

16  
a/

# tussen eerste en tweede echelon

1

onderzoek op macroniveau naar  
verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers

b. h. posthuma  
j. van der zee

Nederlands Huisartsen Instituut  
 NIVEL  
bibliotheek  
drieharingstraat 26  
postbus 1568  
3500 bn utrecht  
telefoon: 030 319946

utrecht/groningen, december 1977



## I. Algemene inleiding

Een onderzoek op het terrein tussen eerste en tweede echelon heeft te kampen met een tweetal handicaps. Ten eerste is het nog niet zo eenvoudig een typisch "gebruiksbegrip" zoals "verwijzen" vast te haken aan voor wetenschappelijk onderzoek bruikbare begrippen. Dit noemen we het probleem der begripsvaststelling.

Ten tweede bestaan er (anders dan bijvoorbeeld in de wereld van het onderwijs) geen gegevens die het verloop van patiëntenstromen in en uit de eerste lijn van de gezondheidszorg helder weergeven, zodat de onderzoeker zich vastklampt aan de weinige wél geregistreeerde gebeurtenissen, zoals verwijs- en opnamecijfers, terwijl de door hem gebruikte begrippen en theoretische gezichtspunten de beschikbaarheid van bovengenoemde patiëntenstroomgegevens wel onderstellen. We zullen dit betitelen als het probleem van het aggregatieniveau van de te analyseren gegevens. Over beide problemen gaat deze inleiding, aan de hand waarvan we en passant opzet en doelstelling van het onderzoek bespreken.

Tot slot volgt een beschrijving van structuur en opzet van dit rapport.

### I.1. Begripsvaststelling, van gebruiksbegrip naar wetenschappelijke term

#### I.1.1. Tien jaar verwijzen

In zijn in 1964 verschenen proefschrift geeft Bremer een definitie<sup>1)</sup> van het begrip verwijzen aan de hand van Van Dale's Groot Woordenboek der Nederlandse Taal. Ruim tien jaar later begint De Melker (1975 a) het hoofdstuk over verwijzen in zijn boek over de samenwerking tussen huisarts en specialist met een vraag: "Wat is verwijzen eigenlijk?" Wat voor de één een vraag lijkt (overigens geen erg kwellende vraag, want het antwoord<sup>2)</sup> wordt reeds in de volgende zin gegeven), was voor de ander blijkbaar een weet. Men zou eigenlijk het tegenovergestelde verwachten; een vraag gesteld in 1964 wordt gevolgd door een periode van intensief wetenschappelijk spuurwerk, met als gevolg dat een goede omschrijving van het begrippenapparaat tien jaar later in ieder geval geen probleem meer hoeft te zijn. Toch is de vraag uit 1975 belangrijker dan de definitie van tien jaar daarvoor.

1) Bremer, 1964, p.1. "Verwijzen betekent volgens Van Dale: naar elders, een andere plaats wijzen".

2) De Melker, 1975, p.30: "Een verwijzing van een patiënt is idealiter op te vatten als het vragen van een specialistisch consult of advies, soms het tijdelijk overdragen van de behandeling. En dit alles met behoud van de medeverantwoordelijkheid van de huisarts".

De vraag "Wat is verwijzen eigenlijk?" wordt niet gesteld uit een dorst naar kennis omtrent het wezen der dingen, maar omdat het begrip verwijzen - hoe vanzelfsprekend het voor de gebruiker ook moge zijn - in zijn dagelijkse betekenis niet voldoende houvast biedt wanneer men zich in het onderwerp nader verdiept.

Er heeft dan namelijk een verschuiving plaats gevonden van begrip-in-het-gangbare-spraakgebruik waar elke hulpverlener en cliënt weet wat verwijzen is, naar verwijzen-als-wetenschappelijk-begrip, waar het in verband gebracht moet worden met begrippen van een meer complex en theoretisch karakter <sup>1)</sup>.

Wil men verwijzen (- bijvoorbeeld verschillen in verwijscijfers -) verklaren, dan is een nominale definitie niet meer voldoende.

Eerst moet onderzoek plaats vinden naar de bruikbaarheid van verwijzen als wetenschappelijk begrip <sup>2)</sup>.

#### I.1.2. Verwijzen als een zelfstandige beslissing

Hoewel in de meeste verwijsonderzoekingen het begrip "verwijzen" niet nader wordt omschreven, zijn in de onderzoeksbeschrijvingen toch wel aanknopingspunten te vinden voor de impliciete theoretische onderstellingen van de onderzoekers.

Zo wordt bijvoorbeeld in het onderzoek van Van Es en Pijlman gesproken over gewone en reële verwijscijfers.

In deze laatste categorie zijn de verwijscijfers ontdaan van z.g. "administratieve verwijzingen" (verwijskaarten die na één jaar afgegeven moeten worden, opdat de specialist zijn behandeling kan voortzetten).

1) Het is hier niet de plaats om uitvoerig in te gaan op de filosofische en methodologische problemen, die een ondubbelzinnig antwoord op de zo eenvoudig uitziende vraag: "Dit is een ..." in de weg staan.

De Leidse methodoloog H.P. Gallacher geeft in een tweetal artikelen, (waarvan één in Huisarts & Wetenschap) 'n heldere uiteenzetting van deze problematiek.

2) Een eerste, geslaagde, poging in deze richting is gedaan door de Rotterdamse huisarts G. Dorrenboom in zijn lezing voor de onderzoeksgroep van de internationale vereniging voor de algemene praktijk (SIMG).



Ook worden "verwijzingen achteraf" en "meer eenvoudige verwijzingen", zoals die naar de oogarts i.v.m. visusstoornissen, kortom verwijzingen waarop de huisarts in het algemeen weinig invloed kan uitoefenen, eigenlijk niet als "echte" verwijzingen gezien.

\* Verwijzingen op verzoek van de patiënt nemen ook een aparte plaats in en moeten (volgens Van Es en Pijlman) gezien worden als onderdeel van de arts-patiënt relatie.

Deze verdeling komt in essentie overeen met de klassificatie die Pel in de verwijzingen aanbrengt. Ook hij heeft het over "echte" verwijzingen: namelijk die verwijzingen waartoe het initiatief geheel bij de huisarts ligt of waarover deze laatste in ieder geval heeft kunnen medebeslissen (zoals verwijzingen op verzoek van de patiënt, op verzoek van schoolarts, bedrijfsarts, etc.).

De overige verwijzingen splitst hij in verwijzingen achteraf, verwijzingen naar de oogarts vanwege contrôle van refractieafwijkingen en herhaal-verwijskaarten. Slechts in een kwart van de gevallen was het initiatief afkomstig van de huisarts in het praktijkvoorbeeld; in één op de zes gevallen was hij wel bij de beslissing betrokken maar kwam het initiatief van anderen; in de overige 60 % heeft de huisarts volgens de auteur in de praktijk geen invloed<sup>1)</sup>. Men zou deze verdeling kunnen betitelen als een verdeling in "beslissingen" en "conventies".

Deze tweedeling die men impliciet of expliciet in vrijwel elk verwijsonderzoek tegenkomt en door de onderzoekers als tamelijk fundamenteel wordt beschouwd, geeft aanwijzingen voor een verschillend gerichte verklaring. In het eerste geval zal men eerder in de richting van besliskundige modellen zoeken (bijvoorbeeld verwijzingen als onzekerheidsreduktie), terwijl in het tweede geval de nadruk op de relaties binnen de medische beroepsgroep zal liggen (hoe sterk zijn de conventies, wie bepaalt ze, is er consensus over, in welke mate vormen de huisartsen een groep, en de specialisten, etc. ).

1) Over de vraag of de huisarts zich niet aktiever zou kunnen opstellen, zoals de Melker (1975 b) in zijn kanttekening bij het onderzoek van Pel betoogt, gaat dit stukje niet. Er zullen ongetwijfeld verschillen tussen (groepen) huisartsen zijn in de door hen gepercipieerde verhouding beslissing/conventie.

De categorie van verwijzingen op verzoek van de patiënt past niet helemaal in dit schema. Ze worden noch door Pel, noch door Van Es en Pijlman bij de "conventies" ingedeeld, maar evenmin als echte zelfstandige beslissingen beschouwd.

Als men ervan uitgaat dat de scheiding tussen geheel zelfstandig door de huisarts genomen beslissingen en verwijzingen op verzoek van de patiënt niet absoluut maar gradueel is (er is bijvoorbeeld altijd een diskrepantie tussen de visie van de huisarts en die van de patiënt, als men vraagt op wiens initiatief de verwijzing tot stand is gekomen), dan betekent dit dat men het actief verwijzen van de huisarts ook moet zien als een functie van de relatie tussen arts en patiënt of patiëntengroep. Een visie die hierbij aansluit is ontwikkeld in de werkgroep psycho-sociale hulpverlening van het N.H.I.

Bij de bestudering van videobanden van spreekuur-gesprekken is het de onderzoekers opgevallen dat de verwijskaart in het arts-patiënt contact een zeer belangrijke rol speelt: het uitschrijven ervan is een van de mogelijkheden (naast recept of nader lab. onderzoek) om het gesprek (de onderhandelingen) te beëindigen en heeft vaak eerder een rituele dan een inhoudelijke functie.

### I.1.3. Verwijzen ter diagnose en verwijzen ter therapie

Geeft de indeling "beslissing" en "conventie" al een belangrijke aanwijzing in welke richting verder onderzoek moet worden gedaan; het blijft een tamelijk formele indeling, die weinig zegt over de inhoud van het medisch handelen.

Ook voor een dergelijke meer inhoudelijke indeling zijn aanknopingspunten te vinden in het werk van reeds aangehaalde auteurs.

De indeling die Bremer (p. 24) ontleent aan een Engels auteur, (Paterson): verwijzen omdat de huisarts het niet weet, niet kan of omdat hij morele steun nodig heeft, wordt door de Melker (1975 a p. 32) instemmend aangehaald.

Ook hier treffen we blijkbaar een klassificatie aan die als zinvol wordt ervaren: Verwijzen ter diagnose, omdat de huisarts het niet (zeker) weet, verwijzen ter therapie, omdat de huisarts het wel weet maar niet kan of wil verhelpen en morele steun, omdat de huisarts het wel weet, maar de patiënt niet kan overtuigen.

De vraag of bovengenoemde indeling ook voor onderzoeksdoeleinden zinvol is, kan alleen positief beantwoord worden als men aannemelijk kan maken dat verwijzingen ter therapie langs een andere weg verklaard moeten worden dan de verwijzingen ter diagnose of ter overtuiging van de patiënt. Op het eerste gezicht lijkt dat wel het geval: verwijzingen ter diagnose passen geheel in de lijn van verwijzen als middel om de onzekerheid van de huisarts te reduceren. Bij het verklaren van verwijzingen ter therapie denkt men veeleer aan verdeling van het werkterrein tussen huisarts en specialist, afspraken met de ziekenfondsen over welke activiteiten binnen dan wel buiten het abonnementstarief vallen, aanwezigheid van chirurgische poliklinieken, ernst van de aandoening, etc., terwijl verwijzen om morele steun wijst op oorzaken in termen van de aard van de arts-patiënt relatie.

Nu is een ondubbelzinnige klassificatie van iedere verwijzing aan de hand van bovengenoemde categorieën niet eenvoudig.

Verwijzingen ter diagnose en therapie of verwijzingen geschreven op receptpapier met als inhoud een vage omschrijving van de klacht en de woorden "gaarne uw oordeel" kan men toch niet op een lijn stellen met een verwijzing waar de huisarts een specialistisch oordeel over strijdigheid in eigen diagnostische bevindingen vraagt. Bremer heeft dan ook in zijn verwijsonderzoek verwijzingen naar niveau van zekerheid onderscheiden, omdat de indeling "ter diagnose" versus "ter therapie" in de praktijk niet goed bruikbaar blijkt (Bremer, p. 157 e.v.).

Deze zekerheidsniveau's zijn als volgt omschreven:

1. "De huisarts heeft een diagnose gesteld. Hij heeft bij de patiënt een bepaalde ziekte of afwijking gevonden en deze ziekte of afwijking een naam kunnen geven.
2. Diagnose is een keuze tussen enkele beperkte mogelijkheden, waartussen de huisarts met zijn beperkte middelen niet kan differentiëren.
3. Patiënt vertoont verschijnselen, die min of meer richtinggevend zijn voor verder onderzoek, maar het aantal diagnostische mogelijkheden is groot.

4. De huisarts heeft er geen idee van welke diagnose gesteld moet worden."

Het onder 1. geschetste niveau komt overeen met verwijzen ter therapie. De overige drie zijn nadere specificaties van het verwijzen ter diagnose.

#### I.1.4. "Consultatieve" en "behandeling overdragende" verwijzingen

Verwijzen, het raadplegen van een deskundige over een gezondheidsprobleem van een patiënt, kan ook worden beschouwd als een algemene activiteit van hulpverlening.

Bijvoorbeeld, besluit een patiënt zijn huisarts te raadplegen, om een oplossing te bewerkstelligen van zijn klacht(en), dan verwijst hij zichzelf naar die huisarts. Maar ook als een huisarts een fysiotherapeut te hulp roept bij het gezondheidsprobleem - het niet goed functioneren van zijn patiënt - zal men dit tot een vorm van verwijzing kunnen rekenen. Met beschrijvingen van allerlei verwijssystemen zou men dus een goed beeld kunnen verkrijgen van het gehele terrein der hulpverlening binnen de gezondheidszorg.

De verwijzing vormt als het ware steeds het beginpunt van één of meer activiteiten, die worden uitgevoerd door hiervoor opgeleide deskundigen. Met een verwijzing kan een andere hulpverlener over een gezondheidsprobleem worden geconsulteerd, de behandeling wordt na dit advies door de "verwijzende" hulpverlener voortgezet. Met een verwijzing kan echter ook de behandeling van een gezondheidsprobleem aan een ander worden overgedragen. Meestal zal de verwijzing, die de behandeling overdraagt, meer kosten met zich meebrengen - zeker de "behandeling overdragende" verwijzing naar de specialist - dan een "consultatieve" verwijzing. Nu is het niet uitgesloten dat door verschillen in praktijkvoering, of andere structurele kenmerken, de grens tussen consultatieve en behandeling overdragende verwijzingen per huisarts verschilt, of zelfs, dat door veranderingen in de structurele kenmerken een zekere mate van substitutie tussen deze twee soorten verwijzingen plaats kan vinden. Indien we veronderstellen dat substitutie mogelijk is, (dat wil zeggen het effect van beide vormen van hulpverlening

ongeveer gelijk is), dan valt uiteraard de mogelijkheid te prefereren, die het minst beslag legt op schaarse, alternatief aanwendbare middelen; dat wil zeggen: de verwijzing en de daaraan gekoppelde behandeling, die de minste kosten met zich meebrengt.

Dat hier een groot onderzoekterrein braak ligt, moge duidelijk zijn. Een eerste aanzet voor een dergelijk soort onderzoek is gedaan door de Commissie Onderzoek Functioneren en Organisatie Gezondheidszorg (COFOG). In een projectvoorstel van deze commissie tracht ze wegen aan te geven op welke wijze men de effecten van hulpverlening (gezondheidszorg) meetbaar zou kunnen maken, om daarna, gegeven de kosten van verwijzen en de daaruit voortvloeiende behandelingsactiviteiten, te komen tot een reëel begrip: toegevoegde waarde van een verwijzing.

Wij zullen op het onderscheid tussen consultatieve en behandeling overdragende verwijzingen en hun relaties met de kenmerken van praktijkvoering van huisartsen, in een volgend deel terugkomen.

#### I.1.5. Consequenties

Het verdelen van verwijscijfers in een gedeelte dat beschouwd kan worden als actieve beslissingen van de huisarts, een gedeelte bestaande uit conventies dan wel actieve beïnvloeding door de specialist en een gedeelte waarvoor actieve inbreng van patiëntenzijde verantwoordelijk is, geeft het spanningsveld aan waarbinnen de hoogte van een huisartsenverwijscijfer tot stand komt. Binnen de actieve beslissingen van de huisarts is een onderscheid in verwijzingen ter diagnose dan wel therapie wetenschappelijk vruchtbaar.

Het probleem is dat bovengenoemde nuanceringen een gegevensverzameling vragen op het niveau van de arts/patiënt contacten. Deze contacten en de daaruit voortvloeiende verwijzingen zouden namelijk op dat niveau moeten worden geklassificeerd, en daar doemen ogenblikkelijk problemen op. Meestal zijn slechts globale en getotaliseerde verwijscijfers per huisartspraktijk beschikbaar. Aangezien het in het kader van dit vooronderzoek uitdrukkelijk niet de bedoeling was gegevens te verzamelen op het niveau van de contacten tussen huisarts en patiënt, moet men voorafgaande uiteenzetting eerder beschouwen als een leidraad voor

Akt. kost. H.A. - 2. H.A. - 2. H.A. - 2.

onze onderzoeksbeslissingen en de interpretatie van de gegevens, dan als een hecht en goed doortimmerd theoretisch raamwerk.

De tweede ingang in ons materiaal: het onderscheid tussen consultatieve en behandeling overdragende verwijzingen heeft evenzeer belangwekkende theoretische achtergronden (verwijzen als toegevoegde waarde) en is gekozen met als gezichtspunt een classificatie van verwijzingen naar het vervolg ervan. Verwijzingen gevolgd door herhaalkaarten of opname zijn in dit licht van een andere orde dan eenmalige verwijzingen. Voor wie met een kostenbewust oog de gezondheidszorg beschouwt, zal de relevantie van deze classificatie duidelijk zijn.

## I.2. Het aggregatieniveau

Zoals in de vorige paragraaf is uiteengezet, vereist de meest zinvolle en vruchtbare theoretische benadering van "verwijzen" een lager aggregatieniveau dan waarop in het algemeen gegevens voorhanden zijn. Stroommodellen ontbreken vrijwel geheel en slechts de incidentele registratie van arts/patiënt contacten zoals Lamberts deze in Ommoord heeft opgezet of de continue morbiditeitsregistratie van Huygen in 3 praktijken vormen eigenlijk het enige bestaande materiaal.

### I.2.1. Het laagste niveau: de verwijzing

Het was in het kader van dit vooronderzoek niet de bedoeling om materiaal op het niveau van de contacten tussen arts en patiënt te verzamelen; vandaar dat onze pogingen zich hebben geconcentreerd rond het verwerven van onderzoeksmateriaal op het naast-hogere niveau, namelijk dat der verwijzing zelf.

In eerste instantie benaderden we daarvoor het Landelijk Informatie Systeem Ziekenfondsen en legden de volgende vraag voor:

"Beschikt het LISZ per verwijzing over de volgende gegevens:

1. Leeftijd  
geslacht  
woonplaats } van de verwezen patiënt
2. Naam van de huisarts
3. Naam van de specialist /ziekenhuis
4. Vervolg van de verwijzing:  
herhaalkaarten  
evt. ziekenhuisopname  
evt. opname-indicatie  
ontslagdiagnose".

Zouden wij over deze gegevens kunnen beschikken dan zouden we hiervan-  
daan eenvoudigweg geaggregeerde bestanden per huisarts, gemeente of nog  
grotere eenheden kunnen maken. Zo eenvoudig lag dit echter niet.

Het gegevensbestand van de belangrijkste bron voor dergelijke cijfers,  
dat van het Landelijk Informatie Systeem Ziekenfondsen (LISZ) berust  
op twee niet gekoppelde bronnen: de verwijskaartenadministratie waar  
per verwijskaart leeftijd en geslacht van de verwezen patiënt, een  
code voor de huisarts en het specialisme (niet de specialist) is  
vermeld en de gegevens van ziekenhuizen en specialisten waar ook de  
huisartscode wordt geregistreerd. Koppeling van beide bestanden is  
echter niet mogelijk, zodat de gang van een verwezen patiënt (of een-  
voudiger, van een verwijskaart) niet te traceren is.

Na een schriftelijk verzoek aan het Gemeenschappelijk Bureau der Ziekenfondsen, kwamen we terecht bij het Nijmeegse Ziekenfonds BAZ, dat inderdaad haar basisbestand per patiëntcode had geordend, zodat per patiënt (in de code waren leeftijd en geslacht te identificeren) alles waarover ooit door een arts, specialist, tandarts, apotheker of ziekenhuis was gedeclareerd in principe beschikbaar was (dat het nog verre van eenvoudig was om het basismateriaal geschikt te maken voor nader onderzoek, wordt in deel III van dit rapport beschreven, waar het nu om gaat is dat de gegevens beschikbaar waren). Een bezwaar, voortvloeiend uit het beperkte verzorgingsgebied van het regionale ziekenfonds, was de onmogelijkheid om de per verwijzing verzamelde gegevens verder te aggregeren dan het niveau van de huisartspraktijk <sup>1)</sup>. Het ziekenfonds dekte slechts ongeveer de helft van het verzorgingsgebied (de andere helft werd bestreken door het Centraal ZF Tilburg), zodat we geen gemeentelijke cijfers konden construeren, ook al niet omdat de verschillende urbanisatie-types niet in voldoende variatie vertegenwoordigd waren.

Later in het onderzoek vonden we nog een gegevensbron, waar ook cijfers per verwijzing beschikbaar waren; n.l. de data van het onderzoek van Van Es en Pijlman in 122 Nederlandse huisartsenpraktijken.

Ook hier was het niet mogelijk de gegevens verder te aggregeren dan op de huisartsniveau, omdat per woonplaats niet alle huisartsen in het onderzoek waren betrokken en bovendien de woonplaats niet verder te achterhalen viel.

Ook het vervolg van de verwijzing ontbreekt hier; herhaalkaarten of eventuele opname zijn niet bekend; daar staat tegenover dat wel het aantal arts / patiënt contacten per tijdseenheid is geregistreerd en dat ook de indicatie tot verwijzen bekend is.

- 1) Het is zelfs de vraag of men de gegevens van het BAZ-gedeelte der patiënten mag generaliseren naar de gehele praktijk. Dit mag alleen wanneer er geen systematische verschillen tussen de bij de verschillende ziekenfondsen aangesloten groepen patiënten bestaan, op gezag van onze informanten hebben we aangenomen dat deze verschillen inderdaad niet systematisch waren.



### I.2.2. Het niveau van de huisartspraktijk

Op het niveau van de huisartspraktijk is meer materiaal beschikbaar. Het bekende "verwijspercentage"; het aantal verwijskaarten per 100 of 1.000 verzekerden, is een typisch kenmerk van de huisartspraktijk en kan als zodanig dan ook in verband gebracht worden met een breed scala van praktijkvoeringskenmerken.

Het onderzoek van Raupp onder 192 Limburgse solohuisartsen is een voorbeeld van een dergelijke benadering: naast de verwijscijfers per specialisme is uitvoerig gevraagd naar het gebruik van diagnostische en therapeutische hulpmiddelen, praktijkvoering, patiënten-aantallen en aantallen contacten, opvattingen over het huisartsenvak, etc.

De vraagstelling van Raupp was niet speciaal gericht op het verklaren van verschillen in verwijscijfers van huisartsen (hij wilde "patronen" ontdekken in werkwijzen van huisartsen), vandaar dat wij besloten in eerste instantie zijn materiaal nog eens opnieuw met een andere vraagstelling te analyseren. Bovendien leek het ons zinvol om de huisartsen die als medewerker aan het BAZ-ziekenfonds waren verbonden een vragenlijst te sturen met als onderwerp het gebruik van diagnostische en therapeutische hulpmiddelen in de praktijk.

Vergelijking met Raupp's resultaten zou dan mogelijk zijn, terwijl verfijning van de vraagstelling mogelijk was door de veel genuanceerdere aard van de BAZ-verwijscijfers.

### I.2.3. Niveau's hoger dan de huisartspraktijk

Men kan natuurlijk nog verder gaan. Met name wanneer men geïnteresseerd is in structurele begrenzingen van verwijscijfers of ziekenhuisopnamen, ligt het voor de hand om de cijfers zo ver te aggregeren, dat koppeling aan omgevingskenmerken mogelijk wordt. Per gemeente bijvoorbeeld is een schat aan gegevens beschikbaar over de demografische, sociale en economische structuur of over de omvang van en afstand tot allerlei medische en sociaal culturele voorzieningen.

Voorwaarde voor een dergelijke aggregatie is wél, dat alle subeenheden van de hogere eenheid op een lager aggregatieniveau aanwezig zijn.

Zoals reeds is aangetoond is dit voor geen enkel van de aangehaalde onderzoeken mogelijk. Het hoogst bereikbare niveau tot nu toe is dat van de huisartspraktijk. Het materiaal van het Landelijk Informatie Systeem der Ziekenfondsen is wel te transformeren tot gemeentelijk niveau: het wordt zelfs in die vorm gepubliceerd in de LISZ-jaarboeken 1974, 1975. Het lagere niveau - per huisarts - wordt niet gepubliceerd, maar aangezien op dat niveau weer geen verdere gegevens beschikbaar zijn, hebben wij ons beperkt tot nadere analyse van de gemeentelijke gegevens, met de bedoeling de invloed van algemene, globale en structurele kenmerken op huisartsenverwijs- en -opnamecijfers na te gaan.

I.2.4. Conclusie

Beziet men de verschillende aggregatie niveau's en het voorhanden zijnde materiaal, dan is een eerste slotsom, dat geen materiaal beschikbaar is dat van het laagst aanwezige aggregatie niveau (in ons geval: "de verwijzing") verder transformeerbaar is dan het niveau der huisarts (huisartspraktijk).

Schematisch ziet het door ons verzamelde onderzoeksmateriaal, waarin wij uitspraken op verschillende niveau's willen doen, er als volgt uit:

niveau	onderzoeks materiaal	hoger aggre- gatie niveau mogelijk	lager niveau mogelijk	soort uitspraken
1. arts/ patiënt contact	niet aanwezig	-	-	over beslis- processen
2. verwij- zing	BAZ, van Es en Pijlman	ja, naar 3	nee	over invloed van patiënt- en kenmerken op verwij- zingen
3. huis- arts (praktijk)	Raupp, en- quête Nijmeegse artsen	nee	nee	over invloed van praktijk- kenmerken
4. gemeente	LISZ 1974	ja, naar 5	ja, in principe naar 3	over invloed van struktu- rele omgevings- kenmerken
5. hogere eenheden rayons	geen apart materiaal verzameld	-	-	id.

