

Sociale indicatoren en het gebruik van intramurale GGZ-voorzieningen door volwassenen in Drenthe

door S. Sytema, F.G. Brook, R. Giel

Samenvatting

Een intrigerende vraag is waarom in de ene regio meer mensen van GGZ-voorzieningen gebruik maken dan in een andere. Met behulp van het Register Drenthe voor de Geestelijke Gezondheidszorg werd per Drentse gemeente de opnameratio bepaald (ten minste één opname in 1986 of 1987 per 10.000 van de bevolking) van de bevolking van 20 tot 65 jaar. Door middel van factoranalyse werden drie sociale indicatoren gevonden, waarvan twee (stad/platteland en economische status) 50% van de variantie in de opnameratio's van de 34 gemeenten konden verklaren. Volgens werd per diagnostische categorie een logit-model gepast, waarin naast de stad/platteland-factor, persoonsgebonden demografische variabelen als voorspelers van de hoogte van de opnameratio waren betrokken. De tegenstelling: stad/platteland blijkt ook dan nog, onafhankelijk van diagnose, geslacht, burgerlijke staat en leeftijd, van invloed op de hoogte van de opnameratio.

Inleiding

In 1939 verscheen de eerste studie (van: Faris en Dunham) uit een traditie die men nu de sociale indicatorbenadering noemt. In dit onderzoek en later ook door Levy en Rowitz (1971) werden de hoogste opnameratio's van schizofrene patiënten gevonden in sociaal gedesorganiseerde buurten in de binnenstad van Chicago. Sinds die tijd zijn er veel onderzoekers bezig geweest sociale en demografische factoren te vinden die samenhangen met het voorkomen van geestelijke stoornissen. In Nederland is het onderzoek van Verdonk in Rotterdam het meest bekend (Verdonk 1979), maar ook in andere steden als Nijmegen (Bosma 1975) en Maastricht (Hamers 1987) werd de relatie tussen omgevingskenmerken en opnamen in intramurale GGZ-voorzieningen onderzocht. Vrijwel altijd werd een verband gevonden tussen sociaal-economische status van buurten en de hoogte van de opnameratio.

De basisassumptie in dit domein van epidemiologisch onderzoek is dat afwijkend of gestoord gedrag het resultaat is van een samenspel van de omgeving met sociaal-psychologische en biologische persoonsge-

bonden aspecten. De sociale indicatorbenadering is gebaseerd op de veronderstelling dat bepaalde sociaal-demografische kenmerken van regio's samenhangen met de behoefte aan voorzieningen voor de geestelijke gezondheidszorg (Richman e.a. 1984). Zij streeft in de eerste plaats naar beleidsrelevantie.

Deze benadering heeft vooral opgang gemaakt in de Verenigde Staten met de ontwikkeling van het 'Mental Health Demographic Profile System' dat bedoeld is om 'catchment areas' vast te stellen voor 'community mental health centres' (Rosen e.a. 1979). Dit systeem gebruikt specifieke sociaal-demografische kenmerken als indicatoren die regio's indentifieren naar hun behoefte aan zorg. In ons land worden de budgetten van de Regionale Instellingen voor Ambulante Geestelijke Gezondheidszorg (RIAGG) vooral gebaseerd op de urbanisatiegraad van hun regio's. De behoefte aan voorzieningen, de afhankelijke variabele in het sociale indicatorenonderzoek, wordt bepaald op grond van gegevens over hun gebruik. Daarbij wordt verondersteld dat de behoefte aan zorg van een bepaalde sociale of demografische categorie mensen groter is als er naar rato meer van in de GGZ verschijnen. Deze veronderstelling kan worden aangevochten met de stelling dat de vraag naar zorg voor een belangrijk deel wordt bepaald door de beschikbaarheid ervan.

In het algemeen lijken niet-klinische factoren een sterke rol te spelen, niet alleen in het gebruik van extramurale voorzieningen, maar eveneens bij opnamen. Richman e.a. (1984), bij voorbeeld, noemen: sociale steun voor de patiënt; individuele en maatschappelijke beslissingsprocessen; de aanwezigheid van voorzieningen; overheidsbeleid.

