603
Groepspr.46 Controlegr. Verschil	3 6	64 66	0 1	34 33	15 14	5 5	2460 2507	2369 2507
Groepspr.47 Controlegr. Verschil	3 6	68 70	6 7	32 32	13 13	6 7	1910 2059	1896 2023
Groepspr.48 Controlegr. Verschil	3 7	70 69	0 0	39 36	24 18	5 5	2821 2799	2742 2713
Groepspr.49 Controlegr. Verschil	3 5	67 67	0 0	38 38	22 22	6 6	1504 1761	997 1701
Groepspr.50 Controlegr. Verschil	3 8	69 70	7 6	30 32	12 13	3 3	1773 1423	1152 1445
Groepspr.51 Controlegr. Verschil	3 9	60 62	4 7	32 33	13 14	2 2	1696 2269	1744 1977
Groepspr.54 Controlegr. Verschil	3 4	69 65	0 0	31 32	12 13	5 5	2383 2437	2374 2400
Groepspr.55 Controlegr. Verschil	6 8	71 70	0 0	35 34	20 15	5 5	465 1261	507 1262

BIJLAGE B GEMIDDELDEN EN STANDAARDDEVIATIES

VARIABLE	MEAN	STANDARD DEV	CASES
VCTOT	463.5189	120.7941	4191
OCTOT	114.9224	27.1660	4191
VPCTOT	1924.6754	626.3738	4191
OPNAWYS	25.6994	7.6538	4191
VPOPNAME	16.7324	4.1056	4188
NOORD	.1232	.3287	4214
OOSTMID	.2525	.4345	4214
WEST	.4290	.4950	4214
ZUID	.1936	.3952	4214
PLATLAND	.1203	.3254	4214
STADPLAT	.2019	.4015	4214
KLSTAD	.1030	.3040	4214
FORENS	.1346	.3413	4214
MIDSTAD	.1547	.3617	4214
BIGSTAD	.2855	.4517	4214
SOLO	.7855	.4105	4214
SOLASS	.0411	.1984	4214
ASSOCIE	.1400	.3470	4214
GROEPS	.0152	.1223	4214
CENTRUM	.0183	.1340	4214
REALDIST	5.4191	7.3289	4214
TOTSPEC	.3785	.1356	4214
BEDDEN	4.7272	.9070	4214
GEMLEEF	34.4349	4.5741	4107
OUDER	17.2459	7.0577	4107
VRUCHT	25.4582	3.6992	4107
LEEFCOR	1.0332	.0526	4099
ZFPAT	1900.9422	725.4085	4203
PERCMAN	48.0019	3.3466	4107
INGELD	25191.7133	2950.6493	4214
VESJAAR	64.8340	10.0700	4212
VCPSYT	28.4213	14.1710	4188

BIJLAGE C MULTIPLE CLASSIFICATION ANALYSES VOOR VERWIJSCIJFERS

***** ANALYSIS OF VARIANCE *****
 VCTOT VERWYSCYFER TOTAAL PER 1000 ZIEKENFONDS PATIENTEN
 BY NEWSAM SAMENWERKINGSVORM
 REGIO
 URBKLAS URBANISATIEGRAAD IN KLASSEN
 WITH REALDIST AFSTAND IN KM. VAN WOONPLAATS TOT ZIEKENHUIS
 TOTSPEC AANTAL FULL TIME SPECIALISTEN PER 1000 INWONERS
 GEMLEEF GEMIDDELDE LEEFTIJD VAN ZIEKENFONDSPRAKTIJK
 ZFPAT AANTAL ZIEKENFONDSPATIENEN IN DE PRAKTIJK
 PERCMAN PERCENTAGE MANNEN IN ZIEKENFONDS PRAKTIJK

SOURCE OF VARIATION	SUM OF SQUARES	DF	MEAN SQUARE	F	SIGNIF OF F
MAIN EFFECTS	13637431.373	10	.136E+07	141.305	.001
NEWSAM	250250.193	4	62562.548	6.482	.001
REGIO	667328.934	3	222442.978	23.049	.001
URBKLAS	11667091.311	3	.389E+07	402.964	.001
COVARIATES	5622231.030	5	.112E+07	116.510	.001
REALDIST	1812174.017	1	.181E+07	187.770	.001
TOTSPEC	1284562.027	1	.128E+07	133.101	.001
GEMLEEF	845195.389	1	845195.389	87.575	.001
ZFPAT	42597.655	1	42597.655	4.414	.036
PERCMAN	91807.505	1	91807.505	9.513	.002
2-WAY INTERACTIONS	1266319.582	33	38373.321	3.976	.001
NEWSAM REGIO	118630.300	12	9885.858	1.024	.424
NEWSAM URBKLAS	78198.375	12	6516.531	.675	.776
REGIO URBKLAS	1029632.640	9	114403.627	11.854	.001
3-WAY INTERACTIONS	203229.941	32	6350.936	.658	.928
NEWSAM REGIO URBKLAS	203229.941	32	6350.936	.658	.928
EXPLAINED	20729211.926	80259115.149		26.848	.001
RESIDUAL	38777943.839	4018	9651.056		
TOTAL	59507155.765	4098	14521.024		