Schematische voorstelling van de aggregatieniveau's en af te leiden uitspraken van het verwijsonderzoek (NHISMW).

### I.3. Opzet van de verslaglegging

Het onderzoeksverslag is opgebouwd rond de drie aggregatieniveau's; elk in een afzonderlijk gedeelte verschijnend. Eerst een analyse van verwijscijfers per gemeente.

In het tweede deel de verwijscijfers per huisarts en in deel III tenslotte de verwijzingen zelf.

Eerst worden de condities geschetst waaronder verwijzen plaatsvindt (vooral aangegeven door aard en omvang van de klinische voorzieningen); de mogelijkheid tot verwijzen.

Vervolgens (in deel II) rapporteren wij de per huisartspraktijk verzamelde gegevens om de invloed van praktijkvoeringskenmerken vast te stellen, waarbij we zoveel mogelijk de invloed van conditionerende gegevens constant proberen te houden.

De verschillende delen hebben ongeveer dezelfde opbouw:

inleiding;  
doelstelling en verantwoording;  
overzicht recente literatuur;  
explicitering van verwachtingen;  
beschrijving van verzameld materiaal en gebruikte technieken;  
resultaten en commentaar.

Aan het slot van het derde deel volgt een algemene samenvatting van de voornaamste resultaten.

## II. Verwijzingen, opnemingen en verpleegduurcijfers op macroniveau

### II.1. Doelstelling en verantwoording

De laatste vijf jaar is op het gebied van onderzoek naar de invloed van structurele factoren als aard en omvang van klinische voorzieningen op verwijs- en opnamecijfers per bevolkingseenheid een indrukwekkende hoeveelheid studies gepubliceerd.

De belangrijkste groep publikaties is afkomstig uit het Economisch Instituut der Rijksuniversiteit Leiden (o.l.v. prof.dr.B.M.S.van Praag), welk instituut met veel methodische vakbekwaamheid hard op weg is een serie bruikbare wiskundige modellen voor de gezondheidszorg te construeren.

De conclusies die zij trekken in hun belangrijkste rapport, het ziekenhuis in de gezondheidszorg, over de invloed van de omvang van de klinische voorzieningen en de huisartsendichtheid op het aantal opnamen per 1000 inwoners, zien er zo solide en gefundeerd uit; de aanvallen van verschillende zijden (Hoogendoorn 1975), Gruyters en Slikker (1975 a + b), Fokkens (1975), worden zo afdoende en krachtig afgeslagen dat men zich de vraag kan stellen, of het niet een zekere verspilling van tijd en inspanning genoemd kan worden nogmaals deze platgetreden paden op te gaan.

Waarom niet eenvoudigweg de door de Leidse werkgroep gevonden relaties instemmend weergegeven en overgegaan tot de overgebleven vraagstukken: de invloed van praktijk-, huisartsen- of patiëntenkenmerken op verwijs- en opnamecijfers?

Welnu, er waren toch enkele overwegingen om een stukje "modellenbouw" en macro-analyse in ons onderzoek in te lassen.

Zoals vaker bij het bedrijven van wetenschappelijk onderzoek het geval is: een mengeling van theoretische en opportunistische motieven.

Om met de laatste categorie te beginnen: de in de tijd dat dit onderzoek werd opgezet verschijnende gemeentelijke cijfers uit het Landelijk Informatie Systeem Ziekenfondsen waren eigenlijk te mooi om te laten liggen. Hoe aardig zou het niet zijn als we met dit nieuwe materiaal van recenter datum (1974) de bevindingen van Van Praag e.a. konden bevestigen.

De overwegingen van theoretische aard werden gevoed door de kritische kanttekeningen die hier en daar bij het rapport van Van Praag zijn geplaatst. Met name vonden wij het niet geheel en al terecht (zoals in onze uiteenzetting in paragraaf II.3.3 zal blijken) dat bijvoorbeeld de inhoud van de kritiek van Gruyters en Slikker in het vuur der discussie verloren dreigde te gaan. Bovendien werden wij getroffen door het gegeven dat de relatie tussen (gemiddelde) praktijkgrootte en verwijs- of opnamecijfers nergens elders werd teruggevonden. Tenslotte kwamen wij niet goed uit de voeten met de in het onderzoek gebruikte kernbegrippen "vraag en aanbod". Kortom, voldoende reden om van de gelegenheid gebruik te maken en op basis van de in het LISZ-jaarboek 1974 gepubliceerde gegevens, aangevuld met enkele zich onder handbereik bevindende andere gemeentekennmerken, enkele schattingspogingen te wagen.

De noodzaak hiertoe werd versterkt, omdat in de publikatie "het ziekenhuis in de gezondheidszorg" in tegenstelling tot de eerder verschenen studie "vraag-aanbod relaties in de sektor gezondheidszorg" (1973), geen schattingen van verwijscijfers <sup>1)</sup> zijn gepubliceerd.

In onze opzet zijn deze echter essentieel.

Vòòrdat we de publikaties van de Leidse werkgroep en de reacties daarop kritisch beschouwen, geven we eerst een overzicht van elders gepubliceerde relevante literatuur.

1) Wel wordt door de werkgroep in haar artikel over het makro-rekenmodel (1976) een publikatie over verwijscijfers aangekondigd en enkele resultaten al vermeld.

1e De huisarts fungeert als drempel van het 2e echelon; hoe kleiner de huisartspraktijk, hoe minder er verwezen wordt.

2e Bij een groot aanbod van specialisten is het verwijspercentage relatief hoog.

3e In dichtbevolkte gebieden wordt relatief veel verwezen, evenals in gebieden met veel bejaarden.

4e Het verwijsgedrag van huisartsen is niet onafhankelijk van het verzekeringssysteem.

5e Er is sprake van een autonome, niet met andere variabelen samenhangende trendmatige stijging van het verwijspercentage.

## II.2. Bespreking recente literatuur

De sterk stijgende kosten in de sector gezondheidszorg (kosten die voor een belangrijk deel bestaan uit door ziekenhuizen in rekening gebrachte verpleegprijzen) hebben onderzoek op dit terrein een belangrijke prikkel gegeven.

Het is immers voor een onderzoeker in dit veld bevredigender en spectaculairder zijn publikatie af te kunnen ronden met een besparing van x miljoen gulden of dollars dan met een abstract percentage verklaarde variantie. Het brandpunt van dergelijke onderzoeken wordt gevormd door de invloed van klinische voorzieningen op verschillen in frekwentie van ziekenhuisopnamen en verwijscijfers. Binnen dit terrein zijn echter, zoals in de volgende paragraaf zal worden geïllustreerd, verschillende benaderingen mogelijk.

### II.2.1. Bedaanbod / bedgebruik

Hoewel de relatie tussen toename van het aantal ziekenhuisbedden (of tussen relatieve verschillen per ruimtelijke eenheid op eenzelfde tijdstip) en het gebruik daarvan in verschillende studies is vastgesteld, stelt Harris terecht dat er minstens een tweetal achterliggende verklaringsmechanismen zijn te onderkennen en hij wijst erop dat verschillende auteurs de gevonden relatie langs verschillende weg verklaren. Men kan de twee groepen het best onderscheiden als:

1. (autonome) toename van aanbod schept toename van vraag en
2. door toegenomen vraag moet aanbod zich uitbreiden.

Zelden of nooit wordt echter getoetst welk van de twee benaderingen het meest adequaat en vruchtbaar is.

Uitzondering op deze regel vormen de studies van Harris en Philipsen, die niet zozeer uitgaan van het primaat van één der benaderingen, maar zo goed en zo kwaad als dat met onvolledige gegevens gaat, proberen een toetsing uit te voeren. Harris maakt gebruik van een techniek (de techniek der pad-analyse), die speciaal ontworpen is om te berekenen langs welke weg veronderstelde causale relaties zich afspelen. Harris stelt dat als vergroting van de vraag naar bedden leidt tot een toename van zowel aanbod als het gebruik van ziekenhuisbedden, de relatie tussen aanbod en gebruik zal verdwijnen wanneer men in het model een initiële waarde voor de vraag naar ziekenhuisbedden invoert. (Twee variabelen maten in dit onderzoek deze initiële vraag: de bezettingsgraad der onderhavige ziekenhuizen in 1960 en het gemiddelde

aantal patiënten per dag per 1.000 inwoners).

Wanneer daarentegen de toename van het aantal bedden wordt gerealiseerd los van de behoefte aan bedden, om vervolgens een vergroting van de vraag te scheppen, dan zal een relatie tussen aanbod en gebruik blijven bestaan, ook indien als verklarende variabele de initiële waarde van de vraag naar bedden wordt opgenomen. Dan zal vervolgens, indien de vergroting van de vraag door toename van het aanbod wordt gerealiseerd - doordat beslissingen van artsen over frekwentie van opname en opnameduur wijzigen - de relatie tussen aanbod en gebruik verdwijnen als in het model interveniërende variabelen, die een afbeelding zijn van deze toename in opnamefrequentie en ligduur, worden ingevoerd.

Harris' resultaten bevestigen de laatste redenering.

Men kan zich hierbij nog wel afvragen of meting van toename in bedden aan de hand van een proportionele stijging, waar afgezien wordt van de omvang van het beginniveau, de resultaten niet negatief beïnvloedt.

Tenslotte is stijging in een gebied met een hoog voorzieningenniveau wel iets anders dan stijging in een gebied waar nog een zekere achterstand valt in te halen, zoals Philipsen laat zien voor de relatie tussen groei in omvang (beddental) en complexiteit (specialismen) van algemene ziekenhuizen in Nederland over de periode 1956 - 1966.

Philipsen's studie heeft niet rechtstreeks te maken met de vraagstelling aangaande de relatie tussen beddenaanbod, verwijzingen en bedgebruik, omdat bij hem als onderwerp van onderzoek de interne verhouding tussen omvang en complexiteit van ziekenhuizen fungeert. De resultaten van zijn onderzoek bevestigen het primaat der complexiteit: toename van specialismen gaat vooraf aan uitbreiding van omvang. Wanneer men deze organisatorische veranderingen in een breder kader (de verstedelijking van de samenleving in dit geval) beziet, dan vindt men dat het beddental van ziekenhuizen ongeveer voor alle urbanisatie-categorieën evenredig toeneemt, maar dat wat de toename van het aantal specialismen betreft er van een zekere



inhaalstijging<sup>1)</sup> in de "Nederlandse provincie" sprake is.

In ieder geval is Philipsen's studie een bijdrage tot de verheldering van de oorzaken van beddentoename.

In die zin is ook een recente Amerikaanse studie van Anderson als een belangwekkende bijdrage te beschouwen. Anderson gaat er weliswaar zonder nadere adstructie van uit dat toegenomen aanbod toegenomen vraag creëert maar probeert in zijn gecompliceerd model dit toegenomen aanbod (beddental, specialistendichtheid) te verklaren uit de veranderingen binnen het sociale systeem, waarvan de medische voorzieningen een onderdeel vormen.

Nu moet men zich van Anderson's "social systems model" ook weer niet al te veel voorstellen: als exogene variabelen (de niet verder verklaarde oorzakelijke variabelen) noemt hij: % neger, % Spaanse Amerikanen (onderzoekt regionale verschillen in Nieuw-Mexico), % personen in stedelijke gebieden en de aantallen huisartsen en specialisten 10 jaren voor de onderzoeksdatum.

Als zogenaamde endogene onafhankelijke variabelen (die op hun beurt weer verklaard worden uit de bovengenoemde exogene groep) noemt hij: % bejaarden, % ouder dan 25 jaar en met meer dan 12 jaren opleiding, % inkomen < \$ 3.000, aantal huisartsen per 100.000 inwoners in 1974, aantal specialisten per 100.000 inwoners in 1974 en het aantal ziekenhuisbedden per 1.000 inwoners. Afhankelijke variabele is het aantal verpleegdagen per 1.000 inwoners.

- 1) Voor deze discussie is het nog van belang dat Philipsen kritiek levert op de conventionele wijze waarop "toename" en "groei" berekend worden. Meestal wordt een proportionele verandering als maat gebruikt door toepassing van logaritmische transformatie, soms wordt groei in absolute aantallen gemeten, maar Philipsen kiest voor worteltransformatie omdat hij van mening is, dat een toename in absolute aantallen voor een groot ziekenhuis (hoge startwaarde) van minder betekenis is dan voor een klein ziekenhuis en dat een proportionele toename juist hoge waarden toekent aan kleine ziekenhuizen (lage beginwaarde). De worteltransformatie zit hier ergens tussen in, vandaar de keuze.

Al deze variabelen bij elkaar geven natuurlijk zeer vele uitkomsten. Het zou te ver voeren deze allen te vermelden. We volstaan met een enkele greep:

Er is een negatieve wisselwerking tussen aantallen huisartsen en specialisten.

In de V.S. (in Nieuw-Mexico) is er een sterk verband tussen verstedelijking, opleidingsniveau, specialistendichtheid tien jaren terug, beddental enerzijds en de huidige specialistendichtheid per 1.000 inwoners anderzijds, terwijl huisartsen meer voorkomen in plattelandsgebieden zonder ziekenhuisbedden, waarbij het aantal huisartsen van 1964 in veel mindere mate voorspellend is voor de huisartsendichtheid in 1974.

Anderson spreekt ook van een duidelijke substitutie (niet alleen in tijd maar ook regionaal): in verstedelijkte, rijkere gebieden met inwoners met een hoog opleidingsniveau verdwijnt de huisarts en verschijnt de specialist. Ook ziet men een negatieve relatie tussen ziekenhuisbedden en huisartsendichtheid en een positieve relatie tussen beddental, inkomensniveau, % bejaarden (toegenomen vraag !) en specialistendichtheid. Uiteindelijk worden opnamen dan weer beïnvloed door beddental en specialistendichtheid en verpleegduur door beddental en % bejaarden. In die zin sluit Anderson's studie zeer wel aan bij de door Van Praag en vele anderen gevonden relatie tussen bedaanbod en bedgebruik.

Zoals gezegd, het is ons inziens een verdienste dat ook achterliggende factoren van invloed op beddental, specialisten- en huisartsendichtheid, worden bestudeerd, het is echter wat overdreven om dit nu een sociale systeembenadering te noemen.

In dat geval zou men medische consumptie en ziektegedrag of bedgebruik in verband moeten brengen met een grote reeks van andere gedragsvormen en al deze vormen van afwijkend- of ziektegedrag moeten kunnen verklaren uit de sociale structuur, die dan wel wat gefundeerder mag worden geïndiceerd dan met de gebruikelijke percentages stedelingen, zwarten, armen, dommen en ouden van dagen.

Er bestaat een studie, waar deze veel ruimere opzet inderdaad gekozen is, namelijk de wat oudere studie van Drop. Het onderzoek bestaat

uit 3 delen, waarvan 2 gedeeltes zijn gepubliceerd (1971, 1972 a,b)  
 In de eerste publicatie ('71) wordt een breed scala van per gemeente verkrijgbare statistische gegevens (volkstelling 1960) omtrent afwijkend- (van blanco stemmen tot agressieve misdrijven) en ziektegedrag gereduceerd tot een tweetal gedragsdimensies namelijk "vluchtgedrag" en "agressief gedrag". Helaas is over ziektegedrag veel minder veelzijdig materiaal verkrijgbaar: alleen sterftcijfers, besmettelijke ziekten, opnamen in algemene ziekenhuizen en psychiatrische inrichtingen, en afkeuringen uit militaire dienst. Het eerste gedragstype (vluchtgedrag) is kenmerkend voor forensengemeenten in het westen des lands en bevat variabelen als: echtscheiding, niet stemmen, laag huwelijksgeboortecijfer, emigratie, migratie en opnamen in psychiatrische ziekenhuizen wegens neurosen, terwijl de gemeenten in het zuiden des lands en de grote steden hoog scoren op de tweede factor, die bestaat uit criminaliteit (agressieve misdrijven, vermogensmisdrijven), ongeldige stemmen en de opnamecoëfficiënt in ziekenhuizen.

Vervolgens (1972b) wordt onderzocht wat de invloed van zogenaamde "cijfers producerende instanties" is op de gevonden gedragsfrequenties. Het gaat hier bijvoorbeeld om de relatie politiesterkte / criminaliteit, opname-capaciteit van ziekenhuizen en opnamecoëfficiënt, aanwezigheid van bureau's voor alcoholisme en het aantal verslaafden, afstand tot psychiatrische inrichtingen en opnamecoëfficiënt aldaar. Drop vindt dat de gevonden ziektegedrag-variabelen: cijfers voor doodgeboorte, zuigelingensterfte, sterfte aan hart- en vaatziekten en kwaadaardige nieuwvormingen, afkeuringen militaire dienst NIET worden beïnvloed door aantal huisartsen, wijkverpleegsters, beschikbare ziekenhuisbeddagen. Opnamen in ziekenhuizen en inrichtingen worden WEL sterk beïnvloed door de maximale opnamecapaciteit <sup>1)</sup> maar NIET door de huisartsendichtheid

Gemeentelijke opname-cijfers in psychiatrische inrichtingen worden sterk beïnvloed door de afstand van gemeente tot inrichting.

De invloed van urbanisatiegraad - los van de maximale opnamecapaciteit - is sterk en positief voor opnamecoëfficiënt in algemene ziekenhuizen en minder sterk (wel significant) voor

1) Hier is de invloed van een belangrijke verklarende factor als urbanisatiegraad uitgeschakeld.

opname-coëfficiënt in psychiatrische inrichtingen.

Het derde onderzoeksdeel, waar zowel de afwijkend gedrag dimensies als de omvang van de cijfers producerende, orde handhavende instanties moeten worden verklaard uit een veelheid van veranderingen van de structuur der samenleving (met name uit de steeds verder gaande arbeidsverdeling en de toenemende complexiteit) is, helaas, nog niet gepubliceerd.

De tot nu toe besproken literatuur geeft sterke steun aan de "aanbod scheidt vraag" hypothese, zij het dat "toegenomen aanbod" niet als eindpunt van de redenering moet worden beschouwd: veranderingen binnen de medische professie (een substitutieproces, waar algemene zorg steeds verder vervangen wordt door gespecialiseerde zorg), maar ook binnen grote samenlevingsverbanden (veranderingen in aard en proces van sociale beheersing van menselijk gedrag) beïnvloeden dit aanbod weer op hun beurt.

De enige duidelijke aanhanger van de "toegenomen-vraag-scheidt-groter-aanbod-school" in de recente literatuur is eigenlijk Belleman, medewerker van het Nationaal Ziekenhuis Instituut. Zijn redenering is als volgt:

Algemene maatschappelijke processen (hij baseert zich op Zola en Illich) hebben als effect gehad dat het begrip "ziekte" een veel ruimere betekenis heeft gekregen. Een toenemend deel van het ongedefinieerde gebied van lichamelijk onwelbevinden wordt als ziekte betiteld, in de zin, dat hiervoor medische hulp wordt ingeroepen. Gezondheid en ziekte zijn steeds centraler komen te staan in de belevingswereld van mensen en dat alles resulteert in een sterk toegenomen medische consumptie. Deze toename richt zich het eerst op de huisarts, die een (constant blijvend) gedeelte van zijn patiënten zelf behandelt, maar de rest doorstuurt naar hogere echelons, waar ook alweer een constant percentage wordt opgenomen. De beginvraag neemt toe; de hulpverleners hebben een soort van constante verwijs- dan wel opnameneiging (een soort

Markov-model<sup>1)</sup> ), maar door de stijging van de beginvraag bij de huisarts ontstaat er een volumestijging in de vraag naar specialistische hulp, waaraan wordt beantwoord door een toename van specialisten en bedden.

Belleman baseert zijn onderstellingen (die in onderhavige studie overigens niet worden getoetst) op de volgende zaken:

a. het aantal verwijzingen per 1.000 ZF-verzekerden stijgt sneller dan het aantal opnamen.

- verwijzingen: 1960 = 330,75    1974 = 456,73    stijging van 38 %
- verzek.opn. : 1960 = 80,2    1974 = 108,6    stijging van 35 %
- inw.opnamen : 1960 = 79,8    1974 = 104,9    stijging van 31 %.

b. de verhouding opnamen/verwijzingen blijft ongeveer constant<sup>2)</sup> (23,6 opnamen / 100 verwijzingen in 1960. 22,6 opnamen / 100 verwijzingen in 1974).

c. De toename in gebruik van klinische voorzieningen vindt voornamelijk en het sterkst plaats op het gebied van de minder ingrijpende verrichtingen (gebruik operatiekamer met een stijging van 60 % voor de meest complexe diagnostische verrichtingen en van 500 % voor de minst complexe- id. voor therapeutische ingrepen (67 % stijging hoogste categorie - 600 % stijging (1960 - 1974) voor de minst ingewikkelde therapeutische ingrepen).

1) Het is uiteraard niet de bedoeling op deze plaats nader in te gaan op het nut van toepassing van Markovketens bij het analyseren van medische beslisprocessen. Belleman gebruikt de term zelf nergens, en wij duiden hier slechts een "vulgair Markov-begrip", aan, waar we alleen mee willen wijzen op het kenmerk "onafhankelijkheid van de verschillende fasen" en "vaste overgangswaarschijnlijkheden".

2) Zij het niet voor alle specialismen (p. 42):

- interne gen.kunde 33.5 (1960) - naar - 29.7. (1974) - 11 %
- kindergen.kunde 68.7 (1960) - naar - 51.3 (1974) - 25 %
- chirurgie 37.7 (1960) - naar - 28.1 (1974) - 25 %
- dermatologie 6.4 (1960) - naar - 3.8 (1974) - 41 %.

Alleen KNO blijft constant, er is een toename bij oogheelkunde (+ 29 %) en zenuw- en zielsziekten (+ 13 %).

- d. In de weinige studies, waar het handelen van de huisarts onderwerp van onderzoek is (hij noemt de onderzoeken van Buma, Bramlage, Van Es en Pijlman, wordt ongeveer 75 % van de gevallen zelf behandeld en voor 25 % specialistische hulp ingeroepen (in de 3 studies varieert dit van 21 tot 30 %).
- e. Transversale verschillen in verwijs- en opnamefrequenties (zoals de verschillen tussen leeftijds- en geslachtscategorieën van patiënten of urbanisatiegraad van de gemeente) vertonen overeenkomst met de (in andere) studies gemeten verschillen in prevalentie van nieuwe aandoeningen in de huisartsenpraktijk (hoofdstuk 3) (medische consumptie stad hoger dan platteland - vrouwen bezoeken vaker huisarts dan mannen).
- f. Het ziekteverzuim (frequentie) stijgt ook alsmaar (van 1.404 (1960) naar 1.835 (1974) voor mannen en van 1.812 (1960) naar 2.837 (1974) voor vrouwen).

Kortom, verwijzen en opnemen zijn een functie van een veranderde mentaliteit en veranderd morbiditeitspatroon van de bevolking, waardoor meer "lichtere pathologie" bij de huisarts komt en waardoor bijgevolg ook de selectienormen omlaag gaan.

Nu is een Markov-achtige besliskundige benadering van selectieprocessen van eerste naar tweedelijns gezondheidszorgen verder een op zichzelf interessante visie. Hij staat als louter formele benadering lijnrecht tegenover een zienswijze waar de (intrinsieke) kwaliteit van het medisch handelen het selectieproces stuurt en is als zodanig verfrissend te noemen. Bovendien vindt men hier voorbeelden in de literatuur (het door Zola beschreven experiment, waar een groep kinderen langs KNO-artsen gestuurd werd met de vraag of tonsillectomie geïndiceerd was; de kinderen voor wie dit het geval was, werden uit de groep gelaten, het restant werd met dezelfde vraag naar de volgende KNO-arts gestuurd, enz. Iedere keer werd eenzelfde fractie uitgekozen voor een operatie).

Toch is de vraag of de door Belleman aangehaalde voorbeelden zijn betoog wel voldoende steunen. Zo is het bijvoorbeeld niet verantwoord om uit de inderdaad vrijwel constant gebleven relatie opnemen /

verwijzen over het totaal generaal van alle verwijs- en opnamecijfers, conclusies te trekken over beslisprocessen bij individuele huisartsen en specialisten, omdat:

- a. Dit totale gemiddelde is samengesteld, zelfs op het hoogst geaggregeerde niveau, uit afnamen (zelfs monotoon dalende afnamen) bij chirurgie, kindergeneeskunde, dermatologie en toenamen bij oogheelkunde en psychiatrie, twee specialismen met buiten de normale patronen vallende verwijs- en opnamecijfers.
- b. Stel dat de "mentaliteit van de bevolking" enigszins te indiceren zou zijn met "urbanisatiegraad van de woongemeente", dan zou ook in transversale studies de relatie tussen aanwezigheid of omvang van het voorzieningenapparaat en opnamecoëfficiënt (of verhouding opnemen / verwijzen) moeten verdwijnen bij invoering van deze urbanisatie-variabele. Onze eigen onderzoeksresultaten echter bevestigen de conclusies van Kruidenier ('76, '77) namelijk dat afstand en omvang enerzijds en urbanisatiegraad anderzijds van elkaar onafhankelijke bijdragen leveren aan verschillen tussen gemeentelijke verwijs- en opnamecijfers.
- c. Op het niveau van de individuele huisartspraktijk vindt men de onderstelde constantheid van de relatie opnemen / verwijzen geheel niet terug.  
Vrouwen bijvoorbeeld worden inderdaad vaker verwezen, bezoeken de huisarts ook vaker, maar worden naar verhouding niet vaker opgenomen (zie deelonderzoek III).
- d. Het is de vraag of men alle verwijzingen wel in een besliskundig model kan vatten. Pel, de Vries en Van Es en Pijlman noemen in hun studies verschillende soorten verwijzingen (achteraf-verwijzingen, herhaal-verwijzingen na 1 jaar, verwijzingen voor controle op refractie-afwijkingen), die in hun ogen geen "echte", dat wil zeggen van de actieve beslissing van de huisarts afhankelijke verwijzingen zijn (Pel 41-59, de Vries 43-57, Van Es en Pijlman 30-70) (zonder oogarts verwijzingen). Pel stelt dan ook nadrukkelijk, dat het

*"bruto verwijsperscentage niet langer dient te worden gehanteerd als indicator die iets (wat dat dan ook zijn mag) zegt over het functioneren van de huisarts".*

In ieder geval passen de herhaalverwijzingen (omdat de geldigheid van de eerste verwijskaart is verstreken) niet zonder meer in een Markov-model: er zit een terugkoppeling in, die op zijn beurt de huisartsenconsumptie weer beïnvloedt, zodat aan één van de modelpostulaten (de onafhankelijkheid van de verschillende fasen) niet wordt voldaan.