Het Groningse psychiatrisch gevalsregister heeft sinds 1 januari 1986 als geografisch gebied de provincie Drenthe (434.000 inwoners), bestaande uit 34 gemeenten. Het doel van dit artikel is de samenhang vast te stellen van hun sociaal-demografische kenmerken met de opnameratio. Op voorhand is duidelijk dat de omgeving hier een geheel andere is dan die van de grote steden, waar het eerdere ecologisch onderzoek in Nederland plaatsvond.

Op gemeenteniveau zijn statistieken beschikbaar die de constructie van sociale indicatoren mogelijk maken. In het register zijn data beschikbaar over het gebruik van GGZ-voorzieningen, gecorrigeerd voor dubbeltellingen. In dit artikel beperken we ons tot de intramurale zorg aan de bevolking van 20 tot 65 jaar voorzover deze plaatsvindt in Algemene Psychiatrische Ziekenhuizen (APZ), Psychiatrische Afdelingen in Algemene Ziekenhuizen (PAAZ) of in een verslavingskliniek in Drenthe. De intramurale puntprevalentie van deze leeftijdscategorie was per 1 april 1989: 1.84 per 1000 van de bevolking.

Het cohort

De afhankelijke variabele in de analyse is het gebruik van intramurale GGZ-voorzieningen. Dit is op de volgende wijze in getallen tot uitdrukking gebracht:

Per gemeente het aantal mensen in de leeftijd van 20 tot 65 jaar dat in de periode vanaf 1 januari 1986 tot 1 januari 1988 werd opgenomen in een Algemeen Psychiatrisch Ziekenhuis (APZ), in een Psychiatrische Afdeling van een Algemeen Ziekenhuis (PAAZ) of in een verslavingskliniek, gestandaardiseerd naar omvang van deze leeftijdscategorie in de verschillende gemeenten. Een patiënt werd slechts eenmaal in de analyse betrokken; heropnamen in deze periode werden buiten beschouwing gelaten.

Het getal dat we krijgen is de cumulatieve incidentie (Ahlbom e.a. 1984) van in een APZ, PAAZ of verslavingskliniek opgenomen Drenthenaren per 1000 van de bevolking van 20 tot 65 jaar in een periode van twee jaar. Onder de cumulatieve incidentie wordt hier verstaan het aantal personen dat in de omschreven periode aan een (nieuwe) intramurale episode begint. Van het cohort werd 55,6% opgenomen in een APZ, 34,4% in een PAAZ en 10% in de verslavingskliniek. Deze verdeling over instellingen komt goed overeen met landelijke getallen (E. Ketting en C. Jacobs 1988).

De constructie van sociale indicatoren

Sociale indicatoren werden geconstrueerd op basis van beschikbare gegevens op gemeenteniveau. Gebruikt werden gegevens over de demografische samenstelling van de bevolking; de urbanisatiegraad; de economische structuur en de aanwezigheid van een intramurale voorziening. Gegevens betreffende de huisvestingssituatie en het opleidingsniveau bleken verouderd en derhalve niet bruikbaar te zijn. In tabel 1 staat het gemiddelde, de standaarddeviatie en de correlatie met de opnameratio vermeld.

De meeste variabelen correleren significant met de opnameratio. Daarmee lijkt de o-hypothese verworpen te kunnen worden dat de opnameratio onafhankelijk is van ecologische factoren. Bij deze interpretatie doet zich evenwel het probleem van de 'ecological fallacy' voor. De hogere opnameratio in gebieden met een hoog echtscheidingspercentage bij voorbeeld laat niet de interpretatie toe dat echtscheiding derhalve tot een hogere kans op opname leidt. Het is mogelijk (zo niet waarschijnlijk) dat de opnameratio in deze gebieden (eveneens) hoger is in andere sociaal-demografische categorieën.