COVARIATE REGRESSION COEFFICIENT ADJUSTED FOR FACTORS AND ALL OTHER COVARIATES

REALDIST	-3.734
TOTSPEC	154.511
GEMLEEF	3.786
ZFPAT	-.005
PERCMAN	-1.676

4214 CASES WERE PROCESSED.
 115 CASES (2.7 PCT) WERE MISSING.

*** MULTIPLE CLASSIFICATION ANALYSIS ***

GRAND MEAN =	464.12		ADJUSTED FOR INDEPENDENTS		ADJUSTED FOR INDEPENDENTS + COVARIATES		
VARIABLE + CATEGORY	N	UNADJUSTED DEV^N	ETA	ADJUSTED FOR INDEPENDENTS DEV^N	BETA	ADJUSTED FOR INDEPENDENTS + COVARIATES DEV^N	BETA
NEWSAM							
0 GEEN SAMENWERKING	3212	5.64		3.02		2.45	
1 GEZONDHEIDSCENTRUM	75	-38.58		-48.30		-39.48	
2 GROEPSPRAKTIJK	63	-9.45		-11.94		-9.80	
3 ASSOCIATIE	580	-18.13		-6.58		-6.75	
4 SOLO+ASSISTENT	169	-24.23		-8.89		-2.21	
			.09		.07		.05
REGIO							
1 NOORD	515	-24.95		2.97		4.30	
2 OOST EN MIDDEN	1042	-22.91		-16.12		-16.42	
3 HOLLAND EN ZEELAND	1734	12.40		-1.55		-11.30	
4 BRABANT EN LIMBURG	808	18.84		22.24		42.68	
			.15		.11		.18
URBKLAS							
1 PLATTELAND	501	-84.81		-83.66		-35.68	
2 B1 B2 B3 C1 C2	1806	-36.64		-36.72		-18.99	
3 MIDDEL GROTE STAD	614	49.55		47.74		35.45	
4 GROTE STEDEN	1178	66.41		66.99		25.82	
			.46		.46		.22
MULTIPLE R SQUARED					.229		.324
MULTIPLE R					.479		.569

BIJLAGE D Structuurvergelijkingen voor verwijzingen met drie verschillende representanten van de onafhankelijke variabele leeftijd.

Verwijzingen per 1000 ziekenfonds-patiënten

Variabelen	Met gemiddelde leeftijd		Met % ouder dan 60 jaar		Met leeftijdsfactor B.A.Z.	
	B	T	B	T	B	T
Zuid	53.30	11.5	59.22	13.4	52.71	11.4
Platteland	-53.30	7.7	-57.77	8.3	-52.85	7.6
Verst.platteland	-43.28	7.2	-47.84	8.1	-43.35	7.2
Forensengemeenten	-31.89	4.1	-34.88	4.5	-31.96	4.2
Kleine steden	-13.99	6.5	-18.26	2.8	-13.86	2.1
middelgr.steden	17.27	3.2	15.92	3.0	16.89	3.1
Gezondh.centra	-41.09	3.5	-43.36	3.7	-41.66	3.6
Associaties	- 9.67	2.1	- 9.29	2.0	-10.78	2.3
Afstand in km.	- 3.45	11.9	- 3.45	11.9	- 3.44	11.9
Inkomen/1000 gld.	- 3.70	4.7	- 3.37	4.3	- 3.71	4.7
Spec./1000 inw.	178.87	12.9	184.23	13.3	178.94	12.9
% mannen	- 2.04	3.7	- 2.09	3.7	- 2.03	3.7
ZF-patiënten	- .006	2.5	- .006	2.4	-.007	2.8
Gem.leeftijd	3.85	9.4	-		---	--
% ouder dan 60	-		2.38	9.3	---	--
Leeftijdsfactor						
B.A.Z.	-		-		332.37	9.4
Constante	497.07	12.3	578.28	15.9	287.20	5.2
$\overline{R^2}$.327		.324		.327	