## CONCLUSIES

Hoewel de gepresenteerde selectie van literatuur geen representatief beeld van de verschillende stromingen geeft en wellicht onze eigen impliciete voorkeur voor de aanbod-schept-vraag hypothesen weergeeft, zijn de argumenten voor laatstgenoemde stelling ons inziens sterker dan voor het tegendeel.

Men zou echter de kanttekening kunnen maken dat het, tenzij men van het bestaan van evidente onderconsumptie en een omvangrijk reservoir van latente behoeften uitgaat (maar, paradoxaal genoeg, wijzen Belleman's eigen cijfers over het gebruik van de operatiekamer in het ziekenhuis niet in deze richting), eigenlijk voor het voeren van beleid niet eens zoveel terzake doet hoe de causale relaties tussen vraag en aanbod liggen.

Gruyters en Slikker (1975 a), roepen protesterend uit, dat men natuurlijk het aantal opnamen kan verminderen door ziekenhuizen te sluiten, gelijk men het aantal verkeersongevallen op een kruispunt tot nul kan reduceren door dat kruispunt op te breken maar het is een feit, dat men, als men concludeert dat het kwalitatieve niveau der klinische consumptie te zeer is gedaald naar verhouding tot het niveau der geboden zorg (hetgeen het geval is wanneer zaken die op een lager niveau afgehandeld kunnen worden, te hoog terecht komen), het volume der zorg kan beperken, ongeacht of het hier een autonome vraagstijging of een door toegenomen aanbod gegenereerde consumptietoename betreft.

### II.3. Een Leidse werkgroep in de gezondheidszorg

#### II.3.1 Inleiding

Het is niet overdreven te stellen dat het rapport "het ziekenhuis in de gezondheidszorg" van de Leidse economen Van Praag, Rutten en Van der Gaag, als een zware steen in de vijver is geplonst. Merkt Van Praag in een lezing (1976) op een symposium van het studiecentrum voor ziekenhuiswetenschappen nog op, dat er zowel op de onderzoeksvoorstellen als op het eerste interimrapport van de werk-

groep (beide op ruime schaal verspreid) nauwelijks enige reactie is gekomen; het tweede rapport bepaalt ook nu nog, 2 jaar na verschijnen, in belangrijke mate de discussie.

Twee redenen zijn hiervoor aan te wijzen.

Ten eerste spreken de auteurs klare taal. "Vier per duizend is genoeg"! Hun uitspraken zijn niet mis te verstaan. Op pagina 5 bijvoorbeeld zeggen ze over het beddenbestand:

*"Er bestaat een zeer sterke relatie tussen het aanbod van ziekenhuisbedden en het gebruik ervan.*

*Daardoor is het beddenbestand het belangrijkste "stuurinstrument" voor de klinische consumptie."*

Op de volgende bladzijde een heldere uitspraak over de invloed van de huisartsendichtheid (pag. 6):

*"Versterking van het eerste echelon (toename van het aantal huisartsen) verlaagt de klinische consumptie.*

*Deze verlaging is zo groot dat de realisering van de 4<sup>0</sup>/100 norm en een gelijktijdige opvoering van de huisartsendichtheid (met b.v. 38 %) tot een aanzienlijke vermindering van het ziekenhuisbedgebruik zal leiden zonder dat daarbij sprake is van vergrote spanning tussen vraag en aanbod"*.

Ten tweede wordt het beleid op het departement van Volksgezondheid en Milieuhygiëne ten aanzien van de planning van klinische voorzieningen in nauwe relatie tot de studies van de werkgroep uitgevoerd. Naast de opdracht een model te construeren voor de sector volksgezondheid in de Nederlandse economie (Van Praag 1976, p. 21), was het de uitdrukkelijke bedoeling aan de hand van dit model beleidsalternatieven te evalueren (ibid.p. 29).

De resultaten van Van Praag's onderzoek zijn dan ook zeker geen vrijblijvende wetenschappelijke cijfers: ze hebben directe gevolgen voor de organisatie en structuur van de gezondheidszorg.

Diskussie over de resultaten heeft dan ook een wat scherpere toon dan gebruikelijk: er staan belangen op het spel; de toon is feller: wie de resultaten aanvecht, tast ook het daarop gebaseerde beleid aan.

Voor een discussie heeft dit voor- en nadelen.

De dodelijke saaiheid van academische wetenschappelijke discussies wordt doorbroken, maar de kans bestaat dat argumenten van auteurs en critici niet meer tot hun recht komen.

Gezien het evidente belang van de studies van de Leidse werkgroep hebben we besloten deze in een aparte paragraaf samen met hun critici te bespreken.

Het accent in onze redenering ligt niet op het door de staatssecretaris gevoerde beleid, maar op het onderzoek van de werkgroep.

### II.3.2. De rapporten van de Leidse werkgroep

#### II.3.2.1. De opzet van het onderzoek

Zoals gezegd bestond de opdracht door het ministerie van Volksgezondheid aan de Leidse werkgroep verstrekt, uit het construeren van een rekenmodel voor de sektor volksgezondheid van de Nederlandse economie (Van Praag 1972).

Volgens beproefd recept is er naar gestreefd zoveel mogelijk relevante meetbare grootheden in het model op te nemen; daarin enigszins geremd door de gebrekkige kwaliteit van het beschikbare materiaal.

Nadrukkelijk zij vastgesteld dat het om een sector model van de economie gaat, indicatoren voor gezondheid en welzijn van de Nederlandse bevolking horen in een dergelijk model in eerste instantie niet thuis<sup>1)</sup>.

1) Voor een zinvolle evaluatie van ontwikkelingen in de gezondheidszorg is constructie van breder opgestelde modellen natuurlijk wel van belang. De samenstellers dienen zich echter te wapenen tegen enige teleurstelling. Recentelijk verschenen publicaties (Siegman e.a., Martini e.a.) wijzen er op dat het effect van medische voorzieningen op de klassieke gezondheidsindicatoren (leeftijdsspecifieke sterfte, zuigelingensterfte, ziekenhuis-morbiditeit) veel minder sterk is dan het effect van "socio-demografische" variabelen.

De eerste belangrijke keuze was die der te verklaren variabelen:  
(1973 p. 1).

- a. *het aantal opnamen in algemene ziekenhuizen per 1000 inwoners.*
- b. *het aantal ligdagen per opname.*
- c. *het aantal verwijzingen naar specialisten van ziekenfondspatiënten.*
- d. *het aantal herhalingskaarten per verwijskaart.*
- e. *de specialistische verrichtingen per verwijskaart.*

De verklarende gegevens in het model worden gesplitst in drie groepen:

A. Onbeïnvloedbare factoren

1. *het % bejaarden in de regio (leeftijdsopbouw).*
2. *de bevolkingsdichtheid in de regio (urbanisatiegraad).*

B. Op lange termijn beïnvloedbare factoren

1. *het beddenbestand in algemene ziekenhuizen.*
2. *het beddenbestand in academische ziekenhuizen.*
3. *het beddenbestand in erkende verpleeghuizen.*
4. *de praktijkgrootte van de huisarts.*
5. *de praktijkgrootte van de specialist.*

C. Direct beïnvloedbare variabelen

1. *de prijs per verpleegdag in algemene ziekenhuizen.*
2. *het % ziekenfondsleden in de regio (het tarifiëringssysteem).*

De meeste van deze gegevens dienen betrekking te hebben op een vast populatie aantal. Wanneer dit is vastgesteld, dan is de modelconstructie niet zo moeilijk meer.

Het gaat er dan om vast te stellen wat de invloed van een (groep) onafhankelijke variabele(n) is, de mogelijke invloed van de andere (groepen) onafhankelijke variabelen uitgeschakeld.

Voor deze populatie-eenheden zijn twee indelingen geconstrueerd:

1e Een indeling in 120 rayons rond plaatsen (gemeenten) waar een algemeen ziekenhuis was gevestigd (1969, 1971);

2e een indeling in 84 werkingsgebieden van ziekenfondsen.

De tweede indeling bleek noodzakelijk omdat een aantal gegevens per ziekenfonds aanwezig was.

Na de verschijning in 1973 van het eerste rapport (met materiaal van 1969) zijn aan de hand van gegevens over 1971 de gevonden resultaten getoetst en zijn enkele wijzigingen in de onderzoeksopzet aangebracht.

De belangrijkste wijziging vond plaats bij het bepalen van de te verklaren variabelen: in plaats van het feitelijk aantal opnamen per 1,000 inwoners werd nu verklaard: *het verschil tussen het feitelijk aantal opnamen en het aantal dat men op grond van de bevolkingsopbouw naar leeftijd en geslacht zou verwachten.*

Door deze oplossing werd een schattingsprobleem uit het eerste rapport omzeild, de interpretatie van de gevonden resultaten is, zoals wij in de discussie zullen zien, aanmerkelijk moeilijker geworden.

#### II. 3.2.2. De bevindingen

Gegeven de hoeveelheid variabelen, de twee verschillende soorten rayons, de twee jaren (1969, 1971) waarover de materiaalverzameling zich uitstreckte, en de verschillende analysemethoden, laat de complexiteit van de bevindingen zich makkelijk voorstellen.

Zelfs wanneer we ons in het kader van het eigen onderzoek beperken tot de resultaten betreffende de analyse van verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers, is het nauwelijks mogelijk alles weer te geven. Het is wellicht nog het meest overzichtelijk de verschillende resultaten in een schema weer te geven. Het materiaal voor 1969 wordt in drievoud weergegeven. De eerste kolom bevat de resultaten van de schatting volgens de methoden der kleinste kwadraten uit het rapport vraag-aanbod relaties (zowel voor de algemene ziekenhuisrayons als voor de werkingsgebieden van ziekenfondsen), in de tweede kolom worden de resultaten van een hernieuwde schatting volgens de methode der

## SCHEMATISCHE WEERGAVE RESULTATEN

AARD ANALYSE		1969. KLEINSTE KWADRATEN BRON: VRAAG-AANBOD RELATIES					1969. GEGENERALISEERD BRON: ZH. i.d. GEZ.H.ZORG				1969. GESTANDAARDISEERD BRON: ZH. i.d. GEZ.H.ZOR			
TE VERKLAREN VAR.		VERWIJSC.	OPNAMEN		VERPL.DUUR		OPNAMEN		VERPL.DUUR		OPN.FEITEL. OPN.VERW.		VERPL.FEITEL. VERPL.VERW.	
Analyse-eenheid		ZF 58	alg. 120	alg. 120	alg. 120	alg. 120	ZF 84	alg. 120	ZF 84	alg. 120	ZF 84	alg. 120	ZF 84	
niet te beïnvloeden factoren	% bejaarden	11.88* (5.47)	-0.21* (0.06)	-0.17* (0.06)	0.14* (0.06)	0.22 (0.12)	-0.26* (0.06)	0.24* (0.06)						
	% vrouwen						-0.31 (0.37)	0.09 (0.36)						
	bev.dichtheid	46.01* (9.34)					-0.03* (0.01)	0.02* (0.01)		-0.05* (0.01)		0.02* (0.01)		
op lange termijn te beïnvloeden factoren	alg.zh.bed/ 1000 inw.		0.47* (0.04)	0.56* (0.07)	0.37* (0.04)	1.59* (0.14)	0.58* (0.05)	0.35* (0.04)		0.54* (0.05)		0.36* (0.04)		
	ac.zh.bed/ 1000 inw.		-0.03* (0.008)	-1.8* (0.30)	0.02* (0.008)	3.5* (0.6)	-0.05* (0.01)	0.03* (0.01)		-0.07* (0.01)		0.03* (0.01)		
	verpl.h.bed/ 1000 inw.		0.001 (0.003)	0.06 (0.08)	0.005 (0.003)	0.24 (0.17)	-0.004 (0.004)	0.005 (0.004)		-0.008* (0.004)		0.006 (0.004)		
	huisartsen/ 10000 inw.	-264.95 (204.90)	-0.08 (0.11)	-1.1 (3.1)	0.11 (0.11)	2.24 (6.17)	0.03 (0.11)	0.04 (0.10)		-0.34* (0.09)		0.14 (0.63)		
	specialisten/ 10000 inw.	-4.43 (92.16)	-0.02 (0.03)	-0.06* (0.03)	0.01 (0.03)	-0.01 (0.07)	-0.03 (0.04)	0.03 (0.03)		-0.07 (0.04)		0.04 (0.03)		
	spec.AC.zh./ <sup>1)</sup> 10000 inw.	-589.73* (190.27)												
direct beïnvloedbaar	verpl. <sup>2)</sup> prijs		-0.06 (0.06)	-0.01* (0.009)	-0.06 (0.06)	-0.02* (0.01)								
	% ZF-patiënten	1.19 <sup>3)</sup> (1.32)	-0.12* (0.06)	-0.02* (0.01)	0.18* (0.06)	0.08* (0.02)	-0.26* (0.08)	0.27* (0.08)		-0.32* (0.09)		0.28* (0.08)		
	aant.ov. verpl.kund.						0.07 (0.05)	0.06 (0.05)		0.08 (0.06)		0.05 (0.05)		
	verw./ 1000 verz.													
	opn./ 1000 verz.													
	constante	324.38* (9.34)	2.6* (0.45)	11.3* (1.3)	1.6* (0.44)	1.2 (2.7)	2.91* (0.46)	0.35 (0.44)		0.12 (0.50)		-1.98 (0.42)		
	functie- specificatie	lineair	logli- neair	lineair	logli- neair	line- air	logli- neair	logli- neair		logli- neair		logli- neair		
aard vd. relatie	structuur vergel.	structuur vergel.		herleide vorm		struct. vergel.	herl. vorm		struct. vergel.		herl. vorm			

## LEIDSE WERKGROEP

AARD ANALYSE		1971. GEGENERALISEERD BRON: ZH. i.d. GEZ.H.ZORG				1971. GESTANDAARDISEERD BRON: ZH. i.d. GEZ.H.ZORG			
TE VERKLAREN VAR.		OPNAMEN		VERPL.DUUR		OPN.FEITEL. OPN.VERW.		VERPL.FEITEL. VERPL.VERW.	
Analyse-eenheid		alg. 120	ZF. 84	alg. 120	ZF 84	alg. 120	ZF 84	alg. 120	ZF 84
niet te beïnvloeden factoren	% bejaarden	-0.29* (0.05)		0.29* (0.05)		/			
	% vrouwen	0.007 (0.35)		0.11 (0.35)					
	bev.dichtheid	-0.02 (0.01)		0.02* (0.01)					
op lange termijn beïnvloeden factoren	alg.zh.bed/ 1000 inw.	0.58* (0.03)		0.26* (0.04)		0.57* (0.05)	0.62* (0.09)	0.66* (0.04)	0.15* (0.06)
	ac.zh.bed/ 1000 inw.	-0.04* (0.01)		0.01 (0.01)		-0.06* (0.01)		-0.02* (0.01)	
	verpl.h.bed/ 1000 inw.	0.001 (0.003)		0.001 (0.003)		0.003 (0.004)	0.002 (0.004)	0.003 (0.002)	0.003 (0.003)
	huisartsen/ 10000 inw.	0.07 (0.08)		0.12 (0.03)		-0.27* (0.09)	-0.34* (0.11)	0.15* (0.05)	0.24* (0.07)
	specialisten/ 10000 inw.	-0.01 (0.03)		0.02 (0.03)		-0.04 (0.05)		0.01 (0.02)	0.05 (0.04)
	special.zh./ 10000 inw.								
direct beïnvloedbaar	verpl. prijs								
	% ZF patiënten	-0.10 (0.09)		0.24* (0.09)		-0.04 (0.12)	-0.30 (0.16)	0.18* (0.06)	-0.03 (0.10)
	aant.ov. verpl.kund.	0.01 (0.04)		0.04 (0.04)		0.01 (0.01)	0.27* (0.13)	0.05 (0.03)	-0.16* (0.08)
	verw./ 1000 verz.								
	opn./ 1000 verz.							-0.68* (0.05)	
	constante	2.63 (0.54)		0.24 (0.55)		-0.80 (0.64)	-0.31 (0.83)		
	functie-specificatie	loglineair		loglineair		loglineair			
aard vd. relatie	structuurvergel.		herleide vorm		structuurvergel.		strukt. vergel.	herl. vorm	

1) alleen voor de '69-analyse van belang

2) alleen in 1969 opgegeven

3) % part. patiënten

gegeneraliseerde kleinste kwadraten <sup>1)</sup> (uit het rapport "het ziekenhuis in de gezondheidszorg"), terwijl in de derde kolom niet de feitelijke opname- en verpleegduurcijfers worden geschat, maar het verschil tussen feitelijke en verwachte cijfers (gegeven de bevolkingsopbouw naar leeftijd en geslacht). De resultaten over het materiaal van 1971 zijn alleen in gegeneraliseerde en gestandaardiseerde vorm gepubliceerd, deze vindt men in de laatste twee kolommen. Voor iedere verklarende variabele worden de regressie-coëfficiënten en de standaardafwijking vermeld.

Significante relaties zijn van een asterisk (\*) voorzien.

#### COMMENTAAR

De relatie: hoe meer bedden per 1.000 inwoners in een rayon, hoe meer opnemingen per 1.000 inwoners en hoe langer, gegeven het aantal opnemingen, de mensen in doorsnee in het ziekenhuis liggen, wordt in alle analyses vastgesteld. Van de meest primitieve lineaire structuurvergelijkingen over het materiaal van 1969 tot de meest geavanceerde analyse: de naar leeftijd en geslacht gestandaardiseerde loglineaire vergelijkingen gegeneraliseerd geschat.

Dit geldt niet voor de in het rapport als minstens even belangrijk beschouwde relatie tussen huisartsendichtheid, opname- en verpleegduurcijfers.

Deze relatie is alleen significant negatief (hoe meer huisartsen er in een bepaald rayon praktizeren, hoe minder mensen er opgenomen worden) wanneer opname- en verpleegduurcijfers *naar leeftijd en geslacht gestandaardiseerd zijn*.

Geen wonder dat dit verband door niemand ooit wordt gevonden.

Kruidenier (1976, 1977) vindt geen relatie wanneer hij uit het LISZ-materiaal eerst een steekproef uit de onderzoeksgemeenten (gestratificeerd naar afstand tot het ziekenhuis) trekt en dan de grootte van de ziekenfondspraktijk in verband brengt met het verwijs- en opnamecijfer.

Raupp, Van Es en Pijlman en (recentelijk Crebolder) (in een discussie

1) Zie hfdstuk: III 4,5 Eenheid van analyse, modelspecificatie en analyse-methode, voor een nadere uiteenzetting der onderscheiden methoden.



over de juistheid van het gebruik van verwijscijfers bij de evaluatie van het gezondheidscentrum Withuis (1977 a + b ), die allen op het lagere (en betere) aggregatieniveau van de huisartspraktijk materiaal verzameld hebben, maar in wier onderzoekingen verwijscijfers niet gestandaardiseerd zijn, vinden geen relatie met praktijkgrootte. Ook in de gemeentelijke cijfers van Gruyters en Slikker komt het verband er niet uit.

Wij zullen in paragraaf II.3.4. nader op dit punt ingaan; eerst laten we de critici aan het woord.

### II.3.3. De critici

Zoals gezegd bleef het rapport "het ziekenhuis in de gezondheidszorg" niet onopgemerkt.

Eén van de eerste critici was de socioloog Poiesz, hoofd van de sectie planning en statistiek van het Nationaal Ziekenhuis Instituut.

Hij schrijft in het tijdschrift "Het Ziekenhuis" dat het heel wel mogelijk is dat de gevonden relatie tussen beddental en bedgebruik veroorzaakt wordt door niet in van Praag's onderzoek opgenomen regionale verschillen. Verschillen die een andere bevolkingsmentaliteit dan wel een verschil in vraag naar medische hulp zouden indiceren (een thema dat bij Belleman ook telkens terugkeert).

Bovendien wijst Poiesz erop dat het niet geoorloofd is de in deze transversale studies gevonden verbanden te vertalen in termen van voorspellingen in de tijd; met name niet, omdat in de tijd gezien het aantal bedden sinds 1960 inderdaad is gestegen, het aantal ziekenhuisopnamen ook, maar de gemiddelde verpleegduur in deze tijdsperiode constant is gedaald. Uit een transversale studie kan men deze constante daling nimmer voorspellen.

Vervolgens ontbrandde een heftige discussie in Medisch Contact Hoogendoorn bijt de spits af. Ook hij tekent protest aan tegen de gewoonte van de auteurs in transversale (cross-section) analyses gevonden relaties in termen van stijging en daling (termen die op veranderingen in de tijd betrekking hebben) te beschrijven.

Hoogendoorn vraagt zich af wat de beleidsconsequenties zijn van de door de auteurs zelf uitgesproken waarschuwing, *"dat door deze extrapolaties een landelijk beeld ontstaat, dat momenteel nergens nog aanwezig is"*.

Hoogendoorn mist als variabele in het model de ontwikkeling van de medische technologie (wijst in dit verband op de ontwikkelingen van de hart-vaat chirurgie). Ook hij wijst op grote regionale verschillen in opnamecijfers per provincie (in een artikel in het Nederlands Tijdschrift voor Geneeskunde ('74) toont hij aan dat de opnamecoëfficiënt voor 1971 in Limburg 34 % hoger is dan in Friesland. Hoogendoorn acht het onwaarschijnlijk dat *"dit surplus in Limburg uitsluitend is ontstaan door overbodige opnamen"*).

In hetzelfde nummer van Medisch Contact is een omvangrijke bijdrage opgenomen van de sociologen Gruyters en Slikker (1975 a).

Hun kritiek beslaat een breed terrein: elke in Van Praag's model gevonden relatie die niet berust op significante enkelvoudige correlaties wordt afgewezen; ontkend wordt dat het beddental een belangrijk stuurinstrument voor de klinische consumptie kan (mag ?) zijn en tenslotte worden de resultaten gevonden voor de door de Leidenaren gekozen analyse-eenheden (algemene ziekenhuis- en ziekenfondsrays) vergeleken met resultaten uit een in eigen beheer verricht onderzoek op basis van een a-selecte steekproef van Nederlandse gemeenten.

Wij zullen ons beperken tot de uit laatstgenoemd eigen onderzoek voortkomende kritiek; de eerstgenoemde, wat wonderlijk aandoende, punten van kritiek, zijn door de Leidse werkgroep in hun repliek ('75) grondig en afdoende beantwoord.

Het valt echter te betreuren dat in het vuur der discussie de kritiek voortkomend uit de verschillen tussen een benadering op rayon- en gemeenteniveau niet de aandacht heeft gekregen die ze verdient. Zij is namelijk ons inziens van heel wat fundamenteelere aard dan de door de andere auteurs naar voren gebrachte, ietwat obligaat aandoende verwijzingen naar mogelijke verschillen in mentaliteit van de bevolking (waarop Van Praag terecht antwoordt ('75 dat de

bewijslast hier bij de critici ligt), die indicatief zouden zijn voor verschillen in vraag naar medische diensten.

Uit deze vraagverschillen zou zich dan zowel beddentoename als toegenomen gebruik laten verklaren (een aardige theorie - maar wie zal dit bewijzen - zie onze bespreking van de onderzoeken van Harris en Belleman in hoofdstuk II.2.).

Wat stellen nu Gruyters en Slikker? Hun voornaamste bezwaar tegen het gebruik van ziekenhuis- en ziekenfondsrayons is

*dat per rayon één waarde wordt toegekend aan opnamecoëfficiënt, leeftijdsopbouw, bevolkingsdichtheid of huisartsendichtheid, terwijl binnen de rayons (bijvoorbeeld per gemeente waaruit zo'n rayon is samengesteld) de waarden sterk uiteen kunnen lopen.*

Dit geldt met name voor de algemene ziekenhuisrayons die meestal bestaan uit een (stedelijke) kern met daaromheen een min of meer verstedelijkt plattelandsgebied. Voor Gruyters en Slikker zijn de door Van Praag toegepaste onderzoekseenheden te heterogeen.

Bovendien kan op deze manier de in hun ogen zeer belangrijke variabele afstand tot het dichtstbijzijnde ziekenhuis niet worden berekend.

De onderzoekers vinden dan ook andere resultaten.

Geen verband tussen huisartsendichtheid en gemeentelijke opnamecijfers. Zoals we in de volgende paragraaf zullen zien, zijn deze verschillen in uitkomsten waarschijnlijk echter eerder te wijten aan het al dan niet standaardiseren van de opname- en verpleegduurcijfers voor leeftijd en geslacht, dan aan de verschillen tussen analyse op rayon- dan wel gemeentelijk niveau.

De belangrijkste kritikus is echter Fokkens, directeur van de Stichting Medische Registratie.

In een gedocumenteerd artikel formuleert hij zijn bezwaren tegen de bevindingen van de werkgroep. Evenals Gruyters en Slikker (maar dan met meer en steekhoudender argumentatie) ondergraaft hij de belangrijkste conclusies uit het rapport. Het zou te ver voeren alle kritiek-

punten hier te bespreken: laten we ons beperken tot de kritiek op de conclusie, dat toename van het aantal huisartsen de klinische consumptie verlaagt.

Fokkens constateert dat de relatie tussen huisartsendichtheid en opnamecoëfficiënten per leeftijds- en geslachtsgroep minder overtuigend zijn dan de Leidse werkgroep meent. Hij laat zien hoezeer de invloed van huisartsendichtheid gecontamineerd is met de invloed van het percentage bejaarden (p.1405), doordat beide variabelen hoog samenhangen. Fokkens is van mening dat de keuze voor huisartsendichtheid als verklarende variabele in plaats van de invloed van het % bejaarden een tamelijk willekeurige is. Voor hem had het vierde hoofdstuk van deel I van het rapport niet geschreven hoeven te worden.

Van Praag's reactie (V. Praag e.a. 1975 c) roept vragen op; de werkgroep betoogt ten eerste (p. 1407) dat de schattingen per leeftijds- geslachtsgroep overeenkomen met de schatting voor de totale bevolking (dit is o.i. niet zo, BHP/JvdZ) en ten tweede dat men dezelfde relatie vindt wanneer men de variabele % bejaarden uit het materiaal weglaat. Waarom dan nog gestandaardiseerd vraagt de kritische lezer zich dan ogenblikkelijk af? Het lijkt er op alsof kind en badwater een onophoudelijke verwisseling ondergaan.