Het beeld dat lijkt te ontstaan is dat de opnameratio hoger is naarmate de urbanisatiegraad toeneemt (aantal inwoners; bevolkingsdichtheid); de leefstijl meer 'stedelijk' is (hoger echtscheidingspercentage;

Tabel 1: Variabelen die zijn betrokken bij de constructie van sociale indicatoren (gemiddelde, standaarddeviatie en correlatie met de opnameratio)

Variabele	Gemiddelde	SD	Openameratio Pearson r
Aantal inwoners (20-65 jaar)	7495	10425	.64**
Bevolkingsdichtheid/km ²	212	312	.50*
% Vrouwen ¹	49	1	.54**
% Leeftijdscategorie 45-65 ¹	37	2.9	-.33
% Migratie (in + uit) ¹	.4	1.7	.27
% Gehuwd ¹	74	3	-.48*
% Gescheiden ¹	2.8	1	.54**
% Weduwstaat ¹	2.5	.2	.12
% Economisch actief ¹	39	13	.55**
% Werkzaam in agrarische sector ²	24	15	-.59**
% Werkzaam in industrie ²	25	14	.40*
% Werkzaam in handel/diensten ²	51	13	.24
% Werkloos ¹	6.8	1.9	.47*
APZ of PAAZ gevestigd in de gemeente (ja/nee)			.62**

** p < .001

* p < .01

¹ percentage van de volwassen bevolking

² percentage van de economisch actieven

Teneinde te onderzoeken welke onafhankelijke concepten aan de in tabel 1 vermelde variabelen ten grondslag liggen, werd een factoranalyse uitgevoerd (zie tabel 2).

lager percentage gehuwden); de economische activiteiten voor een groter deel in de secundaire (industrie) en tertiaire (handel en diensten) sectoren en voor een kleiner deel in de primaire (agrarische) sector plaatsvinden; de werkloosheid hoger is en er een intramurale voorziening in de gemeente gevestigd is.

Drie factoren (met een Eigenwaarde > 1) werden gevonden die gezamenlijk 69% van de variantie verklaren. De eerste en tevens vervult de sterkste factor (verklaarde variantie 44%) kan worden geïnterpreteerd als: stad versus platteland. Deze tegenstelling is in de factor zowel gerepresenteerd in de urbanisatiegraad (positieve ladingen op 'bevolkingsomvang' en 'bevolkingsdichtheid'); in de sociale stabiliteit (positieve lading 'echtscheidingspercentage' en 'migratie' en negatieve lading op 'percentage gehuwden') en in de economische structuur (positieve lading op 'het percentage economisch actieven'; negatieve lading op 'het percentage werkzaam in de agrarische sector'). De aanwezigheid van een intramurale voorziening heeft ook een hoge positieve la-

Tabel 2: Principale factoranalyse van de onafhankelijke variabelen met varimax rotatie

Variabele	Factoren			H ²
	1	2	3	
%Gescheiden	.87			.77
%Gehuwd	-.83			.74
PAAZ/APZ	.83			.72
Dichtheid	.81			.72
%Econ. Actief	.75			.65
%Agrarisch	-.70			.72
%Vrouwen	.68			.54
Bevolkingsomvang	.61			.59
%Industrie		.86		.77
%Werkloos		.84		.74
%Migratie	.51	-.52		.57
%Verweduwd			.89	.79
%Leeftijd 45-65		-.51	.56	.66
Eigenwaarden	5.7	2.2	1.1	
Percentage	43.7	16.7	8.6	

ding op deze factor. Dit ligt voor de hand omdat alle PAAZ'en en één van de APZ'en in de meest geürbaniseerde gebieden gevestigd zijn.

De tweede factor kunnen we omschrijven als: economische status. Deze interpretatie is vooral gebaseerd op de hoge lading van het percentage werkloosheid. Dit gaat samen met een positieve lading op het percentage werkzaam in de industrie en een negatieve lading op het percentage migranten, hetgeen wijst op een wegtrekkende bevolking en weinig aanvulling van de bevolking van buitenaf. De derde factor, ten slotte, wordt sterk bepaald door het percentage mensen in de weduwstaat, hetgeen samengaat met een relatief oude volwassen populatie. De factor werd benoemd als: veroudering. De factorscores van deze drie factoren werden gebruikt als sociale indicatoren.

Het omgevingsmodel

Door middel van multiple lineaire regressie werd de relatie bepaald tussen de sociale indicatoren en de opnameratio (zie tabel 3). In totaal verklaren de drie indicatoren 57% van de variantie van de opnameratio in de 34 gemeenten. De beste voorspeller ($b=.66$) is de 'stad versus platteland'-schaal; het verband is positief, hetgeen wil zeggen dat in stedelijke gebieden de opnameratio hoger is.