#### II.3.4. Onze kritiek op de Leidse werkgroep

"Versterking van het eerste echelon (toename van het aantal huisartsen) verlaagt de klinische consumptie". Aldus Van Praag c.s. in de samenvatting van hun voornaamste conclusies. Maar juist deze conclusie kunnen we niet direkt met de onderzoekers beamen. En hier willen we onze kritiek op toespitsen.

Er is kritiek te leveren op de modelspecificatie zoals deze in de onderzoeken wordt gehanteerd. De structuurvergelijkingen, die aangeven hoe de verschillende variabelen onderling op elkaar inspelen, dat wil zeggen die een weergave zijn van de veronderstellingen over de werking van het systeem, houden geen rekening met het verwijscijfer. Dus Van Praag neemt bij verklaring van de variabele gemiddelde ligduur wel de verklarende variabele voor de opnamecoëfficiënt op, maar niet de evenzeer te rechtvaardigen verklarende variabele voor het verwijscijfer.

Aanalogoos hiermee wordt bij hen in de structuurvergelijking voor de opnamecoëfficiënt de invloed van het verwijscijfer niet verdisconteerd. In hun modelspecificatie is de structuurvergelijking voor de opnamecoëfficiënt dan ook identiek aan de herleide vorm vergelijking; dat is de vergelijking die het uiteindelijke effect van de onafhankelijke, verklarende variabelen op de afhankelijke variabele weergeeft. Vooruitlopend op onze resultaten kunnen we nu reeds opmerken dat we direct significante verbanden vinden tussen gemiddelde verwijscijfers, gemiddeld aantal opnemingen en gemiddeld aantal ligdagen per 1.000 verzekerden op gemeenteniveau.

Ook over de mathematische vorm der vergelijkingen valt nog wel één en ander op te merken. De veronderstelling dat de relaties na logaritmische transformatie lineair zijn, is een heel gebruikelijke in de econometrie.

Ze heeft als bijkomend voordeel dat de interpretatie der gevonden resultaten in niet mis te verstane bewoordingen kan worden gesteld: een stijging van een onafhankelijke variabele met bijvoorbeeld 10 % brengt een daling van  $x$  % van de te verklaren variabele met zich mede.

Welke theoretische overwegingen de Leidse werkgroep doet besluiten een dergelijke loglineaire relatie te veronderstellen, verzuimt men te vermelden <sup>1)</sup>.

Of werd de keuze tussen lineair-loglineair gerechtvaardigd door uitkomsten van het residu-variantie criterium ?<sup>2)</sup>

- 1) In hun eerste rapport worden overigens ook eenvoudige lineaire relaties gepresenteerd.
- 2) Zie bijvoorbeeld, Theil, H., "Principles of Econometrics", 1971; bladzijde 543 e.v.

Als aggregatieniveau kiest Van Praag rayons. Wij prefereren het niveau der gemeente omdat we van mening zijn dat het verwijsgedrag van een huisarts afhangt van een aantal omgevingskenmerken die zich het best op gemeentelijk niveau laten onderscheiden. (Urbanisatie-kenmerken, en afstand tot centra van het tweede echelon). Hoe "hoger" de cijfers zijn geaggregeerd, hoe meer men rekening moet houden met vertekening der resultaten (aggregatie-bias).

Onze conclusies zijn niet zonder meer met die van Van Praag c.s. vergelijken, omdat wij veronderstellen dat een aantal relevante verklarende variabelen bij de Leidse werkgroep onvoldoende of niet in de analyses worden betrokken.

Spitsen we bovenstaande punten van kritiek toe op de beleidsrelevante conclusie dat versterking van het eerste echelon - toename van het aantal huisartsen - de klinische consumptie verlaagt dan zijn we over het waarheidsgehalte dezer uitspraak wat minder overtuigd dan Van Praag c.s. Bij de analyse der verwijscijfers vinden ook zij in 1969 geen significante samenhang met de variabele huisartsendichtheid. Schatten ze de (herleide vorm) vergelijking der opnamecoëfficiënt zonder standaardisatie naar leeftijd en geslacht, maar met de variabelen, percentage bejaarden en verhouding mannen / vrouwen, dan vindt ook Van Praag in 1971 geen verband tussen huisartsendichtheid en opnamecoëfficiënt. En in een analyse van opnamecoëfficiënt, aantal bedden in algemene ziekenhuizen en huisartsendichtheid voor 22 leeftijds- en geslachts-groepen vindt men in Leiden alleen significante negatieve samenhangen tussen huisartsendichtheid en opnamecoëfficiënt voor de groepen: 0 jaar / vrouwen, 30 - 39 jaar / mannen en 50 - 59 jaar mannen en vrouwen. De gevonden verbanden in de herleide vorm vergelijkingen van opnamecoëfficiënt en ligduur, na standaardisatie voor leeftijd en geslacht, met huisartsendichtheid moeten met grote voorzichtigheid vertaald worden naar beleidsmaatregelen.

We zullen onze kritiek nog eens samenvatten in een aantal formules, aansluitend op Van Praag's formuleringen zoals we die vinden in appendix III van hun voornaamste publicatie.

Gemakshalve beperken we onze formuleringen tot één verklarende variabele.

Van Praag c.s. schatten de volgende vergelijking:

$$(1) \ln Y_k = \ln VY_k + \alpha_1 \ln X_{1k} + U_k;$$

Voor de K rayons :  $k = 1 \dots K$

$Y_k$  is de te verklaren variabele in rayon k

$VY_k$  is de verwachte waarde voor  $Y_k$  gegeven de leeftijds- en geslachtsverdeling in rayon k

$X_{1k}$  is de verklarende variabele in rayon k

$U_k$  is de verstoringsterm in rayon k

Als  $Y_i^*$  het gemiddelde is van de te verklaren variabele in de  $i^e$  leeftijds- en geslachtsklasse

$$i = 1, \dots, 22;$$

Dan geldt voor  $VY_k$ :

$$(2) VY_k = b_{1k} Y_1^* + b_{2k} Y_2^* + \dots + b_{22k} Y_{22}^*; \quad b_{ik} \text{ is het aandeel van de leeftijds- en geslachtsgroep } i \text{ in de totale populatie van rayon k.}$$

Analoog aan de veronderstellingen die ten grondslag aan vergelijking (1) zijn gelegen is ook  $Y_i^*$  afhankelijk van  $X_1$ , de verklarende variabele.

Differentiëren we (1) naar  $X_1$  dan krijgen we:

$$\frac{d \ln Y}{d \ln X_1} = \frac{\delta \ln Y}{\delta \ln X_1} + \frac{\delta \ln Y}{\delta \ln VY} \frac{d \ln VY}{d \ln X_1} = \alpha_1 + \frac{d \ln VY}{d \ln X_1} \quad (3)$$

Van Praag zegt nu dat  $\frac{d \ln Y}{d \ln X_1}$  in rayon k

$$\text{maar : } \frac{d \ln VY}{d \ln X_1} = \frac{X_1}{VY} \frac{d VY}{d X_1}$$

$$= \frac{X_1}{VY} \left( \frac{\delta_{VY}}{\delta_{Y_1^*}} \frac{d Y_1^*}{d X_1} + \dots + \frac{\delta_{VY}}{\delta_{Y_{22}^*}} \frac{d Y_{22}^*}{d X_1} \right)$$

Schrijven we nu voor de elasticiteit van  $Y_i^*$  voor  $X_1$  :  $\epsilon_{Y_i^*}$

dan kunnen we voor de laatste uitdrukking ook schrijven:

$$\frac{d \ln VY}{d \ln X_1} \frac{X_1}{VY} \left( \frac{\delta_{VY}}{\delta_{Y_1^*}} \frac{Y_1^*}{X_1} \epsilon_{Y_1^*} + \dots + \frac{\delta_{VY}}{\delta_{Y_{22}^*}} \frac{Y_{22}^*}{X_1} \epsilon_{Y_{22}^*} \right)$$

Voor rayon k is de waarde van deze uitdrukking:

$$\frac{d \ln VY_k}{d \ln X_{1k}} \frac{X_{1k}}{VY_k} \left( b_{1k} \frac{Y_1^*}{X_{1k}} \epsilon_{Y_1^*} + \dots + b_{22k} \frac{Y_{22}^*}{X_{1k}} \epsilon_{Y_{22}^*} \right)$$

Dus de waarde van  $\frac{d \ln Y}{d \ln X_1}$  uit verg. (3) wordt niet alleen bepaald

door de geschatte waarde van  $\alpha_1$ , maar ook door de niet (?) bekende waarden der elasticiteit voor de verschillende leeftijds- en geslachtsgroepen.

Wij zouden daarom willen voorstellen de resultaten van Van Praag's onderzoekingen (althans tenminste wat betreft het gedeelte waar de invloed van huisartsendichtheid wordt gepresenteerd) als volgt samen te vatten: Stijging van de huisartsendichtheid met 1 %, gegeven de samenstelling naar leeftijd en geslacht van de huisartsenpraktijken en konstant houden van andere invloeden, leidt tot een proportionele daling van het verschil tussen feitelijke opnamecoëfficiënt minus de verwachte opnamecoëfficiënt (als resultaat van de gemiddelden voor de 22 leeftijds- en geslachtsklassen) van 0,1 à 0,4 %.

Men moet bij de uitkomsten van Van Praag, zoals geboekstaafd in hoofdstuk 4, dan ook voor de opnamecoëfficiënt steeds blijven lezen, de gestandaardiseerde opnamecoëfficiënt naar leeftijd en geslacht.



De presentatie der resultaten in samengevatte vorm kunnen licht dit misverstand ten gevolge hebben. De door ons weergegeven discussie naar aanleiding van dit rapport (paragraaf II.3.3) draagt hier dan ook alle sporen van.

Eenzelfde niet korrekte weergave der gevonden resultaten geldt uiteraard ook voor de (gecorrigeerde) variabelen voor de gemiddelde ligduur en verpleegdagen.

### III. Analyse van gemeentelijke verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers (1974) uit het Landelijk Informatie Systeem Ziekenfondsen

#### III.1. Verwachtingen gebaseerd op eerder verricht onderzoek

Voordat men een econometrisch model kan construeren, dat tracht de invloed van structurele factoren op "produktiecijfers", zoals verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers, te kwantificeren, behoort men eigenlijk uit te gaan van een theorie, die de samenhang tussen de verschillende variabelen duidt. Vanuit die theorie kan men het model opstellen. De schatting der verschillende relaties van het model kan dan weer een aantal doelen hebben, waarvan we een tweetal noemen:

1. De in de theorie veronderstelde samenhangen worden door schatting getoetst; de wisselwerking tussen theorie en schatting kan het inzicht in de samenhang der verschijnselen vergroten.
2. Met behulp van een geschat model kan men voorspellingen doen over het verloop van de te verklaren variabelen, zonodig kan men nagaan wat het effect van de te beïnvloeden variabelen op de te verklaren variabelen zal zijn.

Wij hebben ons in onze onderzoeksopzet enigszins moeten beperken. Zo werken we wat de demografische variabelen betreft alleen met het % inwoners van 65 jaar en ouder, en wat betreft de "aanbodsvariabelen" slechts met het aantal beschikbare bedden in ziekenhuizen in plaats

van evenzeer relevante variabelen als aantal specialisten (per specialisme) per 1.000 inwoners, aantal bedden (per specialisme) per 1.000 inwoners, etc. De belangrijkste reden voor deze beperkingen en dus onvolledigheid is gelegen in de mate waarin binnen het bestek van dit vooronderzoek gegevens direkt beschikbaar waren. Variabelen als specialisten of bedden per specialisme zijn op gemeenteniveau niet binnen handbereik van de onderzoeker. In ons vooronderzoek zullen we wel gebruik maken van econometrische modellen, maar we pretenderen met de specificaties en schattingen der vergelijkingen geen model te presenteren dat een voorspellende waarde heeft. En dit ontbreken van voorspellingskracht van het model is niet alleen te wijten aan de onvolledigheid der opgenomen (verklarende) variabelen, het is eveneens te wijten aan het ontbreken van goede theorieën over verwijzen, opnemen en verpleegduur op lagere aggregatieniveau's; de niveau's waarop beslissingen over deze aangelegenheden worden genomen. (zie eerste hoofdstuk:algemene inleiding). De door ons gevonden verbanden moeten dan ook in het licht van het vergroten van het inzicht in de samenhang der verschillende fenomenen worden gezien. Vandaar dat we hieronder beginnen met een overzicht van de verwachtingen van de in onze analyses opgenomen gegevens.

### III.1.1. Verwijzingen

We beginnen met verwijscijfers. Het aantal onderzoeken is gering, het gaat tenslotte om een pas recentelijk op grotere schaal verzameld gegeven.

We bespraken de onderzoeken van Van Praag (het eerste rapport uit 1973) en de onderzoeken van Kruidenier ('76,'77), Raupp, Van Es en Pijlman.

Zoals reeds in onze literatuurbespreking is vermeld, zijn de resultaten van tot nu toe gevonden materiaal moeilijk met elkaar te vergelijken omdat de aard van materiaalverzameling en het niveau van analyse grote invloed lijkt te hebben op de uitkomsten.

Bovendien varieert de kwaliteit van de gebruikte analysetechnieken nogal en kan men een in een tweedimensionale kruistabel gevonden relatie niet vergelijken met een (gestandaardiseerde) partiële regressiecoëfficiënt.

urb. Toch kunnen we wel stellen, dat in ieder geval een sterke invloed van urbanisatiegraad te verwachten valt. Op het platteland wordt afstand minder verwezen dan in de stad.

Ook de relatie met afstand tot en aanwezigheid van klinische voorzieningen zal ongetwijfeld sterk zijn en niet geheel verklaard kunnen worden uit een verband met urbanisatiegraad.

besch. Hoewel wijzelf niet de specialistendichtheid maar het beddenaanbod klin. als indikator voor de omvang van specialistische zorg hebben voorz. genomen, verwachten we toch wel een positieve relatie met het beddenaanbod vanwege de positieve relatie tussen deze twee factoren (zie Anderson, V.d. Gaag).

We verwachten echter een zwak verband, omdat de omvang eerder beslissing tot opname en ligduur, dan de initiële vraag zal beïnvloeden.

Het door Kruidenier gevonden verschijnsel van regionale verschillen (meer verwijzingen in het zuiden) zouden wij ook moeten vinden, tenzij de bevolkingsopbouw in het zuiden des lands, de verdeling van de verschillende urbanisatietypen, verschillen in beddenaanbod of huisartsendichtheid dit verklaren.

regio Het opnemen van regiovariabelen lijkt mede gerechtvaardigd door de bevindingen van Hoogendoorn (1974).

gem. De grootste tegenstrijdigheden doen zich voor bij berekening van de invloed van de gemiddelde praktijkgrootte: Van Praag e.a.

prakt. konstateren zonder kommentaar (1975a p.32) dat het door Van Es en gr. Pijlman gesignaleerde ontbreken van enige relatie in hun onderzoek niet gevonden wordt.

Gezien het feit dat op het niveau der huisartspraktijk nimmer een relatie wordt gevonden en dat het onderstelde mechanisme (huisartsen met kleine praktijken hebben meer tijd, dus doen meer zelf) gelokaliseerd wordt op het niveau der huisartspraktijk, is onze verwachting dat wij geen relatie vinden, zeker niet na uitschakeling van de verwachte negatieve correlatie het percentage bejaarden met de gemiddelde praktijkgrootte.

Want ook Van Praag vindt in zijn eerste rapport geen significante relatie tussen verwijzingen en huisartsendichtheid.

% ZF Gezien het resultaat in Van Es en Pijlman's onderzoek (geen pat. verband per praktijk met percentage ZF-patiënten) delen we Van Praag's oorspronkelijke verwachting (1975a p.28) dat geen verband wordt ondersteld. Hoewel Van Praag c.s. een positieve relatie met het percentage particulieren vinden en deze vondst in latere rapporten wordt bevestigd : formuleren we in eerste instantie onze verwachting ook hier maar neutraal. Geen verwachte relatie tussen verwijzingen en percentage particulier verzekerden (resp. ziekenfondsverzekerden).

### III.1.2. Opmamen

verw. Als belangrijkste verklarende variabele bij de opnemingen fungeert in ons onderzoek de variabele verwijscijfers per gemeente. Een moeilijkheid bij de vergelijking van onze schattingen van opnemingen met soortgelijk onderzoek is nu dat we veelal de resultaten van onze structuurvergelijking - opnemingen deels verklaard door verwijscijfers - moeten vergelijken met een volgens onze modelspecificatie herleide vorm vergelijking.

bedden In onze structuurvergelijking van opnamen verwachten we een tamelijk sterke positieve relatie met beddenaanbod.

% bej. De door Van Praag gevonden negatieve samenhang tussen het percentage bejaarden en opnemingen, gevonden in relaties waarbij opnemingen niet werden gecorrigeerd door verwachte opnemingen gegeven de leeftijd / geslachtsverdeling, doet ons vermoeden dat we in de structuurvergelijking een sterk negatieve relatie zullen vinden (vanwege de positieve relatie tussen verwijzingen en percentage bejaarden).

afst. In de structuurvergelijking voor opnemingen kunnen we nog wel een voorz. verband verwachten met afstand tot klinisch centrum.

urb. Opnamecoëfficiënt en urbanisatiegraad zijn bij Drop positief gecorreleerd en ook Gruyters en Slikker vinden een verband in positieve richting. Van Praag vindt een zwakke negatieve relatie. In de beide eerstgenoemde onderzoeken is echter de invloed van het verwijscijfer ook niet verdiskonteerd (hangt sterk samen met urbanisatie). We verwachten eerder een niet al te sterk negatief verband.

gem. Onze verwachtingen ten aanzien van gemiddelde praktijkgrootte huisart. we een positieve relatie tussen gemiddelde praktijkgrootte en prakt. opnemingen vinden in onze structuurvergelijking, dan is het grootte uiteindelijke effect van de sterkte van het verband tussen praktijkgrootte en opnemingen - in de herleide vorm vergelijking - afhankelijk van de gevonden relatie tussen praktijkgrootte en verwijzingen. Zoals we in onze kritiek op Van Praag in paragraaf II.3.4. al uiteen hebben gezet kan het door hun gevonden verband tussen opnamecoëfficiënt, gestandaardiseerd naar leeftijd en geslacht, en huisartsendichtheid geen leidraad vormen voor een te verwachten relatie tussen opnamecoëfficiënt en gemiddelde praktijkgrootte. <sup>1)</sup>

1) noot zie volgende pagina.

regio

Regionale factoren worden in de besproken onderzoeken niet gebruikt: de opnamecijfers in de drie noordelijke provincies in het LISZ-jaarboek 1974 zijn echter een 10 % lager dan elders: als dit niet verklaard wordt door verschillen in beddenaanbod en bevolkingssamenstelling of huisartsendichtheid, kan men verwachten dat de opnamecijfers in het noorden inderdaad lager zijn.

%ZF  
verz.

In onze herleide vorm schatting voor opnemingen zouden we een negatieve relatie met het percentage ziekenfonds verzekerden mogen verwachten, gelet op de gevonden schattingen van Van Praag voor 1969 <sup>2)</sup>. Dat deze resultaten door de Leidse werkgroep in 1971 niet werden bevestigd, zou wel eens kunnen komen door de "standaardisatie" van hun materiaal door leeftijds- en geslachtsverdelingen.

De interpretatie van zo'n negatief verband blijft dan ook een moeizame zaak, getuige Van Praag's conclusies in 1969.

Niet duidelijk is immers of hier een inkomenseffekt voor specialisten een rol speelt, of dat de verschillen op conto van een verschil tussen leeftijds- en geslachtsopbouw van twee populaties, ziekenfondsverzekerden versus particulier verzekerden, moet worden geschreven.

Noot vorige pagina:

- 1) Bovenal, zou er sprake zijn van een substitutieproces eerste en tweede echelon, zoals in de door Anderson beschreven Amerikaanse situatie, dan zou er een duidelijke negatieve relatie tussen huisartsen- en specialistendichtheid moeten zijn en die is in Van Praag's eerste rapport niet te vinden (pg. 42, 43 een corr. resp. van .17 en .32 voor de verschillende soorten rayons).

Het Nederlandse systeem van echelonnering-met-verticale-prijs-binding, waar de patiënten niet buiten de huisarts om kunnen, doet een proces zoals zich in de U.S.A. afspeelt ook niet verwachten.

- 2) Dit houdt in dat, als geen relatie wordt gevonden tussen percentage ZF-verzekerden en verwijzingen, in onze structuurvergelijking ook een negatief verband moet worden gevonden tussen percentage ZF-verzekerden en opnemingen.

### III.1.3. Verpleegduur

Ook hier geldt weer een waarschuwendende opmerking.

verw. Onze schatting van de verpleegduur gaat uit van een modelspecificatie  
opn. met als verklarende variabelen o.a.: opnemingen per 1.000 verzekerden  
en verwijzingen per 1.000 verzekerden.

In de structuurvergelijking verwachten we een negatieve relatie tussen opnemingen en ligduur, overeenkomend met soortgelijke bevindingen van Van Praag. Overigens vinden alle auteurs een negatieve relatie tussen opname- en verpleegduur. De verklaring van de door Van Praag geciteerde Feldstein dat een lange gemiddelde verpleegduur per definitie de mogelijkheden tot opnamefrequentie kleiner maakt, lijkt ons plausibel, zij het dat men dan wel uitgaat van een gewenste maximale bezettingsgraad.

Over het verwachte verband tussen verwijzingen en verpleegduur valt slechts te zeggen dat alleen een eventuele positieve samenhang in de structuurvergelijking een reële verklaring (ad hoc) kan verkrijgen. Immers we veronderstellen dat veel verwijzingen leiden tot een vergroting van het aantal opnamen. Veel verwijzen, gegeven de vergroting van het aantal opnemingen, kan daarenboven betekenen, dat werkzaamheden door specialisten bij een opname over een langere periode zullen moeten worden "uitgesmeerd".

urb. Is men eenmaal opgenomen, dan verwachten we niet dat de herkomst  
& afst. van de patiënt meetelt bij de beslissing over de opnameduur.

Gezien de monotoon stijgende relatie tussen leeftijd en gemiddelde verpleegduur (zie bijvoorbeeld de grafieken op pagina 170

%bej.<sup>1)</sup> van het LISZ-jaarboek 1974), verwachten we een positieve relatie tussen het percentage bejaarden en de ligduur in de structuurvergelijking, en dit zal niemand verbazen.

1) Uiteraard geeft de Leidse werkgroep een dergelijke relatie met haar gestandaardiseerde cijfers niet aan.

- bed.  
=
- besch. Unaniem vinden de auteurs dat het beddenaanbod de gemiddelde  
voorz. verpleegduur sterk beïnvloedt.
- %ZF-  
pat. Van Praag vindt nog een positief verband met het percentage  
ziekenfondspatiënten, maar daarvoor is wederom het mechanisme  
onduidelijk.
- regio  
regio  
7
- Regionale verschillen in gemiddelde verpleegduur treft men  
niet duidelijk aan (tabel 5.5. pagina 81 LISZ-1974).  
In het zuiden is de verpleegduur wat korter, maar dit kan  
door andere variabelen verklaard worden.

#### III.1.4. Conclusie

Onze in de inleiding beschreven begripsmatige indeling in beslissingen en conventies in het spanningsveld tussen huisartsen, klinische specialisten en patiëntengroep, vindt men in grote trekken terug in geformuleerde verwachtingen. Kortweg samengevat verwachten we een afname van de invloed van herkomstvariabelen in de structuurvergelijkingen en toename van de invloed van kenmerken van hogere echelonsvoorzieningen op het continuüm verwijzingen, opnamen, verpleegduur. De verwijs-  
mogelijkheid: de aanwezigheid van of de afstand tot klinische voorzieningen zal als conditie een onafhankelijke invloed op de hoogte der verwijscijfers uitoefenen.

De door ons verwachte regionale verschillen in verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers komen voort uit een zekere verwondering over de regelmaat waarmee met name tussen noord / west en zuid grote verschillen in frekwentie van epidemiologische verschijnselen optreden, die niet aan verschil in bevolkingsopbouw kunnen worden toegeschreven. Omvang van klinische en eerstelijnsvoorzieningen kunnen de verschillen wellicht verklaren.



### III.2 Beschrijving van het LISZ-materiaal

Zoals reeds gezegd bestaat het door ons gebruikte LISZ-materiaal uit de per gemeente gepubliceerde cijfers in het LISZ-jaarboek 1974 <sup>1)</sup> (pagina 202 - 214). De aldaar gepubliceerde cijfers zijn vrijwel letterlijk overgenomen en geponst. Het betreft hier de volgende gegevens:

#### A. Productiecijfers

1. Aantal verwijskaarten per 1.000 verzekerden;
2. aantal opnamen per 1.000 verzekerden in
  - a. eigen gemeente (indien mogelijk)
  - b. eerste andere gemeente (inclusief CBS-gemeentecode)
  - c. tweede andere gemeente (inclusief CBS-gemeentecode)
  - d. overige gemeenten.
3. Aantal verpleegdagen in a. b. c. d.;
4. aantal verpleegdagen / 365 = bedgebruik in a, b, c, d.;
5. aantal verpleegdagen / aantal opnamen in a, b, c, d = gemiddelde verpleegduur.

Definities, volgens het hierboven genoemde LISZ-jaarboek:

verwijskaart: Een door een specialist bij het ziekenfonds ingediende en geaccepteerde verwijskaart voor poliklinische hulp gedurende één maand (academisch ziekenhuis: jaarkaart).

verzekerde: Persoon verzekerd in de zin van de Ziekenfondswet.

opneming: Een door het ziekenfonds op grond van een afgegeven machtiging gehonoreerd verblijf van langer dan 24 uur van een verzekerde in een ziekenhuis, welke opneming in het referentiejaar is beëindigd.

verpleegdag: Een dag van een in het referentiejaar geëindigde opneming van een verzekerde in een ziekenhuis welke op grond van de afgegeven machtiging door het ziekenfonds is betaald.

1) Inmiddels is ook het LISZ-jaarboek 1975 verschenen. De hierin genoemde cijfers zijn wel reeds verwerkbaar gemaakt, maar niet bij deze analyse betrokken. Wel zijn enige foutjes uit het jaarboek 1974 met behulp van de cijfers van 1975 gecorrigeerd.

Men bedenke dat een in 1974 begonnen opneming, die is geëindigd in 1975 niet bij het aantal verpleegdagen en opnemingen voor het referentiejaar 1974 wordt geteld. Maar omgekeerd bij een opneming begonnen in 1973 maar beëindigd in 1974 werd één en ander wel geteld bij de cijfers voor 1974.

We nemen aan dat de fouten in het cijfermateriaal die aldus ontstaan, indien we opnemingen en verpleegdagen relateren aan het aantal verzekerden en inwoners niet systematisch zullen zijn en voor onze analyse te verwaarlozen.

#### B. Overige gemeentekennmerken

1. CBS gemeentecode provincie en urbanisatiegraad 1960;
2. gemiddeld aantal inwoners over 1974;
3. aantal huisartsen per 31 - 12 - 1974;
4. aantal verzekerden gemiddeld over de 4 kwartalen van 1974;
5. aantal in het kader van de ZF-wet en AWBZ erkende bedden in algemene, academische, psychiatrische en categorale ziekenhuizen.

Bijvoorbeeld voor de gemeente Putten:

- n <sup>o</sup> - gemeente,	CBS code	273
	provincie	05 (provincie Gelderland)
	urb.graad	A4 (20 - 30 % agrariër)
	inwoners	17.552
	verzekerden	10.711
	ziekenhuisbedden	-
	aantal huisartsen	5

	In eigen gemeente	In gemeente		In gemeente		In overige gemeenten p.1000 verz.	Totaal
		code 1)	p.1000 verz.	code 1)	p.1000 verz.		
Verwijskaarten p. 1.000 verz.							420,0
Opnemingen p. 1.000 verz.	-	233	87,1	243	12,8	15,7	115,6
Verpleegdagen p. 1.000 verz.	-	233	1615,2	243	230,8	390,5	2236,5
Bedgebruik	-	233	47,4	243	6,8	11,4	65,6
Gemiddelde verpl. duur	-	233	18,5	243	18,0	24,9	19,3

1) gem. 233: Ermelo; gem. 243: Harderwijk

Deze gegevens zijn niet weergegeven voor alle gemeenten; uit overwe-  
gingen van bescherming van persoonlijke levenssfeer zijn slechts gegevens  
uit gemeenten met minimaal 3 huisartsen gepubliceerd. Een tweede belang-  
rijke eigenschap van de cijfers is de wijze waarop ze zijn samengesteld  
(geaggregeerd). De verwijskaarten, opnemingen, verpleegdagen en aantal  
verzekerden zijn niet verkregen door gegevens van de inwoners der  
gemeente te sommeren, maar door optelling van de praktijkgegevens van  
de in de gemeente gevestigde huisartsen. Dit betekent dat in de gepubli-  
ceerde gemeentecijfers ook gegevens van niet in de gemeente woonachtige,  
maar wel bij de aldaar gevestigde huisarts ingeschreven verzekerden  
zijn verwerkt. Dit kan de cijfers van de kleine verzorgende kernen  
vertekenen: wij moeten daarmee bij de analyse rekening houden.  
Uit de wijze van aggregatie blijkt wel hoe belangrijk het gegeven:  
aantal huisartsen per 1.000 inwoners in dit onderzoek is. Uiterste  
zorgvuldigheid bij het hanteren van dit gegeven moet worden betracht.  
We hadden dan ook liever de gegevens uit de N.H.I.-huisartsenregistratie  
gebruikt, die immers intensiever worden gecontroleerd en bijgehouden.  
Dit bestand werd echter in de onderzoeksperiode grondig herzien; de  
herziening was nog niet zo ver gevorderd, dat gemeentelijke cijfers  
al met voldoende betrouwbaarheid konden worden vastgesteld. Wel hebben  
wij de LISZ- en de N.H.I.-gegevens per provincie vergeleken. Zoals uit  
onderstaande tabel blijkt, liggen de N.H.I.-cijfers hoger maar de  
verhouding tussen de provincies ligt vrijwel gelijk.

provincies	Aantal inw. p.huisarts LISZ 31-12'74		Aantal inw.p.h.a. steekproef LISZ gemeenten n= 331		Aantal inw. p. h.a. N.H.I. (voorl.cijfers 31-12'74	
	Rang nr.	Rang nr.	Rang nr.	Rang nr.	Rang nr.	Rang nr.
Groningen	2.557	10	2.664	9	2.659	9
Friesland	2.480	11	2.411	11	2.480	11
Drente	2.818	6	2.787	7	2.818	6
Overijssel	3.019	2	3.135	2	3.094	2
Gelderland	2.887	5	2.868	5	2.918	5
Utrecht	2.642	8	2.671	8	2.762	8
Noord Holland	2.677	7	2.810	6	2.799	7
Zuid Holland	2.965	$\frac{3}{4}$	3.191	1	3.004	4
Zeeland	2.598	9	2.645	10	2.537	10
Noord Brabant	3.110	1	3.072	3	3.231	1
Limburg	2.965	$\frac{3}{4}$	2.911	4	3.053	3

(rangcorrelatie tussen NHI en LISZ totaal en LISZ steekproef  
respectievelijk .93 en .94)

### III.3. Toevoeging, correcties en bewerking van de gegevens

Aangezien wij geïnteresseerd zijn in de relatie tussen structurele kenmerken van de gemeente en verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers, hebben we zelf nog enige gegevens aan het bestand toegevoegd.

#### III.3.1. Splitsing van het beddenbestand in algemene, kategoriale psychiatrische en verpleeghuisbedden

Onder het hoofdje "ziekenhuisbedden" zijn in het LISZ-jaarboek alle algemene, kategoriale en psychiatrische ziekenhuisbedden in het kader van de ziekenfondswet en de AWBZ vermeld.

Hoewel voor al deze bedcategorieën geldt dat het aantal en de afstand daartoe invloed hebben op de opnamecijfers per gemeente (voor Nederland vond Drop dit wat betreft opnamen in psychiatrische inrichtingen (1971)) heeft opsplitsing van het beddenbestand geen zin, omdat de verwijs- en opnamecijfers slechts als totaliteit zijn weergegeven. Gezien het geringe aandeel van psychiatrische of kategoriale verwijzingen en opnamen in het totaal (in Oegstgeest bijvoorbeeld, waar alleen psychiatrische bedden zijn, vindt slechts 3 % van de opnamen in eigen gemeente plaats) en de in het geheel niet met elkaar overeenkomende verdeling van kategoriale en psychiatrische ziekenhuisbedden over de diverse gemeenten, is voor ons slechts het aantal algemene ziekenhuisbedden van belang <sup>1)</sup>.

Hoewel dus de verwijs- en opnamecijfers niet alleen op algemene ziekenhuizen betrekking hebben, hebben we per gemeente het aantal algemene en academische <sup>2)</sup> ziekenhuisbedden kunnen vaststellen per 1-1-1975, aan de hand van de tabellen in de atlas van de intramurale voorzieningen uitgegeven door het Nationaal Ziekenhuis Instituut.

- 1) Zij het dat we wiegen van gezonde zuigelingen van het beddenbestand aftrekken.
- 2) Weliswaar is de recrutering van patiënten van academische ziekenhuizen een andere dan die van het doorsnee algemene ziekenhuis, maar daar staat tegenover dat academische ziekenhuizen in de wijde omgeving wel degelijk een algemene functie hebben. Dit laatste heeft voor ons het zwaarst gewogen.

### III.3.2. De afstand tot ziekenhuis

Ten tweede hebben we de afstand berekend van elke gemeente tot de gemeente op het algemeen ziekenhuis waarvan men is georiënteerd. De afstand is gemeten over de weg en wel van de hoofdwoonkern van de gemeente (gemeente van consumptie) tot de plaats waar in de andere gemeente het ziekenhuis is gevestigd (gemeente van produktie). Als hoofdwoonkern hebben we opgevat: de woonkern waar het gemeentehuis gevestigd is. Naarmate de gemeente van consumptie of produktie homogener is (één hoofdwoonkern, geen verspreide woonkernen) is het gevonden aantal kilometers een betere indicator voor de werkelijk af te leggen afstand tussen woonomgeving en ziekenhuis.

In alle gevallen waarin een ziekenhuis binnen de gemeente is gelegen, is de afstand gelijk nul gesteld, hoewel binnen de z.g. heterogene gemeenten (een speciale term van het CBS voor de gemeenten met groot oppervlak en een aantal ontwikkelde woonkernen) de afstand van de woonkernen tot de locatie van het ziekenhuis aanzienlijk kan zijn. Verder maakten we de volgende afstand-classificatie:

afstand t/m 5 km., afstand 6 t/m 15 km. en afstand groter dan 15 km.

### III.3.3. Het percentage bejaarden

Tenslotte is aan het materiaal nog toegevoegd: het aantal inwoners van 65 jaar en ouder per 1 - 1 - 1975 en het totaal aantal inwoners per 1 - 1 - 1975. Dit laatste gegeven is uiteraard nodig om het aantal bejaarden per 100 inwoners te kunnen berekenen. Gezien de beperkte beschikbare tijd en middelen hebben we voor dit onderzoek niet gestreefd naar een volledige leeftijds- en geslachtsverdeling (bijvoorbeeld per 5-jaars klasse). De nu gebruikte cijfers waren in het kader van een ander onderzoek op het CBS verzameld en direkt beschikbaar. Bejaarden (en met name vrouwen ouder dan 65 jaar) vormen een groep die zeer intensief van intramurale voorzieningen gebruik maakt. Gezien het feit dat gemeenten onderling tamelijk sterk kunnen verschillen in de proportie 65-plussers moet bij fluctuaties in consumptie en produktiecijfers met deze verschillen rekening worden gehouden.

### III.3.4. "Aanbod" van bedden

Bij het vaststellen van het aantal ziekenhuisbedden per 1.000 inwoners stuit men al snel op enkele voetangels en klemmen die het op het eerste gezicht zo duidelijk aandoende begrip "aanbod" omgeven.

Het lijkt immers zo eenvoudig: "aanbod is toch gewoon het aantal beschikbare bedden per hoofd van de bevolking".

Beaamt men deze stelling, dan gaat men echter voorbij aan het feit dat het niet eenvoudig is om "aanbod" los van de "vraag" te definiëren; of anders gezegd het aantal beschikbare bedden te kwantificeren los van het feitelijke gebruik van bedden. Bekijkt men Nederland als geheel, dan is er geen probleem: er zijn 13 miljoen inwoners en 70.000 bedden, hetgeen neerkomt op 5 en nog wat per 1.000 inwoners. De eenheid waarop het beddental betrokken wordt, is ondubbelzinnig; het aantal niet-Nederlanders in Nederlandse ziekenhuizen en Nederlanders in ziekenhuizen buiten Nederland mag men verwaarlozen.

Wil men echter binnen onze landsgrenzen verschillen in de relatieve beschikbaarheid van bedden bestuderen, dan doemen ogenblikkelijk problemen op. Hoe bepaal je op welke populatie een bepaald beddental betrokken moet worden? Voor welke groep geldt het "aanbod"? Hoe bereken je eigenlijk het aantal bedden per 1.000 inwoners? Meestal (door de Geneeskundige Hoofdinspectie, door de Leidse werkgroep) wordt dit gedaan op grond van feitelijke oriëntatiegegevens van bepaalde (meestal gemeentelijk gedefinieerde) populaties op de betreffende ziekenhuizen.

Het aantal opgenomen patiënten is per gemeente bekend; de verdeling van de patiënten over de Nederlandse ziekenhuisgemeenten is bekend, en zo kan men eenvoudig de mate van oriëntatie uitrekenen per gemeente van consumptie (1) alsook per gemeente van produktie (1)

1) De termen "gemeente van consumptie" en "gemeente van produktie" worden in de LISZ-jaarboeken gebruikt om respectievelijk de gemeente waaruit de opgenomen inwoners afkomstig zijn en de gemeente waarin ze worden opgenomen aan te duiden.

de bevolkingssomvang van het verzorgingsgebied door van iedere gemeente van consumptie een proportie inwoners naar rato van het oriëntatiepercentage tot zich te rekenen. Een voorbeeld moge dit verduidelijken:

In het Sophia Ziekenhuis in Zwolle <sup>1)</sup> was in 1974 1 inwoner uit het Groningse Bedum opgenomen. Het totaal aantal in enig Nederlands ziekenhuis opgenomen Bedumers bedraagt 758. Bedum had per 1 - 1 - '75 8956 inwoners.

Volgens de berekening van de Inspectie tellen nu  $1 / 758 \times 8956 = 12$  inwoners van Bedum mee in het rayon van het Zwolse Sophia Ziekenhuis. In het nabijgelegen ziekenhuis de Weezenlanden treft men geen Bedumer bij de opgenomen patiënten aan, dus bij de berekening van de oriëntatie van het gehele verzorgingsgebied Zwolle worden totaal 12 Bedumers geteld.

Zo beschreven maakt een dergelijke rayon-construëctie een ietwat absurde indruk, en wanneer het hier slechts een incidenteel verdwaalde patiënt zou betreffen is de invloed op rayongrootte en bedden per 1.000 inwoners als te verwaarlozen te beschouwen.

Telt men echter de aan Zwolle toegekende inwonertallen van de gemeenten met minder dan 10 % opnamen in Zwolle bij elkaar op, dan vindt men het respectabele aantal van 19.021 "inwoners" van het Zwolse rayon. Dit is op een totaal van 269.151 ongeveer 7 %.

Nu is het wel zo, dat een klein deel van de inwoners van Zwolle zelf en van de omliggende plaatsen (met een oriëntatie van meer dan 90%) niet in Zwolse ziekenhuizen is opgenomen. Die inwoners zou men eigenlijk weer terug moeten halen, want "aanbod" geldt voor alle inwoners; het is een "potentieel" begrip. In tabel 1 ziet men het

1) Bron: Lijsten van de Geneeskundige Hoofdinspectie, ziekenhuisgegevens 1974.

resultaat van de rayonomvang na deze correcties:

		Aantal bedden per 1-1-'74 (excl. wiegen gez. zuig.)	Bedden per 1.000 inw.
Aantal inwoners rayon Zwolle volgens GHI pat.telling 1974	269.151	1.014	3,767
<u>Minus</u> aantal 'inwoners' afkomstig uit gem.met oriëntatie < 10% -	19.021		
<u>Plus</u> verschil feitelijk aantal inw. en toegewezen aantal inw. per gemeente or. perc. > 90 %	+ 11.188		
Gecorrigeerde rayongrootte			
Vershil <u>2,9 %</u>	261.318	1.014	3,880

Nu is de keuze van een grens van 10 % tamelijk arbitrair; het verdient zeker aanbeveling in een latere fase nog eens de consequenties van verschillende grenzen empirisch vast te stellen.

Bovendien moet men bedenken, dat op deze wijze geconstrueerd, de rayons geografisch gesloten gebieden benaderen, maar *dat een geografische benadering niet de enige relevante is.*

De confessionele grondslag van een ziekenhuis kan de geografische rekrutering beïnvloeden. Algemeen bekend is dat de mate van zeldzaamheid van de superspecialismen en top-klinische voorzieningen de omvang van rekruteringsgebieden sterk bepalen.

Onze benadering van het conceptuele "aanbod-probleem" is dan ook slechts een eerste poging om de welhaast onvermijdbare contaminatie <sup>1)</sup> met de "vraag" naar specialistische hulp, het feitelijke gebruik van specialistische voorzieningen, enigszins te reduceren. Nader onderzoek op dit gebied is dringend gewenst.

1) Een van de onze verschillende benadering van het "aanbod"-begrip is uitgevoerd in het reeds genoemde onderzoek van Drop ('71). Weliswaar berekent zij de omvang van haar rayons op grond van de gemiddelde oriëntatie percentages per gemeente over een aantal jaren - maar zij gaat voor de gemeenten, die deel uitmaken van deze rayons niet uit van het gewogen beddental, maar van het maximaal beschikbare aantal verpleegdagen per inwoner, wanneer de volledige capaciteit van de ziekenhuizen waarin de inwoners worden opgenomen gebruikt zou worden.



Na deze zijsprong weer terug naar de feitelijke berekening van het beddenaanbod per gemeente.

Zoals reeds gezegd, is bij de berekening van het aantal bedden per 1.000 inwoners per gemeente een aantal tussenstappen gemaakt.

Eerst zijn er aan de hand van de verdeling van verzekerden (uit de LISZ-tabellen) of van alle patiënten (uit de lijsten van de GHI, wanneer het LISZ-materiaal tekort schoot <sup>1)</sup>) per gemeente van productie rayons berekend. Bij deze berekening werden gemeenten met een oriëntatie-percentages van meer dan 90 % geacht in hun geheel bij het rayon te behoren en is de bevolking van gemeenten die voor 10 % of minder op een produktiegemeente is betrokken, niet meegeteld. Het inwonertal van de overige gemeenten (oriëntatie-percentages tussen 10 en 90 %) is verdeeld.

Na vaststelling van het beddental (het aantal bedden genoemd in NZI-publikatie 1975 - exclusief wiegen voor gezonde zuigelingen) per rayon, zijn de gevonden aantallen bedden per 1.000 inwoners weer toegedeeld aan de bijbehorende gemeenten.

Berekening van het aantal beschikbare bedden per gemeente per 1.000 inwoners, het aanbod van bedden, vond tenslotte plaats door de per rayon gevonden aantallen te wegen naar het oriëntatie-percentages. (Voorbeeld: de gemeente Wijhe is voor 65 % op Zwolle georiënteerd, voor 35 % op Deventer: voor Wijhe geldt dan een aantal beschikbare bedden, groot 0,65 maal het aantal bedden per 1.000 inwoners van het produktie rayon Zwolle plus 0,35 maal het aantal bedden per 1.000 inwoners van het produktie rayon Deventer.)

1) In de LISZ-tabellen gaat de uitsplitsing van gemeente van consumptie naar gemeente van produktie niet verder dan twee produktiegemeenten. Wanneer de patiënten uit een gemeente voor meer dan 10 % over meer dan 2 andere gemeenten waren verdeeld, werd de GHI-tabel gebruikt.

### III.3.5. Incidentele correcties

Tenslotte zijn met behulp van het jaarboek 1975 enkele onwaarschijnlijkheden in het materiaal 1974 gecorrigeerd. Het betreft hier de verwijscijfers van

Bolsward: 1974 3941,8 ---> 394,8 (in 1975 405,4)

Abcoude : 1974 54,9 ---> 268,4 (1975).

Voor de verwijscijfers van de gemeenten in de regio Den Haag (omdat in 1974 een telfout is gemaakt) zijn gegevens over 1975 ingevoerd. Bovendien is voor de gemeente Druten (225) als gemeente van produktie Nijmegen vastgesteld (geen gegevens 1974 - overgenomen gegevens 1975).

### III.4. De eenheid van analyse: rayons of gemeenten

Van Praag e.a. stellen op pagina 67 van hun interimrapport ('75) een viertal eisen aan de gebieden waarin zij Nederland verdelen:

1. de gebieden moeten geheel Nederland bedekken en mogen elkaar niet overlappen;
2. de gebieden moeten zo groot zijn dat een betrouwbare invulling met cijfermateriaal uit verschillende cijferbronnen mogelijk is;
3. de gebieden moeten niet te groot zijn omdat dan hun aantal te klein wordt;
4. het indelings-criterium moet een bepaalde mate van homogeniteit bezitten om de gebieden gelijkwaardig te doen zijn.

Op grond van deze eisen menen zij dat "de (te grote) provinciale en de (te kleine) gemeente indeling niet voldoen" (pagina 67) en komen ze tot een indeling in ziekenhuisrayons en werkingsgebieden van ziekenfondsen. Even afgezien van het feit dat slechts door gebruik van analytische kunstgrepen de rayons rond algemene ziekenhuizen elkaar niet overlappen en men eerder een soort van rekenkundige rayons dan tastbare oriëntatie-gebieden construeert, wordt een mogelijke keuze voor de gemeente als eenheid van onderzoek wel heel snel van tafel geveegd.

Drop (1971) geeft in haar interimrapport een uitvoerige verantwoording van a) de keuze van gemeente als eenheid van onderzoek en b) de door haar uitgevoerde homogenisering van het gemeente-materiaal. Voor haar telt zwaar, dat het gemeenteniveau beleidsrelevant is: allerlei maatregelen ter bevordering van welzijn en gezondheidstoestand worden daar uitgevoerd. Ten tweede zijn per gemeente niet alleen z.g. analytische gegevens (geaggregeerde individuele gegevens), maar ook globale karakteristieken zoals urbanisatiegraad, ligging, grootte, etc. beschikbaar, die het wel en wee van de inwoners voor een belangrijk deel bepalen. Op grond van een soortgelijke redenering als bij Van Praag onder punt 2 selecteert zij slechts gemeenten van meer dan 5.000 inwoners; de door haar onderzochte afwijkende- en ziektegedrag variabelen moeten immers een redelijke kans hebben om vóór te komen.

Tenslotte wordt een groot aantal gemeenten niet in het onderzoek opgenomen omdat ze heterogeen van samenstelling zijn ( de 4 grootste steden; de door het CBS als heterogeen betitelde gemeenten en de gemeenten met naast de hoofdwoonkern één of meer woonkernen met 1.000 of meer inwoners en gemeenten met woonkernen van < 1.000 inwoners voor zover zich daarin meer dan 30 % van de bevolking bevindt (pagina 25) ).

Bovendien worden nog gemeenten buitengesloten waarvan bekend is dat meer dan 5 % van de bevolking bestaat uit vaste bewoners van inrichtingen en tehuizen.

Kortom, laat men de eis van "bedekking van heel Nederland" vallen, dan voldoen de wat grotere gemeenten (meer dan 5.000 inwoners of zoals in het LISZ-materiaal meer dan 2 huisartsen) zeer wel aan de eis van "betrouwbare invulling" (per slot van rekening gaat het bij een opnamecoëfficiënt van rond de 10 % om minimaal 400 - 500 opnamen per jaar)<sup>1)</sup>.

- 1) Het enige gegeven waarvoor de betrouwbaarheid van de invulling dubieus is, is het aantal huisartsen per gemeente. Dit is een zwakke plek in ons onderzoek; zodra de betrouwbare NHIcijfers per gemeente beschikbaar zijn, zullen we de analyse overdoen. Overigens wijken de analyse resultaten wanneer men het minimum aantal huisartsen bij 4 legt, niet af van de resultaten bij minimaal 3 huisartsen.

Bovendien bestaan er, ook door Van Praag gebruikte, statistische methoden <sup>1)</sup> om de effecten van ongelijke omvang van de analyse-eenheden te neutraliseren.

Een groter probleem vormt de homogeniteit van de gemeente als eenheid. Door steeds verdergaande reductie van het aantal gemeenten neemt het aantal als "homogeen samengesteld" te beschouwen gemeenten steeds verder af.

Aangezien wij op andere gronden <sup>2)</sup> al een aantal waarnemingseenheden hebben moeten laten vallen, hebben we in dit geval tamelijk bewust gekozen voor relativering van het homogeniteitsprincipe, omdat het aantal relevante waarnemingen anders te zeer zou teruglopen.

Dit betekent toename van de hoeveelheid "ruis" in het materiaal en dus lagere percentages verklaarde variantie, maar al te rigoreuze selectie (zoals in het geval van Kruidenier's verslag van een nadere analyse van de LISZ-cijfers (1976)) ontnemt de onderzoeker vrijwel elke bewegingsvrijheid.

In ons geval geldt dat de voornaamste reden voor de keuze van gemeenten als onderzoekseenheid gelegen is in de relevantie van op gemeenteniveau wèl (of beter) en op het rayonniveau niet (of slechter) te meten variabelen.

Het gaat hier voornamelijk om gemeentekennmerken als urbanisatie-graad en afstand tot centra van intramurale zorg.

1) De methode van gegeneraliseerde kleinste kwadraten.

2) Zoals eerder is vermeld, bestaat het LISZ-gemeente-materiaal uit aggregatie van de LISZ huisartsen-gegevens en niet uit somming van de gegevens per inwoners. Gemeenten waarvan de huisartsen een gebied buiten de gemeente verzorgen (en waar het aantal verzekerden het aantal inwoners kan overstijgen) zijn buiten beschouwing gelaten. Bovendien is gekozen (om ingewikkelde constructies te vermijden) voor gemeenten die voor tenminste 50 % op één ander centrum voor intramurale zorg zijn georiënteerd.

### III.5. Modelspecificatie

Voor de analyse gebruikten we deels "echte" deels "onechte" of dummy variabelen.

Echte variabelen stellen de omvang van een fenomeen vast met behulp van een meting waarbij een schaal wordt gebruikt, die een nulpunt bezit en waarbij de getallen 1, 2, 3 enz. op gelijke<sup>1)</sup> liggen. Onechte variabelen kunnen worden gebruikt om de invloed van kwalitatieve grootheden te kwantificeren.

Ze kunnen slechts de waarde 0 en 1 aannemen. Bijvoorbeeld, we veronderstellen verbanden tussen de te verklaren variabelen en de graad van urbanisatie der gemeente. In deze urbanisatieclassificatie onderscheiden we de klassen platteland, verstedelijkt platteland, kleine stad en grote stad.

Een dergelijke classificatie met vier klassen laat zich representeren door drie onechte variabelen. In onderstaande tabel ziet men welke waarden de drie dummy variabelen dan zullen aannemen indien de waarneming van de te verklaren variabelen behoort tot één der vier onderscheiden klassen:

de waarneming ; (te verklaren variabele) behoort bij:	waarde v.d. drie dummyvariabelen:		
	$x_1$	$x_2$	$x_3$
klasse 1: platteland (A1 - 4)	0	0	0
klasse 2: verst.pl.land (B1 - 3)	1	0	0
klasse 3: kleine stad (C1 - 3)	0	1	0
klasse 4: grote stad (C4, 5)	0	0	1

Zouden we onze analyse, naar het bovenstaande voorbeeld, beperken tot deze drie onafhankelijke variabelen en de relatie lineair specificeren, dan geven de coëfficiënten der drie variabelen bij de schattingsmethode met behulp van kleinste kwadraten het verschil weer met die klasse, waarvoor al de drie onafhankelijke variabelen de waarde nul hebben.