De 'economische status'-schaal, de in sterkte tweede voorspeller ($b=.36$), hangt eveneens positief samen met de opnameratio, hetgeen in dit

Tabel 3: Het multiple regressiemodel met de opnameratio als afhankelijke variabele

Sociale indicator	beta	T	sig T
stad/platteland	.66	5.5	.000
economische status	.36	3.0	.005
veroudering	.13	1.1	.27
Volledig model:	$R^2 = .57$	$F = 13.7$	signif $F = .0000$
Excl. factor 'veroudering':	$R^2 = .56$	$F = 19.8$	signif $F = .0000$

geval wil zeggen dat een lagere economische status samengaat met een hogere opnameratio. De derde factor: 'veroudering', is niet significant en werd om die reden buiten het uiteindelijke model gelaten, waarmee we per gemeente de verwachte opnameratio hebben berekend.

De verwachte en de geobserveerde opnameratio's per gemeente

De op grond van het model verwachte en de geobserveerde opnameratio per gemeente en het verschil daartussen staan vermeld in bijlage 1. De verwachte opnameratio's blijken tot op zekere hoogte te hoog in Coevorden, Dalen, Oosterhesselen en Peize. De eerste drie van deze gemeente grenzen aan elkaar in het zuidelijk deel van de provincie. Van meer belang echter zijn de gemeenten waarvoor de opnameratio te laag is geschat. Dit is vooral het geval in Dwingeloo. Het is bij uitstek een plattelandsgemeente met een relatief hoge economische status, hetgeen op grond van het model zou moeten resulteren in een lage opnameratio. Dezelfde tendens, hoewel minder extreem, doet zich voor in Vledder, Sleen, Westerbork en Zuidwolde. Bekijken we de opnamen uit Dwingeloo iets meer in detail, dan valt op dat negen van de dertien opgenomen patiënten (volgens het model werden er zeven verwacht) tussen de 20 en de 35 jaar oud zijn. Na correctie voor leeftijd bleek dat de incidentie in de leeftijdscategorie van 20-35 jaar (12.3/1000 inwoners) ruim twee maal zo hoog was als in de gehele provincie (5.3/1000). Van de negen jongeren hebben er vier als diagnose een functionele, niet-affectieve psychose (5.5/1000), terwijl dit aantal in de gehele provincie in deze leeftijdscategorie .9 per 1000 inwoners is. Zwaarwegende conclusies kunnen hier niet uit worden getrokken want het kan een toevalsbevinding zijn. Analyse van de opnameratio in volgende jaren kan duidelijk maken hoe stabiel deze cijfers zijn.

De interactie tussen omgevings- en persoonsgebonden factoren

Het omgevingsmodel legt een verband tussen kenmerken van regio's en de hoogte van de opnameratio. Het model kan echter geen ant-

woord geven op de vraag of de context zelf, danwel persoonsgebonden factoren daarvoor verantwoordelijk zijn. Het zou bij voorbeeld kunnen zijn dat de hogere opnameratio in de meer stedelijke gemeenten veroorzaakt wordt doordat de risicogroepen (gescheiden; alleenstaanden etc.) er relatief sterker zijn vertegenwoordigd, maar dat het relatieve risico op een opname per risicogroep niet verschilt tussen stad en platteland. Het is evenzeer mogelijk dat het stedelijk levenspatroon zelf een stressor is die tot een hogere kans op een opname aanleiding geeft. In dat geval verwachten we voor alle sociaal-demografische categorieën een hogere opnameratio in de stedelijke gemeenten. Kortom de vraag is: 'Welke invloed hebben persoonsgebonden demografische kenmerken en omgevingskenmerken in samenhang bekeken op de kans om opgenomen te worden?'. Om dit probleem op geaggregeerd niveau te analyseren is de methode van het logistische model de meest geschikte. Alle onafhankelijke variabelen werden als volgt gedichotomiseerd: Burgerlijke staat (1 gehuwd 2 ongehuwd); Sekse (1 man 2 vrouw); Leeftijd (1 45+ 2 45-); Stad/platteland (1 platteland 2 stad) waarbij patiënten afkomstig uit de gemeenten Assen, Emmen, Hoogeveen en Meppel de code 2 (stad) kregen en patiënten afkomstig uit de overige gemeenten de code 1 (platteland). 'Economische status' werd in de analyse buiten beschouwing gelaten nadat bleek dat aan dit gegeven in de logistische modellen nauwelijks nog enige betekenis kon worden toegeschreven. De afhankelijke variabele in een logistisch model is de natuurlijke logaritme van de odds van twee frequenties (de log odds). In deze analyse is de odds:

het aantal personen dat werd opgenomen

het aantal personen dat niet werd opgenomen

Het aantal personen dat niet werd opgenomen is gedefinieerd als de bevolkingsomvang minus het aantal opgenomen. Het doel is een model te vinden dat de variatie in deze ratio verklaart. Een analyse is gedaan voor de vier in omvang grootste diagnostische categorieën. Dit zijn de schizofrenieën (ICD-9 codes: 295; 297; 298.2-298.9); affectieve psychosen (ICD-9 codes: 296; 298.0; 298.1); neurosen (ICD-9 codes: 300; 306; 309.0-309.1; 311; 316) en de verslavingen (ICD-9 codes: 291; 292; 303; 304). Bij de keuze van de modellen was het uitgangspunt dat model te zoeken waarbij toevoeging van een extra effect de 'goodness of fit' niet significant verbetert en waarbij het weglaten van een in het model opgenomen effect de 'goodness of fit' significant verslechtert.

In tabel 4 zijn de regressiecoëfficiënten weergegeven, met behulp waarvan de verwachte opnameratio's kunnen worden berekend.*

De figuren 1 tot en met 4 laten de verwachte opnameratio's per diagnostische categorie zien. In een recent vergelijkend registeronderzoek

Tabel 4: Logistische modellen (voor vier diagnostische categorieën)

effect op de opnameratio	regressie		coëfficiënt	
	schizo- frenie (N=248)	affect psych. (N=208)	neu- rose (N=470)	ver- slaving (N=275)
constante	-6.90	-6.99	-6.29	-6.89
burgerlijke staat (gehuwd ¹)	-.90	-.43	-.43	-.83
seks (man ¹)		-.34	-.44	-.44
leeftijd (45+ ¹)		.30		.17
stad/platteland (platteland ¹)	-.25	-.19	-.27	-.35
burgerlijke staat *seks ²	-.30			-.24
burgerlijke staat *leeftijd ²	-.25			-.15
Likelihood ratio chi square	9.90	7.98	17.76	14.66
vrijheidsgraden	11	11	12	9
p-waarde	.54	.72	.12	.10

¹ Dit is de eerste categorie van de dichotome variabele, waar het teken (+ of-) van de regressiecoëfficiënt bijhoort. Aangezien de som van de effecten van de afzonderlijke categorieën per variabele 0 is en het hier uitsluitend dichotome variabelen betreft, is het effect van de andere categorie dezelfde, maar is het teken (+ of-) het omgekeerde

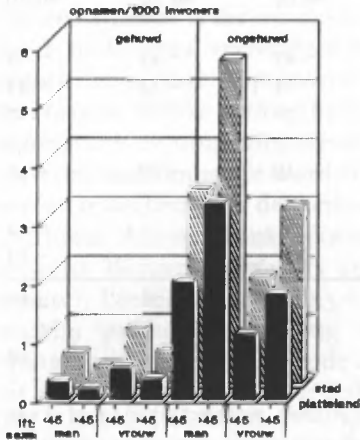
² Indien de codes (1 of 2) van de categorieën van de variabelen die een interactie-effect hebben aan elkaar gelijk zijn, dan geldt het teken zoals dat in de tabel staat vermeld. In de andere gevallen is het teken omgekeerd

concludeerden Häfner e.a. (1989) dat schizofrenie een ziekte van de ongehuwden is, in het bijzonder bij mannen. Deze conclusie wordt verder ondersteund door het logistisch model dat wij vonden (figuur 1). Bovendien laat het model zien dat het risico op een opname met als diagnose schizofrenie bij de ongehuwden toeneemt en bij de gehuwden enigszins afneemt met de leeftijd. Dit werd eveneens door Häfner e.a. gevonden. Zij vonden evenwel, in tegenstelling tot ons, geen signifi-