1) Rijken van Olst: "Inleiding tot de sociale statistiek" dl.1;  
Assen 1964 bladzijde 37.

In het algemeen kan elke classificatie met  $n$  klassen worden weergegeven door  $(n-1)$  variabelen. De coëfficiënten van deze  $(n-1)$  variabelen relateren we aan elkaar (verschillen de "opgenomen" klassen onderling significant), en aan de ogenschijnlijk weggelaten klasse van de onderhavige classificatie.

We gebruiken gemeentecijfers, die zijn gevormd door samenvoeging van huisartsengegevens. Voorzichtigheid bij interpretatie is geboden, voorzover gevonden relaties lijken te kunnen worden vertaald naar het niveau van de huisarts. Johnston wijst nadrukkelijk op dit aggregatieprobleem <sup>1)</sup>.

Samenvoegen van data, huisartsgegevens tot gemeente-gegevens, heeft niet alleen gevolgen voor de grootte van de verstoringsterm (dit kan worden ondervangen door in plaats van "gewone kleinste kwadraten" de gegeneraliseerde kleinste kwadratenmethode gebruiken), maar ook de multipele correlatiecoëfficiënt van de gevonden relaties kan aanmerkelijk groter zijn dan de multipele correlatiecoëfficiënt van het gedesaggregeerde oorspronkelijke verband.

Daarenboven zullen de coëfficiënten der verklarende variabelen onzuiver worden geschat ten gevolge van deze aggregatie.

De methode om de schade te beperken is danook om te zorgen dat we de variaties binnen de gegroepeerde waarnemingen met betrekking tot de verklarende variabele, waarvan we een hypothese van een "lager niveau" wensen te toetsen, minimaliseren. Of aan deze voorwaarde ten aanzien van de praktijkgrootte van huisartsen, geaggregeerd tot gemeentegegevens, is voldaan wagen we sterk te betwijfelen. Significante relaties tussen gemiddelde praktijkgrootte van huisartsen en verwijscijfers kunnen danook niet zonder meer worden vertaald naar causale verbanden tussen het verwijsgedrag van een huisarts en de grootte van zijn praktijk. Immers kleine en minder kleine praktijken worden per gemeente op één hoop gegooid in de waarde voor de variabele gemiddelde praktijkgrootte per gemeente. En deze variabele moet dan een bijdrage leveren in de verklaring der fluctuaties van de afhankelijke variabele.

1) Johnston: *Econometric Methods*, Tokyo 1972, blz. 228.

Een soortgelijk probleem doet zich voor met die variabelen die we aan de gemeenten toebedeelden maar die afgeleid zijn van een hoger niveau. Hier liggen evenwel de zaken wat eenvoudiger. Want bij eventueel rayongebonden kenmerken, die op de één of andere wijze gerelateerd zijn aan te verklaren variabelen, kunnen door "verstrooiing" over gemeenten eventuele verbanden zoekraken; bevestiging van significante relaties door toetsing op gemeenteniveau staan "rayonuitspraken" echter toe.

In ons model trachten we de fluctuaties van verwijskaarten per 1.000 verzekerden, opnemingen per 1.000 verzekerden, en gemiddelde verpleegduur per opneming per gemeente in onderlinge afhankelijkheid en in relatie met een aantal (exogene) onafhankelijke variabelen te verklaren. De structuurvergelijkingen geven onze veronderstellingen weer ten opzichte van de werking van het systeem tussen verwijzen, opnamen en ligduur. Het verwijscijfer wordt beïnvloed door een aantal exogene variabelen; de eerste structuurvergelijking. Het aantal opnemingen door het verwijscijfer plus een aantal exogene variabelen; de tweede structuurvergelijking. En de gemiddelde ligduur door het verwijscijfer, het aantal opnemingen en weer een aantal exogene variabelen; de derde structuurvergelijking.

We specificeren deze structuurvergelijkingen lineair omdat we in eerste instantie slechts geïnteresseerd zijn in de significantie der verbanden en we geen overwegingen kennen die ons op voorhand zouden doen kiezen voor een andere functiespecificatie.

Structuurvergelijkingen (die lineair recursief zijn) kunnen dan afzonderlijk geschat worden met behulp van de gegeneraliseerde kleinste kwadratenmethode <sup>1)</sup>, gegeneraliseerd omdat per gemeente het aantal huisartsen verschilt (en hierdoor de grootte van de verstoringsterm).

1) Johnston: Econometric Methods, Tokyo 1972, bladz.377 e.v.

### III.6. Overzicht van de gebruikte variabelen

#### III.6.1. Verklarende variabelen

##### a. dummy variabelen

1. Regio
  - a. noord - Groningen, Friesland, Drenthe
  - b. oost.mid.- Overijssel, Gelderland, Utrecht
  - c. west - N.Holland, Z.Holland, Zeeland
  - d. zuid - Brabant, Limburg
2. Afstand
  - a. nul - ziekenhuis in gemeente zelf
  - b. vijf - ziekenhuis tussen 1 en 5 km. van gem.
  - c. tien - ziekenhuis tussen 6 en 15 km. van gem.
  - d. vijftien - ziekenhuis op meer dan 15 km. van gem.
3. Urbanisatiegraad
  - a. platteland - CBS urb.graad 1960 A1 - 4
  - b. verstedelijkt pl.land - CBS urb.graad 1960 B1 - 3
  - c. kleinere steden  
(tot 50.000 inw.) - CBS urb.graad 1960 C1 - 3
  - d. grote steden - CBS urb.graad 1960 C4, 5.

##### b. Echte variabelen

1. Gemiddelde praktijkgrootte 1974;
2. percentage verzekerden 1974;
3. percentage inwoners van 65 jaar en ouder 1-1-1974;
4. aantal per 1.000 inwoners van de gemeente beschikbare bedden van algemene en academische ziekenhuizen.

Te verklaren variabelen.

1. Verwijskaarten per 1.000 verzekerden over 1974;
2. opnemingen per 1.000 verzekerden over 1974;
3. gemiddelde ligduur per opname 1974.

Selectie van de gemeenten.

Uit de 412 in het LISZ-jaarboek 1974 vermelde gemeenten met minimaal 3 in het LISZ-systeem geregistreerde praktizerende huisartsen is de volgende selectie gemaakt.

Geselecteerd zijn gemeenten die voor minstens 50 % op één andere ziekenhuisgemeente zijn georiënteerd en waar het percentage ziekenfondsverzekerden niet hoger dan 90 is.

Na deze selectie resten 331 gemeenten.



### III.7. Resultaten

Het belangrijkste onderdeel van het hoofdstuk "Resultaten" wordt gevormd door de beschrijving van de multivariate analyse van te verklaren en verklarende variabelen. Vòòr dat we tot de presentatie hiervan overgaan laten we eerst de enkelvoudige relaties tussen verwijs-, opname- en ligduurcijfers enerzijds en de verklarende variabelen anderzijds zien, evenals de samenhang tussen de te verklaren en verklarende variabelen onderling.

We beginnen met een overzicht van de verdelingen van de in de analyse opgenomen variabelen.

#### III.7.1. Overzicht van de verdeling van de dummy variabelen en de gemiddelde waarden en standaarddeviaties van de "echte" variabelen (n = 331)

##### a) Dummy variabelen

1. Regio
  - a. noord 15 %
  - b. oost midden 28 %
  - c. west 32 %
  - d. zuid 25 %.
2. Afstand
  - a. afst. nul 34 %
  - b. afst. 1 - 5 km. 16 %
  - c. afst. 6 - 15 km. 37 %
  - d. afst. > 15 km. 13 %.
3. Urbanisatiegraad
  - a. platteland 34 %
  - b. verstedelijkt pl.land 38 %
  - c. kleinere steden 19 %
  - d. grote steden 9 %.

Echte variabelen	gemiddelde	standaarddeviaties
gemiddelde praktijkgrootte	2913.14	697.95
percentage verzekeren	67.35	11.80
percentage 65 jr. en ouder	9.34	3.05
aantal bedden/1.000 inwoners	4.73	1.03
verwijskaarten/1.000 verz.	417.91	98.79
opnemingen/1.000 verz.	105.51	20.45
gemiddelde verpleegduur	17.79	2.07

### III.7.2. Enkelvoudige relaties tussen verklarende en te verklaren variabelen

Voor een goed begrip van de meer complexe statistische relaties die in de definitieve analyse worden getoond, is een inzicht in de enkelvoudige relaties, zowel tussen de te verklaren en de verklarende variabelen als tussen de verklarende variabelen onderling van belang.

In tabel III.1 is de correlatie matrix weer gegeven. De voornaamste samenhangen worden in een kort commentaar besproken.



COMMENTAAR

Wat de te verklaren variabelen betreft springt de hoge correlatie tussen verwijzingen en opnemingen per 1.000 verzekerden (.64) in het oog.

Voor de verklarende variabelen geldt dat de relatie tussen de afstands- en urbanisatiecategorïeën voor zich spreken. Belangrijker zijn de correlaties tussen de regionale variabelen en de overige verklarende variabelen. De samenhang tussen deze niet nader gespecificeerde regionale indicatoren en de overige gebruikte gegevens geeft aan in welke mate de regionale indicatoren een extra bijdrage aan de verklaring geven of louter een opsomming zijn van de reeds gebruikte overige verklarende variabelen.

Regio noord wordt gekenmerkt door naar verhouding meer plattelands-gemeenten (althans in onze selectie van gemeenten) en minder verstedelijkt plattelands-gemeenten. Bovendien een flinke proportie bejaarden - naar verhouding weinig inwoners per huisarts en weinig beschikbare ziekenhuisbedden.

De regio's oost en/midden, wijken wat betreft de opgenomen variabelen nergens van het gemiddelde af. Zuid-Nederland heeft daarentegen een andere demografische structuur. Uitgesproken weinig bejaarden.

Ook vindt men daar meer ziekenfondsverzekerden. Gezien de gegevens uit tabel:blz.53 zou men ook een relatie met gemiddelde praktijkgrootte verwachten; deze is in het zuiden des lands hoger, maar niet exclusief hoger (in Zuid Holland en Overijssel is het aantal inwoners per huisarts ook niet gering), vandaar het ontbreken van een verband.

Het percentage bejaarden in een gemeente hangt samen met de urbanisatiegraad (weinig bejaarden op het verstedelijkt platteland, veel in de grote steden (en dus in plaatsen met een ziekenhuis) ) en bovendien vinden ook wij een negatief verband met het aantal inwoners per huisarts. De orde van grootte van deze correlatie (-31) is van dien aard, dat geen schattingsproblemen ontstaan. Tenslotte zij nog vermeld dat er een negatieve relatie is tussen het aantal inwoners per huisarts en het percentage verzekerden in een gemeente.

### III.7.3. Meervoudige relaties: multiple regressie-analyse

In eerste instantie zijn de drie structuurvergelijkingen voor verwijzingen, opnemingen en verpleegduur geschat met alle verkla- rende variabelen (tabel III.2). In tweede instantie zijn uit deze eerste schattingen de significante coëfficiënten geselecteerd en de vergelijkingen overgeschat met hun relevante variabelen (tabel III.3).

In tabel III.4 vindt men de schattingen der herleide vorm vergelijkingen met alle onafhankelijke variabelen.

#### III.7.3.1. Structuurvergelijking verwijscijfers

Beginnen we met de bespreking van structuurvergelijking voor verwijzingen per 1.000 verzekerden. De drie opgenomen dummy variabelen voor de regio's hebben alle een regressiecoëfficiënt die significant van nul verschilt. Dat wil zeggen dat in de regio's noord, oost - midden en west, gemiddeld significant minder wordt verwezen dan in de regio zuid. Maar de coëfficiënten der gevonden variabelen voor noord, oost - midden en zuid, verschillen onderling niet <sup>1)</sup>.

In de uiteindelijke verkozen geschatte structuurvergelijking, waar- van de resultaten der schattingen in tabel III.2 zijn weergegeven namen we dan ook alleen maar een dummy variabele op voor de regio zuid. Deze dummy variabele representeert dan het verschil in de verwachte waarde voor waarnemingen uit de regio zuid tegenover de verwachte waarde voor waarnemingen uit de resterende regio's.

1) Het verschil tussen twee dummy variabelen onderling

is te toetsen door berekening van de variantie van dit verschil.

Als  $z = X_i - X_j$  dan is  $\text{var}(z) = \text{var}(X_i) + \text{var}(X_j) - 2 \text{cov}(X_i, X_j)$

Resultaten van de schattingen der structuurvergelijkingen: coëfficiënten en standaarddeviaties (gegeneraliseerde kleinste kwadraten methode)

Tabel III.2.

		Verwijzen per 1000 verzekerden	Opnemingen per 1000 verzekerden	Ligduur:aan- tal verpleeg- dagen/1000 verzekerden
<u>Dummyvariabelen:</u>				
Regio's	noord	-54,8(14,9)*	-12,7(2,9)*	0,3(0,4)
	oost-midd.	-46,2(11,3)*	-0,5 (2,2)	0,5(0,3)*
	west	-59,4(11,4)*	-2,4 (2,2)	1,2(0,3)*
	zuid	-	-	-
afstand	nul	96,4(19,1)*	15,3(3,8)*	0,2(0,5)
	vijf	46,1(20,6)*	-1,1(3,9)	0,2(0,5)
	tien	3,7(17,8)	1,9(3,4)	0,0(0,4)
	vijftien	-	-	-
urbanisatie	pl.land	-	-	-
	verst.pl.land	40,9(12,9)*	- 6,2(2,5)*	-0,0(0,3)
	kl.stad	19,9(16,4)	- 5,9(3,1)	0,2(0,4)
	gr.stad	76,7(15,8)*	-15,4(3,1)*	-0,2(0,4)
<u>'Echte' variabelen:</u>				
praktijkgrootte huisartsen		- 0,02(0,01)*	-0,00(0,00)	-0,00(0,00)
percent.ZF.verzekerden		- 0,1 (0,4)	-0,2 (0,1)*	-0,0 (0,0)
percent. 65 jaar en ouder		51,9(15,4)*	-7,3 (3,0)*	3,6 (0,4)*
bedden / 1000 inwoners		12,0 (3,8)*	3,9 (0,7)*	0,4 (0,1)*
verwijzen per 1000 verz. opnemingen per 1000 verz.			0,10(0,01)*	0,007 (0,001)* -0,04 (0,01)*
constante		340,0 (49,5)*	66,7 (10,0)*	13,5 (1,3)*

De met \* geormerkte coëfficiënten verschillen significant van nul, op een betrouwbaarheidsniveau van 95% (n=331)

Resultaten van de schattingen der structuurvergelijkingen: significante coëfficiënten en standaarddeviaties (betrouwbaarheidsniveau van 95%; gegeneraliseerde kleinste kwadraten methode)

Tabel III.3.

	Verwijzen per 1000 verzekerden	Opnemingen per 1000 verzekerden	Ligduur: aan- tal verpleeg- dagen / 1000 inwoners
<u>'Dummy' variabelen:</u>			
Regio's: noord	-	-11,0 (2,3)	-
oost-midd.	-	-	0,5 (0,2)
west	-	-	1,1 (0,2)
zuid	53,1 (9,8)	-	-
Afstand: nul	103,2 (10,4)	14,6 (2,1)	-
vijf	44,5 (14,7)	-	-
tien	-	-	-
vijftien	-	-	-
Urbanisatie: pl.land	-	6,6 (2,3)	-
verst.pl.land	31,3 (9,8)	-	-
kl.stad	-	-	-
gr.stad	62,8 (10,5)	- 9,4 (2,0)	-
<u>'Echte' variabelen:</u>			
praktijkgrootte huisartsen percent.ZF.verzekerden	- 0,02 (0,01)	-	-
percent. 65 jaar en ouder bedden / 1000 inwoners	43,4 (14,4) 12,6 (3,6)	- 0,14 (0,07) - 8,3 (2,4) 3,9 (0,7)	3,7 (0,3) 0,4 (0,1)
verwijzen per 1000 verz. opnemingen per 1000 verz.		0,10 (0,01)	0,006 (0,001) -0,04 (0,01)
constante	297,3 (34,0)	55,6 (7,0)	13,1 (0,6)

n=331

Het blijkt dat dit verschil gemiddeld zo'n vijftig verwijzingen per 1.000 verzekerden bedraagt; in de regio zuid verwijzen huisartsen dus significant meer dan hun collega's elders.

Dit is in overeenstemming met onze verwachtingen, gebaseerd op elders gevonden resultaten. Dit wil overigens niet zeggen dat we een plausibele verklaring kunnen vinden.

Beschouwen we nu de drie opgenomen variabelen voor de afstands-afstand klassen tot centra voor klinische zorg.

De coëfficiënten voor de dummy variabelen van klasse "nul" en klasse "vijf" verschillen significant van nul, dat wil zeggen ze verschillen ten opzichte van de weggelaten klasse "vijftien".

De coëfficiënten van klasse "nul" en klasse "vijf" verschillen ook onderling significant, de coëfficiënt van de dummy variabele voor klasse "tien" verschilt niet significant van nul.

Dit deed ons besluiten in de uiteindelijke structuurvergelijking (t. III.3. ) slechts variabelen op te nemen voor de afstandsklassen "nul" en "vijf".

Deze variabelen representeren de verschillen van klasse "nul" en klasse "vijf" met de resterende klassen "tien" en "vijftien". Gemiddeld worden in een gemeente met een ziekenhuis zo'n honderd verwijzingen per 1.000 verzekerden meer geteld dan in gemeenten die zo'n 6 of meer kilometer zijn verwijderd van een ziekenhuis. Indien de gemeente 1 - 5 km. van een ziekenhuis aflight worden gemiddeld 40 verwijzingen per 1.000 verzekerden meer gerealiseerd dan in gemeenten met een afstand van 6 of meer kilometer van een ziekenhuis. Ook deze resultaten zijn overeenkomstig onze verwachtingen; als een centrum voor klinische zorg in de nabijheid van de huisarts is gelegen, dan zal deze geneigd zijn daar vaker naar toe te verwijzen. De grootte van dit verschil zal overigens wellicht wat worden overschat vanwege de samenhang met de variabelen voor de urbanisatieklassen, toch blijft het verschil opmerkenswaardig.

De dummy variabelen voor de urbanisatie klassen, verstedelijkt platteland, kleine stad en grote stad tegenover platteland, geven geschatte coëfficiënten in de structuurvergelijkingen voor verwijzen consistent met onze verwachtingen.



In tab.III.3. vinden we dat de verwachte waarde voor verwijzingen in de grote steden zo'n 60 per 1.000 verzekerden verschilt van verwijscijfers in gemeenten op het platteland of in de kleine steden.

Op het verstedelijkt platteland, deels bestaande uit de typische forensengemeenten, worden gemiddeld ongeveer 30 verwijzingen per 1.000 verzekerden meer gerealiseerd dan in kleine steden of op het platteland.

gem. We zijn nu gekomen bij de coëfficiënten voor de "echte"  
 prakt. variabelen. Bij de variabelen voor de gemiddelde praktijkgrootte  
 grootte van huisartsen, per gemeente vinden we een significante negatieve coëfficiënt. Een niet verwacht resultaat. Gelet op opmerkingen gemaakt in paragraaf III.1.1 zal deze coëfficiënt wellicht onzuiver zijn geschat en zullen we aan het resultaat in eerste instantie geen waarde hechten. Gezien het gewicht van deze variabele in ander onderzoek, nemen we haar nog wel op in onze uiteindelijk verkozen structuurvergelijking (tabel III.3.)

%ZF. De coëfficiënt behorend bij de variabele percentage ziekenfonds-  
 verz. verzekerden verschilt niet significant van nul. In de uiteindelijk verkozen structuurvergelijking komt ze dan ook niet meer voor.

% 65<sup>+</sup> Het percentage bejaarden binnen een gemeente hangt (niet onverwacht), significant positief samen met het aantal verwijzingen per 1.000 verzekerden. De laatste verklarende variabele, het aantal beschikbare  
 beschb. bedden per 1.000 inwoners hangt eveneens significant positief  
 klin. samen met het aantal verwijzingen. In de verklaring van dit verband  
 voorz. denke men overigens aan de bijvoorbeeld door Van Praag gevonden positieve relatie tussen het aantal specialisten per 1.000 inwoners en het aantal beschikbare bedden.

De significante samenhang is in overeenstemming met onze verwachtingen, zij het dat wij in een volgend onderzoek opneming van de variabele specialistendichtheid prefereren.

De uiteindelijk verkozen structuurvergelijking voor de te verklaren variabele verwijzingen per 1.000 verzekerden bestaat dus

uit coëfficiënten voor

"dummy" variabelen

regio : zuid;

afstand : nul, vijf;

urbanisatie: verstedelijkt platteland, grote stad;

en de "echte" variabelen:

gemiddelde praktijkgrootte huisartsen;

percentage 65 jaar en ouder;

bedden per 1.000 inwoners.

### III.7.3.2 De structuurvergelijkingen voor de opnemingen per 1.000 verzekerden

ver-  
wij. Dat een belangrijk deel der fluctuaties in de cijfers voor opnemingen kan worden verklaard uit fluctuaties van verwijzingen per 1.000 verzekerden behoeft geen verbazing te wekken. Belangrijk zijn in deze structuur-vergelijkingen dan ook de coëfficiënten der onafhankelijke variabelen, de variabelen die daarenboven in de structuur-vergelijkingen een rol spelen.

regio Voor de dummy variabelen voor de regio's valt de significante coëfficiënt voor de regio noord <sup>1)</sup> op. In de uiteindelijke structuur-vergelijkingen vinden we dat de verwachte waarde van opnemingen in noord ongeveer 10 per 1.000 verzekerden lager is dan in de overige regio's.

Ook hier wagen we ons niet aan een ad hoc-verklaring. Wel zij nog eens uitdrukkelijk vastgesteld dat deze regio-invloed onafhankelijk is van de andere opgenomen variabelen. Beddental, % bejaarden etc. verzwakken de relatie niet. Een overigens niet onverwacht resultaat (zie ook Hogendoorn (1974)).

- 1) Op het eerste gezicht is het wat vreemd, dat we geen relatie tussen verwijzen en opnemen en gemiddelde praktijkgrootte vinden, maar wel een relatie tussen "verwijzen" en "zuid" en tussen "opnemingen en "noord" en dat terwijl Brabant en Limburg naar verhouding weinig huisartsen per 1.000 inwoners tellen en Groningen en Friesland (zie tabel p.53) de hoogste huisartsendichtheid bezitten. Er is reeds door ons op gewezen (p.53) dat de gemeentelijke cijfers binnen de regio's blijkbaar te sterk fluctueren. Gemiddelde praktijkgrootte op zich heeft geen relatie (tenzij de gemeentelijke LISZ-cijfers op het punt van huisartsenaantallen zeer onbetrouwbaar zijn), want ook buiten Limburg en Brabant zijn voldoende gemeenten met naar verhouding weinig huisartsen. Het aantal mogelijke verklaringen voor dit verschijnsel is legio en kan variëren van de betrouwbaarheid van de gebruikte cijfers tot niet verder te herleiden "culturele"- dan wel "mentaliteits verschillen"; een braakliggend terrein voor verdere studie.

Bij de dummy variabelen voor afstand vinden we alleen een significant resultaat voor de afstand nul. De verwachte waarde der opnemingen per 1.000 verzekerden ligt in de uiteindelijke structuurvergelijking ongeveer 15 per 1.000 verzekerden hoger dan de gemiddelde waarde voor de overige afstandsklassen. Voor de urbanisatie variabelen zijn de coëfficiënten in uiteindelijk verkozen structuurvergelijkingen ook niet zo moeilijk te interpreteren. Gegeven de verschillen in de verwijscijfers (voor de urbanisatieklassen) wordt op het platteland gemiddeld vaker opgenomen dan op het verstedelijkt platteland en in de kleine stad. In de grote stad daarentegen wordt gegeven de verwijscijfers, gemiddeld naar verhouding minder vaak opgenomen dan op het verstedelijkt platteland en kleine stad.

Bij de coëfficiënten voor de echte variabelen vinden we geen significant verband tussen gemiddelde praktijkgrootte en opnemingen. Gelet op het diffuse karakter van deze verklarende variabele geen overwacht resultaat!

Een significant verband tussen percentage ziekenfondsverzekerden en opnemingen vinden we in beide structuurvergelijkingen. De negatieve coëfficiënt kan moeilijk worden geïnterpreteerd. De eerder gegeven ad hoc-verklaring bij de verwachtingen laten we hier tenminste maar achterwege. Gegeven het verwijscijfer zijn in gemeenten met naar verhouding meer bejaarden, de opnamecijfers lager. De coëfficiënten in de structuurvergelijking voor de variabele percentage 65 jaar en ouder zijn significant negatief. Dit resultaat kan ook door ons worden onderschreven.

- Zoals te verwachten is geeft de variabele voor het beschikbare aantal bedden een significante positieve coëfficiënt.

De uiteindelijk verkozen structuurvergelijking voor opnemingen per 1.000 verzekerden bestaat dus uit coëfficiënten voor de:

"dummy" variabelen  
 regio's : noord;  
 afstand : nul;  
 urbanisatie: platteland - grote stad.  
 "Echte" variabelen  
 percentage ziekenfondsverzekerden;  
 percentage 65 jaar en ouder;  
 bedden per 1.000 inwoners;  
 verwijzingen per 1.000 verzekerden.

### III.7.3.3. Structuur-vergelijking gemiddelde verpleegduur

Bij de structuur-vergelijkingen voor het aantal verpleegdagen per 1.000 inwoners vallen de samenhangen met verwijzingen en opnemingen op. Veel opnemingen leiden tot minder verpleegdagen per 1.000 inwoners, gelet op de gevonden significante negatieve coëfficiënt. Een dergelijke negatieve relatie tussen "frekwentie" en "duur" van een verschijnsel wordt vrijwel altijd aangetroffen (ziekteverzuim bijvoorbeeld).

Merkwaardiger is de relatie met verwijzen per 1.000 verzekerden. We vinden een zwak, maar significant positief verband. De herkomst regio urb. variabelen, dummy-variabelen voor regio's, afstandklassen en afstand urbanisatie klassen spelen nauwelijks meer een rol.

In de regio's oost, midden en west verschilt de verwachte waarden van het aantal verpleegdagen per 1.000 inwoners (enigszins) positief van de resterende regio's.

% bej. De echte variabele voor het percentage 65 jaar e.o. heeft een significant positieve relatie met het aantal verpleegdagen. Een verklaring, als een bejaarde in een ziekenhuis wordt opgenomen dan zal de ligduur wellicht gemiddeld langer zijn, ligt voor de hand, zie ook de cijfers in de LISZ jaarboeken over het gemiddeld aantal verpleegdagen per leeftijdsklasse.

besch. Tenslotte heeft de variabele voor bedden per 1.000 inwoners een klin. significant positieve coëfficiënt, in overeenstemming met onze voorz. verwachtingen.

Resumerend voor de structuur-vergelijkingen kunnen we stellen dat in het continuüm verwijzen, opnemen en aantal verpleegdagen, het aantal verpleegdagen steeds sterker wordt beïnvloed door de structurele parameters op het niveau van het ziekenhuis en steeds minder door de herkomst variabelen van de opgenomen patiënten. De uiteindelijk verkozen structuur-vergelijking voor de gemiddelde verpleegduur bestaat dus uit coëfficiënten voor de

"dummy" variabelen:  
 regio : west / oost-midden

"echte" variabelen:  
 percentage 65 jaar e.o.;  
 bedden per 1.000 inwoners;  
 verwijzingen per 1.000 verzekerden;  
 opnemingen per 1.000 verzekerden.

Tabel III.4 Resultaten van de schattingen der herleide vorm vergelijkingen: coëfficiënten en standaarddeviaties (gegeneraliseerde kleinste kwadraten methode)

	Verwijzen per 1000 verzekerden	Opnemingen per 1000 verzekerden	Ligduur: aan- tal verpleeg- dagen / 1000 verzekerden
<u>'Dummy' variabelen:</u>			
Regio's: noord	-54,8(14,9)*	-18,4 (3,2)*	0,6 (0,4)
oost-midd.	-46,2(11,3)*	- 5,2 (2,4)*	0,4 (0,3)
west	-59,4(11,4)*	- 8,4 (2,4)*	1,1 (0,3)*
zuid	-		
Afstand: nul	96,4(19,1)*	25,1 (4,1)*	-0,0 (0,5)
vijf	46,1(20,6)*	3,6 (4,4)	0,4 (0,5)
tien	3,7(17,8)	2,2 (3,8)	-0,1 (0,4)
vijftien	-		
Urbanisatie: pl.land	-	-	-
verst.pl.land	40,9(12,9)*	- 2,0 (2,8)	0,3 (0,3)
kl.stad	19,9(16,4)	- 3,8 (3,5)	0,5 (0,4)
gr.stad	76,7(15,8)*	- 7,5 (3,4)*	0,6 (0,4)
<u>'Echte' variabelen:</u>			
praktijkgrootte huisartsen percent.ZF.verzekerden	-0,02(0,01)*	- 0,00(0,00)	-0,00(0,00)
percent. 65 jaar en ouder bedden / 1000 inwoners	-0,1 (0,4 )	- 0,2 (0,1 )*	-0,00(0,00)
	51,9 (15,4)*	- 2,0 (3,3 )	4,0 (0,4 )*
	12,0 ( 3,8)*	5,1 (0,8 )*	0,3 (0,1 )*
constante	340,0 (49,5)*	101,5(10,6)*	12,2 (1,2 )

De met een ster \* geormerkte coëfficiënten verschillen significant van nul, op een betrouwbaarheidsniveau van 95% (n=331)

### III.7.3.4. Herleide vorm vergelijkingen

In de herleide vorm van vergelijkingen, die we ten overvloede schatten <sup>1)</sup>, komt het uiteindelijke effect van de onafhankelijke variabelen op de te verklaren variabelen tot uitdrukking.

In de herleide vorm van de vergelijking is de verwachte waarde van het aantal verpleegdagen per 1.000 verzekerden voor de regio west gemiddeld één dag hoger dan in de andere regio's.

Het effect van de andere dummy variabelen blijkt te zijn geëlimineerd. Gemeenten met een hoog percentage bejaarden consumeren meer verpleegdagen dan gemeenten met een laag percentage; de coëfficiënt is het resultaat van de directe invloed van de variabele voor het percentage bejaarden in de structuur-vergelijking van de verpleegduur en hierbij opgeteld het produkt van twee negatieve coëfficiënten: de negatieve coëfficiënt in de structuur-vergelijking van de verpleegduur voor de variabele opnemingen vermenigvuldigd met de negatieve coëfficiënt van het percentage 65 jaar e.o.

in de structuur-vergelijking van opnemingen plus het produkt van de coëfficiënt van verwijzen in de structuurvergelijking voor ligduur en de coëfficiënt voor % 65 jaar e.o. in de structuurvergelijking voor verwijzen. In cijfers:  $3,7 + (-0,04 * -8,3) + (0,006 * 43,1) \approx 4,0$ .

Een analoge redenering voor de uiteindelijke invloed van de variabele bedden per 1.000 inwoners kan worden opgesteld.

De directe invloed in de structuur-vergelijking van verpleegdagen, een coëfficiënt van 0,4 moet worden gecorrigeerd voor de invloed van verwijzingen en zijn samenhang met bedden  $(0,006 * 12,6 \approx 0,08)$  en de invloed van bedden op opnemingen  $(-0,04 * 3,9 \approx -0,16)$ . Resultaat van optelling geeft de gevonden coëfficiënt bij benadering : 0,3.

Bij de herleide vorm van de vergelijking voor opnemingen valt op

1) Men kan ze immers ook vinden door in de structuur-vergelijkingen de afhankelijke variabelen, verwijzingen en opnemingen per 1.000 verzekerden, te substitueren.

dat het uiteindelijke effect van urbanisatie bijna valt te verwaarlozen. De negatieve coëfficiënten van de urbanisatieklassen in de structuur-vergelijking van opnemingen (tabel III.4.) worden geëlimineerd door de positieve coëfficiënten van de structuur-vergelijking van de verwijzingen (die immers gelijk is aan de herleide vergelijking). De negatieve invloed van de dummy variabelen voor de regio's wordt echter in de herleide vorm vergelijking voor de opnemingen nog versterkt, vanwege het parallel lopen dezer effecten in de structuur-vergelijkingen voor opnemingen en verwijzingen en alleen het uiteindelijke effect van de afstandsklasse nul voor opnemingen is versterkt positief en significant. Ook de invloed van de gemiddelde praktijkgrootte in de herleide vorm vergelijking voor opnemingen, het uiteindelijke effect van deze variabele op het aantal opnemingen per 1.000 verzekerden, valt niet meer te traceren. Dat laatste geldt niet voor het moeilijk interpreteerbare verband tussen het percentage ziekenfondsverzekerden en opnemingen. We vonden dit verband slechts in de structuur-vergelijking van opnemingen, en zullen dit verband dan ook in haar herleide vorm terugvinden. Voor het percentage bejaarden geldt dat het positieve verband in de structuur-vergelijking voor verwijzingen het gevonden negatieve verband in de structuur-vergelijking voor opnemingen elimineert. Resteert een niet significante samenhang in de herleide vorm vergelijking voor opnemingen. Het positieve effect van bedden op opnemingen wordt versterkt door de positieve samenhang van bedden en verwijzingen. Rest nog op te merken dat de herleide vorm van verwijzingen per 1.000 verzekerden dezelfde is als structuur-vergelijking. Immers in de structuur-vergelijking voor verwijzingen komen de andere afhankelijke variabelen niet voor.

#### III.7.3.5. Conclusie

Bezien we de structuur-vergelijkingen voor verwijzingen, opnemingen en verpleegduur, dan geldt voor de verklaring van het verwijscijfer dat omvang van en afstand tot klinische voorzieningen enerzijds en "demografisch variabelen" anderzijds (% bejaarden,

urbanisatie) onafhankelijk van elkaar de hoogte ervan beïnvloeden. Bovendien vinden we in Brabant en Limburg hogere verwijscijfers. We vinden een (zwak) maar significant negatief verband tussen gemiddelde praktijkgrootte en verwijscijfers (hoe kleiner de gemiddelde huisartsenpraktijk, hoe meer verwijzingen).

De interpretatie over de regionale variabele is het minst duidelijk; men bedenke dat de invloed van de andere opgenomen variabelen is uitgeschakeld.

Voor opnemingen, gegeven het verwijscijfer, geldt ook een positief verband met aanwezigheid en omvang van de klinische voorzieningen.

De relatie met urbanisatiegraad is echter ietwat anders dan bij de verwijscijfers: op het platteland zijn de verwijscijfers lager dan in de stad; gegeven het verwijscijfer, is de opnamecoëfficiënt hoger (meer opnamen per 100 verwijzingen). Dit geldt, zij het omgekeerd ook voor gemeenten met veel bejaarden: veel verwijzingen, maar gegeven het aantal verwijzingen, minder opnemingen. Tenslotte is ook hier weer de regionale invloed.

In het noorden des lands is de opnamecoëfficiënt lager (gegeven het verwijscijfer).

Ligduur wordt behalve door verwijzingen (positief) en opnemingen (negatief) bepaald door het aantal bejaarden in een gemeente en het aantal beschikbare ziekenhuisbedden. In het oosten / westen en midden van het land is de gemiddelde ligduur langer.

Gezegd is al dat de bevindingen geen al te verrassende vondsten opleveren: het ontbreken van een relatie met gemiddelde praktijkgrootte was al voorspeld; alleen de interpretatie van de ingevoerde regionale variabelen zal nog nader onderzoek vergen.



### III.8. Verder verloop van het onderzoek

Met deze eerste schattingspogingen van de factoren die verwijs- en opnamecijfers op macroniveau beïnvloeden is in grote lijnen het kader gegeven waarbinnen onze verdere analyses zich zullen afspelen. Zoals we in onze inleiding reeds hebben aangegeven zal deel II van het onderzoeksverslag worden gevormd door een analyse op het niveau van de huisartspraktijk, waar de invloed van praktijkvoeringskenmerken, zoals praktijkgrootte, en het gebruik van diagnostische en therapeutische hulpmiddelen op verwijs- en opnamecijfers (voor zover bekend) zal worden vastgesteld.

De conclusies uithet in dit deel gepubliceerde onderzoek geven de richting van de analyse aan. Met name zullen wij erop uit zijn te onderzoeken in welke mate de op macroniveau geuite onderstellingen over de invloed van gemiddelde praktijkgrootte per gemeente terug te vinden zijn op het niveau der huisartspraktijk.

Het onderzoeksmateriaal van Van Es en Pijlman geeft hiertoe een goede gelegenheid - naast praktijkgrootte is ook de contactfrequentie vastgesteld en fungeert de urbanisatiegraad als (gebrekkig geïndiceerde) structurele achtergrondvariabele. Ook in het onderzoek, dat J.L.M. Raupp in 1968 onder 192 Limburgse solohuisartsen verrichtte, zijn praktijkgrootte, contactfrequentie (zij het ietwat globaler gemeten) en bestede tijd als variabele opgenomen. De afstand tot het ziekenhuis fungeert hier als structuurvariabele.

Ons volgende thema zal zijn: de invloed van het gebruik van diagnostische en therapeutische hulpmiddelen, gegeven de omstandigheden waaronder praktijkvoering plaatsvindt, op de productiecijfers. Ook hiervoor wordt het materiaal van Raupp opnieuw bezien, vergeleken met de resultaten van een eigen enquête onder artsen in de regio Nijmegen. Deze laatste enquêtegegevens worden weer in verband gebracht met de verwijscijfers van het ziekenfonds BAZ.

Tenslotte zullen wij, op het niveau der verwijzingen aangeland, de invloed van patiëntenkenmerken (zoals leeftijd en geslacht) op de verschillende typen verwijzingen proberen vast te stellen.



#### IV. Samenvatting

##### IV.1. Begripsvaststelling en niveau van aggregatie.

##### IV.1.1. Aggregatieniveau

Het ontbreken van "stroommodellen" in de gezondheidszorg, is een van de voornaamste handicaps voor degene die de relatie tussen eerste en hogere echelons wil onderzoeken. Impliciet wordt in de meeste theoretische benaderingen over het verschijnsel "verwijzen" uitgegaan van een besliskundig model. Verwijzen als zelfstandige beslissing van de huisarts.

Echter, gegevens over verwijzen zijn zelden of nooit beschikbaar op het niveau van door de huisarts genomen beslissingen. Meestal beschikt men slechts over zogenaamde bruto verwijscijfers: het aantal door de huisarts uitgeschreven verwijskaarten per 1.000 ziekenfonds-verzekerden. Soms zijn gegevens per verwijzing verzameld: bijvoorbeeld indicatiestelling of leeftijd en geslacht van de verwezen patiënt. Maar nimmer is iets bekend over de aan de verwijzing voorafgaande contacten. En over laatstgenoemd gegeven dient men te beschikken wil men verwijzingen met besliskundige modellen te lijf gaan. Heeft men daarover niet de beschikking, maar wordt wel impliciet een beliskundige benadering gekozen, dan moet de onderzoeker zeer op zijn hoede zijn voor conclusies op het verkeerde aggregatieniveau.

In het door ons geanalyseerde uit diverse bronnen afkomstige onderzoeksmateriaal is ons laagste aggregatieniveau dat der verwijzing (heranalyse van het materiaal van Van Es en Pijlman).

Het hoogste aggregatieniveau bezitten de gemeentelijke cijfers uit het LISZ-jaarboek 1974, waar bruto verwijscijfers van huisartsen gesommeerd zijn tot cijfers over de gemeente waar de huisartspraktijk gevestigd is.

Daar tussenin ligt het niveau der huisartspraktijk. Op elk niveau zijn ook de verklarende variabelen anders van aard. Verklaring van fluctuaties in gemeentelijke verwijscijfers vindt plaats middels kenmerken van de gemeente, zoals urbanisatiegraad, aanwezigheid

ziekenhuis etc. Verschillen tussen huisartsen daarentegen verklaart men uit kenmerken van de huisartspraktijk en de praktijkvoering van de huisarts.

#### IV. 1.2. Begripsvaststelling

Hoewel verwijzen als begrip tamelijk ondubbelzinnig lijkt, is het een typisch "gebruiksbegrip" - niet zonder meer geschikt voor wetenschappelijk onderzoek.

De meeste auteurs brengen daarom nadere verfijningen in het begrip aan: meestal worden de verwijzingen waarop de huisarts geen of nauwelijks enige invloed kan uitoefenen (zoals herhaalverwijzingen, achteraf gevraagde verwijskaarten, verwijzingen naar de oogarts voor refractieafwijkingen), uit de analyse laten, omdat men uitgaat van verwijzen als zelfstandige beslissing.

Deze beslissingen komen tot stand in interactie met klinische specialisten en met de patiënten-groep. Kenmerken van beide groepen en van de relatie van de huisarts daarmee bepalen voor een belangrijk deel de hoogte van de verwijscijfers.

Naast verwijzen als zelfstandige beslissing achten wij de dikwijls gebruikte indeling in verwijzen ter diagnose en ter therapie van belang. Genuanceerder nog kan men aan de hand van Bremer's diagnostische niveau's onderscheid in de mate van zekerheid van de verwijzingen aanbrengen.

#### IV.2. Opzet van het onderzoek

Analoog aan de in de voorgaande paragraaf geschetste verschillen in aggregatieniveau; hebben wij de door ons bewerkte gegevens als volgt gerangschikt:

1e analyseren we de in het LISZ-jaarboek 1974 gepubliceerde verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers per gemeente, om op dit macroniveau de condities vast te stellen waaronder verwijs-, opname en verpleegduurbeslissingen tot stand kunnen komen. Alleen over dit onderzoeksdeel is in het voor U liggende rapport gerapporteerd.



2e op het niveau van de huisartspraktijk beschikken wij over drie gegevensbestanden:

- a. In het onderzoek van Van Es en Pijlman zijn gegevens verzameld over praktijkgrootte, contactfrequentie en verwijscijfers. Gegevens die geschikt zijn om het mechanisme van de relatie tussen praktijkgrootte en verwijscijfers te laten zien;
- b. het materiaal van J.L.M. Raupp, die in 1968 over de praktijkvoering van 192 Limburgse solo-huisartsen zeer veel gegevens verzamelde;
- c. in 1976 is door ons een enquête gehouden onder huisartsen in de regio Nijmegen over het gebruik van diagnostische en therapeutische hulpmiddelen.

Wij beschikken via het ziekenfonds BAZ over zeer genuanceerde verwijscijfers <sup>1)</sup> van deze huisartsen zodat uitvoerige analyse mogelijk werd. Over deze beide onderzoeken wordt in deel II gerapporteerd.

3e Voornoemde cijfers van het ziekenfonds BAZ zijn ook per verwijzing te analyseren. Leeftijd en geslacht van de patiënt, klinisch specialisme waarnaartoe verwezen, stellen ons in staat genuanceerde profielen per specialisme op te stellen.

#### Deel I. Analyse van gemeentelijke verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers

Zoals gezegd is het voornaamste doel van dit onderzoeksgedeelte, het vastleggen van de condities waaronder verwijzen en de gevolgen daarvan plaats vindt. Weliswaar waren in de afgelopen tijd enkele studies verschenen waarin voor de Nederlandse situatie dezelfde zaken zijn vastgesteld (wij doelen hier op de rapporten van de Leidse economen Van Praag, Rutten en Van der Gaag), maar, gezien de discussie die over hun studies is ontstaan en de verschillen in aard van het gebruikte materiaal, achtten wij een gedeeltelijke replicatie van hun onderzoek verantwoord.

Na een kritisch overzicht van een aantal in het licht van onze doelstelling verzamelde relevante publikaties, zullen wij de rapporten en artikelen van de Leidse werkgroep aan een nadere beschouwing onderwerpen. Naast onze eigen onderzoeksbevindingen vormt onze kritiek (verbaal en mathematisch) op Van Praag's onderzoeksresultaten het belangrijkste onderdeel van dit rapport.

- 1) genuanceerd in die zin dat koppeling tussen verwijs- en opname-gegevens mogelijk was. Het Landelijk Informatie Systeem Ziekenfondsen bevat helaas deze mogelijkheid niet.

#### IV.3. Relevante literatuur

1. Naast de onderzoeken van de Leidse werkgroep bespreken we een vijftal onderzoeken die elk in zekere zin karakteristiek zijn voor een bepaalde benadering van onze centrale vraagstelling. In welke mate worden verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers beïnvloed enerzijds door aard en omvang van de beschikbare klinische voorzieningen en anderzijds door bevolkingskenmerken en welke is de relatie tussen laatst genoemde factoren.

Men kan in de literatuur twee duidelijk verschillende benaderingen onderscheiden: de eerste stroming heeft als motto: "toegenomen aanbod aan klinische faciliteiten schept toenemende vraag naar klinische hulp", de tweede stroming stelt dat toename van de vraag (bijvoorbeeld door veranderingen in de mentaliteit van de bevolking) voorafgaat aan de toename van het aanbod.

Gelukkig is er nog een derde groep auteurs, die zich de vraag stelt of aan te tonen is welk van beide stromingen het dichtste de werkelijkheid benadert.

Een voorbeeld van een dergelijk auteur is de Amerikaan Harris, die door middel van de techniek der pad-analyse (een techniek geschikt om causale ketens te construeren) aantoonde dat de "aanbod schept vraag"-hypothese voor zijn onderzoeksmateriaal beter met de werkelijkheid overeenkomt dan de "vraagstijging gaat vooraf aan toename aanbod"-hypothese.

Over het mechanisme van de toename in beschikbaarheid van klinische voorzieningen geeft het onderzoek van Philipsen aanwijzingen.

Ook hier gaat het om een strijdvraag: nemen ziekenhuizen eerst toe in omvang (aantal bedden) en dan in complexiteit (aantal specialismen) of is het omgekeerde het geval. Philipsen's gegevens ondersteunen eerder de complexiteits-hypothese (eerst toename specialismen dan toename omvang) dan de hypothese der omvangsgroei.

Het onderzoek van de Amerikaan Anderson, is niet zozeer door ons gekozen vanwege zijn bijdrage tot het oplossen van een theoretisch dilemma (de onderzoeker gaat er zonder commentaar vanuit dat aanbod zijn eigen vraag schept), maar vanwege de



reikwijdte van zijn aanpak.

Anderson probeert namelijk zowel de omvang van de voorzieningen op het gebied van de gezondheidszorg als ook de opname- en bedgebruikcijfers te relateren aan gegevens over de sociale structuur van de bevolking. Hij noemt zijn benadering een "social systems model" en hoewel wij kritiek hebben op de tamelijk weinig reflexieve wijze waarop dit "model" in elkaar is gezet, is de gedachtengang dat én de toename van de omvang van gezondheidsvoorzieningen én het daarmee gepaard gaande toenemend gebruik ervan bestudeerd moeten worden als onderdeel van een veel algemener proces van maatschappelijke verandering, ons inziens volstrekt juist. Een studie waarin gemeentelijke verschillen in opnamecijfers in algemene ziekenhuizen naast een groot aantal andere indicatoren van ziekte- en afwijkend gedrag in verband worden gebracht met verschillen en veranderingen in de sociale, economische en demografische structuur van deze gemeenten, is het onderzoek van Drop (1971). Haar sociale-systeem-benadering is gefundeerder dan die van Anderson, maar nog niet alle resultaten zijn gepubliceerd.

Tot slot bespreken we het recentelijk verschenen rapport van Belleman, de enige Nederlandse manifeste aanhanger van de "toegenomen vraag schept toenemend aanbod"-hypothese.

Het rapport bevat een aantal gedachtengangen, min of meer ondersteund door cijfermateriaal, met de volgende inhoud: Belleman's eerste stelling is, dat een aantal constante factoren het gedrag van huisartsen en specialisten bepalen.

Huisartsen hebben de neiging een vaste proportie van datgene wat zich aan hun loket voordoet te verwijzen; klinisch specialisten laten een vaste proportie van de verwezen patiënten opnemen.

De tweede stelling van Belleman is, dat een steeds in omvang toenemend deel van het brede terrein van het lichamelijke onwelbevinden als ziekte wordt gedefinieerd, hetgeen inhoudt dat mensen met steeds "lichtere pathologie" bij de huisarts komen en gezien het effect van de eerste stelling wordt een gelijke proportie en dus een groter volume verwezen en naar evenredigheid opgenomen. Het cijfermateriaal van Belleman is echter slechts zeer partieel ondersteunend en zelfs

dat nog niet. Met name cijfers over de onderstelde constante verwijs- en opname-neigingen zijn niet erg overtuigend. Tot zover de behandelde literatuur. We zullen onze blik nu verplaatsen naar de studies van de Leidse werkgroep.

#### IV.3.1. Een Leidse werkgroep in de gezondheidszorg

Het rapport "Het ziekenhuis in de gezondheidszorg" heeft in de medische wereld sterk de aandacht getrokken. Deels was dit een gevolg van de voor wetenschappelijke rapporten ongebruikelijk klare taal (vier per duizend is genoeg!), en deels doordat de conclusies van de onderzoekers vrijwel onmiddellijk tot hoekstenen van het beleid ten departemente werden gemaakt.

Het enigszins vrijblijvende karakter van wetenschappelijke discussies ontbrak geheel - de toon van re- en dupliek was niet altijd even zachtzinnig.

De voornaamste conclusies van de Leidse werkgroep zouden wij als volgt willen samenvatten:

1e) er is zodanige sterke samenhang tussen beschikbaarheid van ziekenhuisbedden en het gebruik ervan dat beheersing van het beddenbestand het belangrijkste "stuurinstrument voor de klinische consumptie" vormt.

2) Bovendien ziet men dat er minder mensen in het ziekenhuis worden opgenomen naarmate de huisartsendichtheid groter is. In de op het verschijnen van het rapport volgende discussies zijn een aantal punten van kritiek naar voren gebracht (o.a. door Poeisz, Hoogendoorn, Gruijters en Slikker en Fokkens terwijl in een latere fase verschillende auteurs (Kruidenier (1976,1977) en Crebolder ('77a/b) bepaalde bevindingen aanvechten.

De kritiek is als volgt samen te vatten:

- a) de auteurs vertalen transversale (ruimtelijke) verschillen tamelijk gemakkelijk naar veranderingen in de tijd;
- b) de op het aggregatieniveau - rayon rond algemeen ziekenhuis - gevonden relatie tussen huisartsendichtheid en opnamecijfers wordt zonder meer vertaald naar het niveau der huisartspraktijk



(tussen gemiddelde en feitelijke praktijkgrootte wordt nauwelijks onderscheid gemaakt);

c) de overwegingen waarop besloten is tot analyse op het niveau van rayons rond algemene ziekenhuizen in plaats van het lagere niveau der gemeente, zijn niet erg overtuigend.

Deze reeds geuite kritiek, die wij overigens kunnen onderschrijven, is door ons op sommige punten aangevuld.

- Een eerste aanvulling heeft betrekking op het veel gebruikte begrip "aanbod" (beschikbaarheid van voorzieningen). Kwantificering van dit begrip staat of valt met het vaststellen van de populatie waarop dit aanbod betrekking heeft.

Dit heeft te maken met de manier waarop de rayons worden geconstrueerd.

Om het heel simpel te zeggen: als een inwoner van Schin op Geul in Groningen wordt opgenomen, dan worden er (wanneer Schin op Geul bijvoorbeeld 1.000 inwoners telt, en er 100 per 1.000 = 1 per 10 inwoners van Schin op Geul in het ziekenhuis wordt opgenomen) 10 inwoners van Schin op Geul bij het rayon Groningen geteld.

Wanneer dus het gebruik (= de vraag) toeneemt, neemt ook de relevante populatie evenredig toe en dus het aantal beschikbare bedden per 1.000 inwoners af. Vraag en aanbod zijn op deze manier strikt gecontamineerd. Het tweede punt van kritiek is principiëler van aard. Het gaat hier om het door de Leidse werkgroep gevonden verband tussen huisartsendichtheid en opnamecijfers.

Van Praag c.s. worden in hun eerste rapport geplaagd door een hoge correlatie (.66) tussen huisartsendichtheid en percentage bejaarden, zodat multicollineariteitsproblemen de schatting der coëfficiënten onbetrouwbaar maken. Zij vinden dan ook geen significante relatie tussen huisartsendichtheid en opnamecijfers.

Om dit probleem weg te werken worden de opname- en ligduurcijfers per rayon naar leeftijd en geslacht gestandaardiseerd en pas dan vindt men een verband. Men vindt dus niet zoals gesteld wordt, een relatie tussen huisartsendichtheid en opnamecijfers, maar een verband tussen huisartsendichtheid en het verschil tussen feitelijke opnamecijfers en de op grond van de verdeling van de bevolking, naar leeftijd en geslacht geschatte cijfers. Weliswaar stelt men dat het verschil tussen beide cijfers te verwaarlozen is, maar

juist dit wordt door ons in twijfel getrokken en toegeschreven aan een niet correcte afleiding van de gebruikte formules.

Wij menen daarom dat het effect en de daaraan gekoppelde beleids-relevantie van het door de Leidse werkgroep gevonden verband veel en veel minder sterk zijn (stel dat men extrapolatie in de tijd zou willen maken) dan wordt gesteld.

#### IV.4. Opzet eigen onderzoek - analyse LISZ gemeentecijfers 1974

##### IV.4.1. Opgenomen variabelen en verwachtingen

Zoals gezegd zijn we uitgegaan van de in het LISZ-jaarboek 1974 gepubliceerde gegevens. Voor alle gemeenten met 3 of meer huisartsen (over de andere gemeenten worden uit een oogpunt van bescherming van de persoonlijke levenssfeer van de huisartsen geen gegevens gepubliceerd) zijn opgenomen: (als te verklaren variabelen)

- het aantal verwijskaarten per 1.000 verzekerden;
- het aantal opnemingen per 1.000 verzekerden;
- de gemiddelde ligduur per opname.

Als verklarende variabelen zijn slechts gegevens opgenomen, waarvan uit nader onderzoek significante relaties met verwijs-, opname of ligduurcijfers bekend waren.

Deels betrof het hier gemeentekennmerken in de LISZ-jaarboeken vermeld, deels aanvullingen uit andere bron. Hieronder zijn de verklarende variabelen, de bron en de verwachtingen vermeld.



Variabele	Bron	Verwachting	Afkomstig uit
Urbanisatiegraad	CBS/LISZ	minder verwijzingen en opnamen op platteland meer in grotere steden.	Kruidenier ('76,'77) Drop (1971, '72 b) Van Es en Pijlman Van Praag ('73, '75) Gruyters en Slikker.
Regio	CBS/LISZ	meer verwijzingen en opnamen in het zuiden minder in het noorden des lands	Hoogendoorn (1974) Kruidenier (1976).
Afstand	eigen afstands- meting	hoe dichterbij een ziekenhuis hoe meer verwijzingen en opnamen	Gruyters en Slikker Raupp, Drop (1971).
Percentage bejaarden	CBS	sterke relatie met ligduur	Van Praag (1973) Gruyters en Slikker
Gemiddelde praktijk grootte	LISZ	geen relatie met verwijzingen, opnemingen of ligduur (zie onze kritiek op Van Praag)	Gruyters en Slikker Kruidenier ('76,'77) Raupp Van Es en Pijlman Drop (1971, '72 b).
aantal beschikbare ziekenhuisbedden	NZI 1) GHI 2)	pos. relatie met verwijzingen, opnemingen en ligduur	Van Praag ('73,'75) Gruyters en Slikker
Percentage verzekerden	LISZ	geen interpreteerbare relatie verwacht	Van Praag (1973, 1975).

1) NZI= Nationaal Ziekenhuis Instituut

2) GHI= Geneeskundige Hoofd Inspektie.

Om te beginnen verwachten wij een sterke relatie tussen aantallen verwijzingen per 1.000 verzekerden en aantallen opnemingen en een negatieve relatie tussen aantal opnemingen en gemiddelde verpleegduur. Dit laatste verband is afgeleid van het algemeen bekend verschijnsel dat er een (haast logische) negatieve relatie is tussen frekwentie en duur van een verschijnsel.

De aard van de verwachtingen is enigszins dubieus; in de meeste onderzoeken worden óf alleen verwijscijfers, óf alleen opnamecijfers bestudeerd. Het uiteindelijke effect van de te verklaren variabelen op bijvoorbeeld opnamecoëfficiënt of gemiddelde verpleegduur, gegeven respectievelijk het verwijs- en opnamecijfer, laat zich dan ook moeilijk voorspellen.

Onze, in ons eerste artikel beschreven, begripsmatige indeling in beslissingen en conventies in het spanningsveld tussen huisartsen, klinische specialisten en patiëntengroep, vindt men in grote trekken terug in geformuleerde verwachtingen.

Kort gezegd, in het continuüm verwijzen-opnamen-ligduur verwachten we een toename van het belang van variabelen die de omvang van klinische voorzieningen meten en een afname van gegevens die kenmerkend zijn voor de herkomst van de patiënt.

#### IV.4.2. Selectie onderzoekseenheden

Door de samenstellers van de LISZ-jaarboeken is reeds een beperking in de per gemeente gepubliceerde gegevens aangebracht: alleen gemeenten met 3 of meer huisartsen zijn vermeld. Daarnaast hebben wijzelf nog enkele extra beperkingen aangebracht.

Ten eerste zijn alleen gemeenten geselecteerd waarvan het oriëntatiepercentage op de gemeente waar de patiënten worden opgenomen groter was dan 50 %. Dit om de geldigheid van het gegeven "afstand" tot het voor de gemeente belangrijkste centrum voor intra-murale zorg te vergroten.

Ten tweede zijn alle gemeenten met een percentage ziekenfondsverzekerden groter dan 90 niet in de analyse opgenomen. De LISZ gemeentecijfers bestaan nl. uit aggregatie van de praktijkcijfers van de in de gemeente gevestigde huisartsen. Deze kunnen ook patiënten buiten de gemeente op hun naam hebben staan, zodat het aantal "verzekerden" per gemeente het aantal inwoners kan overstijgen. Een ietwat arbitraire grens hebben we bij 90 % gelegd. Aldus geselecteerd blijven 331 gemeenten voor nadere analyse over.

#### IV.4.3. Modelspecificatie

##### IV.4.3.1. "Echte" en "onechte" variabelen

De variabelen zijn deels op nominaal niveau gemeten "dummy variabelen" die slechts een dichotomie representeren.

Van de vier urbanisatieklassen zijn zo 3 dummies gemaakt - verstedelijkt platteland, kleinere steden, grote steden. De weggelaten categorie is "platteland".



Bij de vier regio's (noord, oost en midden, west en zuid) is de categorie "zuid" weggelaten. En bij de vier afstandscategorieën (ziekenhuis aanwezig (nul) - ziekenhuis 1 - 5 km (vijf) - ziekenhuis 6 - 15 km (tien) en meer dan 15 km (vijftien) ) wordt de laatste categorie weggelaten. Dit weglaten is noodzakelijk omdat het erom gaat in de analyse te zien of de verwijs-, opname- of ligduurcijfers voor de in de analyse opgenomen categorieën significant van de weggelaten categorie verschillen. Naast deze globale gemeentekennmerken, die als dummy variabelen (onechte variabelen) in de analyse zijn gebruikt, kan men de resterende variabelen als op ratio niveau (vast nulpunt - gelijke afstand tussen waarden) gemeten "echte" variabelen beschouwen.

#### IV.4.3.2. De methode

Evenals in het onderzoek van Van Praag is gekozen voor de schattingsmethode der gegeneraliseerde kleinste kwadraten, omdat de gemeentelijke cijfers nu eens uit een klein (minimum = 3) dan weer uit een zeer groot aantal huisartsencijfers zijn opgebouwd. Deze heterogeniteit beïnvloedt de verstoringsterm: bovengenoemde methode corrigeert hiervoor.

#### IV.4.3.3. Functie specificatie

Gekozen is voor het opstellen van structuurvergelijkingen waar: (structuurvergelijking 1) verwijzingen worden verklaard uit een aantal onafhankelijke (exogene) variabelen; opnemingen (structuurvergelijking 2) uit verwijzingen plus de exogene variabelen en ligduur (structuurvergelijking 3) uit verwijzingen, opnemingen plus de exogene variabelen. In deze structuurvergelijkingen ziet men hoe het model werkt; het uiteindelijk effect kan worden geschat in de herleide vorm vergelijkingen.

Voorbeeld: wanneer een variabele het verwijscijfer, positief beïnvloedt en het opnamecijfer, gegeven de invloed van het verwijscijfer, negatief dan is het uiteindelijke effect nihil, een dergelijk uiteindelijk resultaat is uiteraard van een geheel andere orde dan dat van een volstrekt indifferente variabele.

De vergelijkingen zijn lineair gespecificeerd. Er is ons inziens geen reden over te gaan tot loglineaire specificatie (zie onze kritiek op Van Praag's methode).



IV.5. Bevindingen

Variabele	Verwijzingen			Opnamen			Verpleegduur		
	Verw.	Bevinding		Verw.	Bevinding		Verw.	Bevinding	
		Strukt.	Herl.v.		Strukt.	Herl.v.		Strukt.	herl.v.
Afstand nul	+	+	=strukt.	+	+	+	0	0	0
vijf	+	+	vergel.	+					
tien	+			+					
vijftien	-	(-)		-	(-)	(-)			
Urb. graad									
pl.land	-	(-)		-	+	0	0	0	0
Verst.p.l.		+							
kl.stad					-	-			
gr.stad	+	+		+					
Regio Noord	-	(-)		-	-	-			
Oost.mid.		(-)				-		+	
West		(-)				-		+	+
Zuid	+	+		+	+	+			
% Bejaarden	?	+		?	-	0	+	+	+
% Verzekerden	?	0		?	-	-	+	+	+
Gem. praktijkgrootte	0	-			0		0	0	
Beschikbare bedden	+	+		+	+	+	+	+	+
Verwijzingen per 1000 verz.				+	+	+	?	+	+
Opnemingen per 1000 verz.							-	-	-

- + = significant postieve relatie  
 - = significant negatieve relatie  
 0 = geen verband  
 ? = geen of strijdige verwachtingen.



Een probleem dat we bij het specificeren van onze verwachtingen welbewust hebben verdoezeld is, dat in de onderzoeksliteratuur geen voorbeeld te vinden is van een serie structuurvergelijkingen, waarin verwijzingen en opnamen en ligduur zijn afgebeeld.

Zo verwachten wij op het platteland minder verwijzingen en opnamen dan in grotere steden, maar nu blijkt dat gegeven het aantal verwijzingen, men op het platteland naar verhouding vaker wordt opgenomen: de ratio opnemingen/verwijzen ligt hoger.

Men wordt minder verwezen, maar áls men verwezen wordt is de kans op opname groter. Het uiteindelijke effect hiervan op de opnamecoëfficiënt is nihil.

De regionale indeling blijft consistent: in het zuiden meer verwijzingen dan in de rest van Nederland en ook meer opnemingen, in het noorden des lands minder opnamen. Hoewel dit verschijnsel geheel conform de door anderen reeds gesignaleerde bevindingen is, is een verklaring niet eenvoudig. Verschillen in urbanisatie, demografische structuur (in dit geval gebrekkig geïndiceerd met het percentage bejaarden) beschikbare ziekenhuisbedden of huisartsendichtheid zijn uitgeschakeld. Nader onderzoek moet uitwijzen of betere indicatoren voor de demografische structuur dan wel niet zozeer de hoeveelheid beschikbare bedden als wel de specialistendichtheid in het zuiden, dit surplus aan verwijzingen en opnemingen verklaren. Mochten de verschillen blijven bestaan, dan zal men veel intensiever onderzoek moeten doen naar achtergronden van medische consumptie en beslissingen van huisartsen en klinisch specialisten.

Aanwezigheid van of afstand tot een ziekenhuis is van belang voor een hoger verwijscijfer (zij het dat het effect bij de tweede klasse (6 en meer km.) al niet meer te traceren valt). Gegeven dit hogere verwijscijfer heeft de aanwezigheid van een ziekenhuis ook nog eens een hogere opnamecoëfficiënt ten gevolge.

Een zelfde of liever een nog sterker effect doet zich voor bij de invloed van beschikbare ziekenhuisbedden. Wanneer een gemeente in een of een combinatie van rayons gelegen is waar het aantal bedden per 1.000 inwoners naar verhouding hoog is, dan worden niet alleen meer mensen verwezen, maar gegeven de hoogte van het verwijscijfer,

ook nog eens meer mensen opgenomen, en tenslotte, gegeven verwijs- en opnamecijfers, liggen de mensen ook nog langer in het ziekenhuis. Wanneer zo'n gemeente ook naar verhouding veel bejaarden onder haar inwoners telt, zal de gemiddelde ligduur zeer hoge waarden aannemen. Bij het effect van het percentage bejaarden ziet men weer hetzelfde verschijnsel als bij de urbanisatie. In gemeenten met naar verhouding veel bejaarden is het verwijscijfer hoger - gegeven dit verwijscijfer is de opnamecoëfficiënt lager. In gemeenten met naar verhouding veel bejaarden is de ratio opnemingen per 100 verwijzingen lager. Of het hier om opnemingen van bejaarden gaat of om het effect van een ander facet van de demografische structuur (bijvoorbeeld een negatieve relatie tussen percentage bejaarden en jongere leeftijdsgroepen: opnamecoëfficiënt per leeftijdsgroep beginnen na het 40e jaar al sterk te stijgen), moet nader worden uitgezocht. De resultaten van Gruyters en Slikker die ook het percentage inwoners van 15 - 64 jaar opnemen en voor die groep significante relaties vinden, wijzen in de richting van laatstgenoemde verklaring. Het percentage verzekerden in een gemeente vertoont geen relatie met het verwijscijfer, maar bij de opnamecijfers stuiten we op een vooralsnog onverklaarbaar negatief verband met de opnamecoëfficiënt. Naarmate er meer particulier verzekerden in een gemeente wonen, is het aantal opgenomen ziekenfondsverzekerden hoger.

Tenslotte de gemiddelde praktijkgrootte. We hebben reeds aangetoond dat elke relatie met de drie te verklaren variabelen verwacht kan worden. We vinden een negatieve ( ! ) relatie met verwijscijfers: naarmate de gemiddelde praktijkgrootte in een gemeente groter is (dat wil zeggen naarmate er naar verhouding minder huisartsen zijn) worden er minder mensen verwezen. Gegeven deze relatie vinden we geen verband met opnamecijfers.

Precies het tegenovergestelde van hetgeen Van Praag vindt. Onze verwijs-, opname en ligduurcijfers zijn niet gestandaardiseerd naar de leeftijds- en geslachtsopbouw van de bevolking zoals de cijfers van Van Praag, en wij kunnen het door ons gevonden cijfer ook niet een-twee-drie verklaren, maar de stelling dat verhoging van de huisartsendichtheid leidt tot lagere opnamecijfers vindt onvoldoende grond in resultaten van ons onderzoek.



Onze algemene verwachting dat herkomst variabelen van patiënten op het continuüm verwijzen - opnamefrequentie en opnameduur een afnemende rol zouden spelen, is conform de door ons gevonden resultaten.

#### IV.6. Nader onderzoek

Ons verdere onderzoek zal twee sporen volgen. Ten eerste gaan we verder met analyse en verslaglegging van ons huidige onderzoek - een nadere analyse op het niveau van de huisartspraktijk. We zullen proberen op dit niveau nogmaals de relatie tussen praktijkgrootte en verwijscijfers te bestuderen; al dan niet na standaardisatie naar leeftijd en geslacht. Vervolgens zullen wij de invloed van het gebruik van diagnostische en therapeutische hulpmiddelen op verwijzen en opnamecijfers beschrijven zowel in ons eigen Nijmeegse materiaal, als in het oudere onderzoek van Raupp.

In deel III tenslotte analyseren we opnieuw het materiaal van Van Es en Pijlman (hetgeen per verwijzing is verzameld) en bezien we de invloed van leeftijd- en geslachtsverdeling van de verwezen patiënten op de verwijscijfers naar de diverse specialismen.

In een later stadium willen we het in dit deel gevonden model uitbreiden en verfijnen met o.a. cijfers over specialistendichtheid; eigen huisartsencijfers, betere demografische indicatoren enz. omdat het laatste woord in deze modellenmakerij nog niet gesproken is.



## LIJST VAN GERAADPLEEGDE LITERATUUR

- Anderson, James G. A social systems model of hospital utilization. Health Services Research, 11, 1976 p. 271 - 287.
- Belleman, S.J.M. Ontwikkelingen in de vraag naar specialistische hulp. N.Z.I., Utrecht, 1977.
- Bremer, G.J. Het verwijzen in de huisartspraktijk, diss. Utrecht, 1964 (assen 1964).
- Cate, ten, R.S. Commentaar op onderzoeken rond Withuis, Huisarts en Wetenschap, 20, 1977, p. 246.
- Crebolder, H.F.J.M. Onderzoeken rond het gezondheidscentrum Withuis. (VI), Huisarts en Wetenschap 20, 1977, p. 48-52.
- Crebolder, H.F.J.M. Commentaar op Ten Cate. H & W, 20, 1977, p.246.
- Dorrenboom, G. Definitions as a starting point of international research, Allgemeinmedizin International, 2, 1975, p. 73 - 74.
- Drop, Maria J. Kenmerken van gemeenten en verschillen in afwijkend en ziektegedrag, Leiden, NIPG, 1971.
- Drop, Maria J. Kenmerken van gemeenten en verschillen in afwijkend en ziektegedrag: dimensies in coping behavior, Sociologische Gids, 17, 1972 (a) p. 368 - 392.
- Drop, Maria J. De geldigheid van geregistreerde frequenties van afwijkend en ziektegedrag. Maandblad Geestelijke Volksgezondheid, 27, 1972 (B.) p. 2 - 11.
- Van Es, J.C. en Pijlman, H.R. Het verwijzen van ZF-patiënten in 122 Nederlandse huisartspraktijken, Huisarts en Wetenschap, 13, 1970, p. 433 - 439.
- Fokkens, O. Het ziekenhuis in de gezondheidszorg, Medisch Contact, 30, 1975, p. 1403 - 1406.
- Gallacher, H.P. Begrip en realiteit, Huisarts en Wetenschap, 19, 1976, p. 224 - 233.
- Gruyters, J.W. en Slikker, D. Gezondheidszorg en modellenbouw, Medisch Contact, 30, 1975 a, p. 48 - 56.

- Gruyters, J.W. en Slikker, D. en Knapen M. 1975 b, p.1298 - 99. Het rapport Van Praag, Medisch Contact, 30,
- Harris, Daniel M. An elaboration of the relationship between general hospital bed supply and general hospital utilization, Journal of Health and Social Behavior, 16, 1975, p. 163 - 172.
- Hoogendoorn, D. Verschuivingen in de gezondheidszorg van huis naar ziekenhuis, Ned. Tijdschrift v. Geneeskunde, 118, 1974, p. 1288 - 1295.
- Hoogendoorn, D. Het rapport Van Praag, Medisch Contact, 30, 1975, p. 1045 - 47.
- Johnston, J. Econometric Methods, Tokyo, 1972.
- Kruidenier, H.J. Een onderzoek naar de factoren die de hoogte van het verwijspercentage beïnvloeden, Utrecht, LISZ, 1976.
- Kruidenier, H.J. Afstand tot ziekenhuis van invloed op verwijs-patroon, Inzet (1), 1977, p. 32 - 39.
- LISZ jaarboeken 1974, 1975, Utrecht, 1976, 1977.
- Martini, Carlos J.M. Health indexes sensitive to medical care variation, Int. Jn.of Health Services, 2, Boris Allan, G.J., Davison, Jan & Backet E.M. 1977, p. 293 - 309.
- Melker, de, R.A. Beterschap door beter beleid, Nijmegen, 1975(a).
- Melker, de, R.A. Over de invloed van de huisarts op het verwijspercentage, Medisch Contact, 30, 1975 (b), p. 1145 - 46.
- Pel, J.Z.S. Over de invloed van de huisarts op het verwijspercentage, Medisch Contact, 30, 1975, p. 988-990.
- Petersen, W. Beoordeling van de rationaliteit van de bestedingen binnen de gezondheidszorg. TvSG, 54, '76, 6, p. 188 - 197.
- Philipsen, H. De omvang en complexiteit van algemene ziekenhuizen in: De gewone ervaring leert al anders-afschiedsbundel ter nagedachtenis aan A.N.J. den Hollander, Samson, Alph.a/d Rijn, '77.

- Poeisz, Jos J. Kanttekeningen bij rapport "het ziekenhuis in de gezondheidszorg", "Het Ziekenhuis" 5,14, juli 1975, p. 338 - 341.
- Praag, Van, B.M.S. Ontwikkeling van een makrorekenmodel gezondheidszorg-systeem. Leiden/Leidschendam, 1972.
- Praag, Van, B.M.S. Vraag aanbod relaties in de sector gezondheidszorg, Gaag, Van der J. Leiden, 1973.
- en Rutten, F.F.H.
- Praag, Van, B.M.S. Naschrift bij de kritiek van Hoogendoorn en Gruyters en Slikker, Medisch Contact, 30, 1975, p. 1056-60 & p. 1299.
- Praag, Van, B.M.S. Commentaar op de kritiek van Fokkens, Medisch Contact, Gaag, Van der J. 30, 1975, p. 1406 - 1408.
- & Rutten, F.F.H.
- Praag, Van B.M.S. Vier (ziekenhuisbedden) per duizend (inwoners) is voldoende. Lezing op het symposium (najaar '75) v.d. St. Studiec. Ziekenhuiswetenschappen. Gepubl. i.d. bundel Planning, ord. en regionalisatie i.d. gez.hdsz, Lochem '76.
- Raupp, J.L.M. Over werkwijzen van huisartsen, Helmond, '71.
- Rutten, F.F.H. Het ziekenhuis in de gezondheidszorg, Leiden, 1975.
- Gaag, Van der J. & Praag, Van, B.M.S.
- Rutten, F.F.H. Het makrorekenmodel, Tijdschrift voor Soc. Geneeskunde Gaag, Van der J. 54, 1976, p. 710 - 715.
- Rijken van Olst, H. Inleiding tot de sociale statistiek, dl. 1, Assen, 1964.
- Siegman, Attilia Newer sociomedical health indicators: implications for the evaluation of health services, Medical Care, 1977, supplement p. 84-92.
- & Elison Jack
- Theil, H. "Principles of econometrics", 1971.
- Vries, De, H. Over de invloed van de huisarts op de verwijsperscentage, Medisch Contact, 30, 1975, p. 1438-1439.
- Zola, I.K. De medische macht, Meppel, 1973.

<u>Inhoudsopgave:</u>	<u>pagina</u>
I. Algemene inleiding	1
I.1. Begripsvaststelling	"
I.1.1. Tien jaar verwijzen	"
I.1.2. Verwijzen als een zelfstandige beslissing	2
I.1.3. Verwijzen ter diagnose en verwijzen ter therapie	4
I.1.4. "Consultatieve" en "behandeling overdragende" verwijzingen	6
I.1.5. Consequenties	7
I.2. Het aggregatieniveau	9
I.2.1. Het laagste niveau: de verwijzing	"
I.2.2. Het niveau van de huisartspraktijk	11
I.2.3. Niveau's hoger dan de huisartspraktijk	"
I.2.4. Conclusie	13
I.3. Opzet van de verslaglegging	14
II. Verwijzingen, opnemingen en verpleegduurcijfers op macroniveau	15
II.1. Doelstelling en verantwoording	"
II.2. Bespreking recente literatuur	17
II.2.1. Bedaanbod/bedgebruik	"
Conclusie	27
II.3. Een Leidse werkgroep in de gezondheidszorg	"
II.3.1. Inleiding	"
II.3.2. De rapporten van de Leidse werkgroep	29
II.3.2.1 De opzet van het onderzoek	"
II.3.2.2 De bevindingen	31
Commentaar	34
II.3.3. De kritici	35
II.3.4. Onze kritiek op de Leidse werkgroep	38
III. Analyse van gemeentelijke verwijs-, opname- en verpleegduurcijfers (1974) uit het LISZ	43
III.1. Verwachtingen gebaseerd op eerder verricht onderzoek	"
III.1.1. Verwijzingen	45
III.1.2. Opnamen	46
III.1.3. Verpleegduur	49
III.1.4. Conclusie	50
III.2. Beschrijving van het LISZ-materiaal	51
III.3. Toevoeging, correcties en bewerking van de gegevens	54
III.3.1. Splitsing van het beddenbestand in algemene, kategorale psychiatrische en verpleeghuisbedden	"
III.3.2. De afstand tot ziekenhuis	55
III.3.3. Het percentage bejaarden	"
III.3.4. "Aanbod" van bedden	56
III.3.5. Incidentele correcties	60
III.4. De eenheid van analyse: rayons of gemeenten	"
III.5. Modelspecificatie	63
III.6. Overzicht van de gebruikte variabelen	66
III.7. Resultaten	67
III.7.1. Overzicht van de verdeling van de dummy variabelen en de gemiddelde waarden en standaarddeviaties van de "echte" variabelen (n = 331)	"
III.7.2. Enkelvoudige relaties tussen verklarende en te verklaren variabelen	68



<u>vervolg inhoudsopgave</u>	<u>pagina</u>
III.7.3. Meervoudige relaties: multiple regressie-analyse	71
III.7.3.1 Structuurvergelijking verwijscijfers	"
III.7.3.2 De structuurvergelijkingen voor de opnemingen per 1.000 verzekerden	76
III.7.3.3 Structuurvergelijking gemiddelde verpleegduur	78
III.7.3.4 Herleide vorm vergelijkingen	79
III.7.3.5 Conclusie	80
III.8. Verder verloop van het onderzoek	82
IV. Samenvatting	83
IV.1. Begripsvaststelling en niveau van aggregatie	"
IV.1.1. Aggregatieniveau	"
IV.1.2. Begripsvaststelling	84
IV.2. Opzet van het onderzoek	"
IV.3. Relevante literatuur	86
IV.3.1. Een Leidse werkgroep in de gezondheidszorg	88
IV.4. Opzet eigen onderzoek - analyse LISZ gemeentecijfers 1974	90
IV.4.1. Opgenomen variabelen en verwachtingen	"
IV.4.2. Selectie onderzoekseenheden	93
IV.4.3. Modelspecificatie	"
IV.4.3.1. "Echte" en "onechte" variabelen	"
IV.4.3.2. De methode	94
IV.4.3.3. Functie specificatie	"
IV.5. Bevindingen	96
IV.6. Nader onderzoek	99
Lijst van geraadpleegde literatuur	100 e.v.