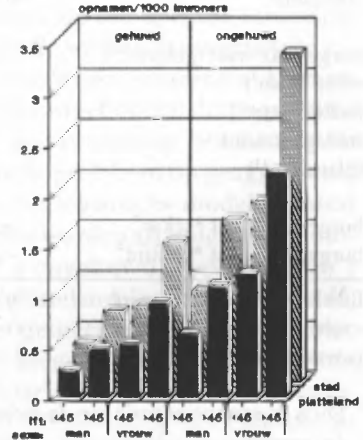
* De log odds kan worden bepaald door sommatie van de afzonderlijke effecten. Bij voorbeeld: de log odds van ongehuwde mannen ouder dan 45 jaar, wonend in relatief stedelijk gebieden met als diagnose verslaving, is: $(-6.89 + .83 + .44 + .17 + .35 + .24 + .15 = -4.71)$. De odds ratio wordt verkregen door de antilog van de log odds te nemen, dit is: .009. De odds ratio is bij benadering gelijk aan de opnameratio. Deze is in dit geval 9 per 1000 inwoners. Het verschil tussen de opnameratio en de odds ratio is dat de noemer in de odds ratio niet de totale populatie betreft, maar de totale populatie minus het aantal opgenomen.

cant verschil in de opnameratio tussen ongehuwde mannen en vrouwen in dezelfde leeftijdscategorie. Maar deze tendencies gelden niet uitsluitend voor de schizofrenieën, want bij de verslavingen zien we een vergelijkbaar beeld (figuur 3). Een klein verschil is dat gehuwde

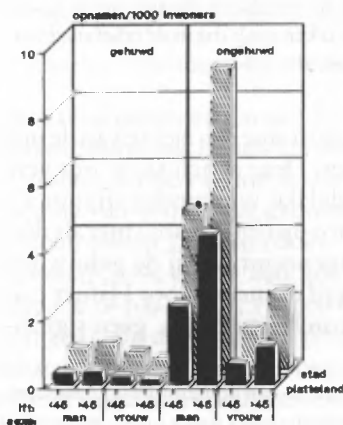
*Figuur 1: Schizofrenie
(verw. waarden)*



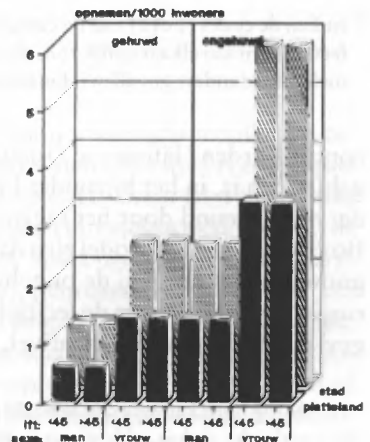
*Figuur 2: Affect. psychose
(verw. waarden)*



*Figuur 3: Verslaving
(verw. waarden)*



*Figuur 4: Neurose
(verw. waarden)*



mannen iets meer kans hebben op een opname dan gehuwde vrouwen, terwijl dit bij de schizofrenieën omgekeerd is. Bovendien, zo blijkt uit tabel 4, vonden we geen significant hoofdeffect voor geslacht bij de schizofrenieën (in totaal is de opnameratio met deze diagnose voor mannen en vrouwen vrijwel gelijk), maar wel bij de verslavingen (mannen hebben een hoger risico dan vrouwen).

De affectieve psychosen en de neurosen laten een ander patroon zien (figuur 2 en 4). Zowel bij de gehuwden als de ongehuwden hebben vrouwen een hoger risico op een opname dan mannen. In deze twee diagnostische categorieën is het verschil tussen gehuwde en ongehuwde mannen veel kleiner dan bij de schizofrenieën en de verslavingen. Het verschil tussen de affectieve psychosen en de neurosen is dat bij de affectieve psychosen de opnameratio toeneemt met de leeftijd en bij de neurosen niet.

De omgevingsfactor stad/platteland blijkt ook onder controle van de andere variabelen van directe invloed op de opnameratio (stad hoger dan platteland). Dit is het geval bij alle diagnostische categorieën, maar het laagst bij de affectieve psychosen en het hoogst bij de verslavingen. Voorts zij opgemerkt dat er in geen van de modellen een interactie-effect is tussen de factor stad/platteland en de andere demografische variabelen. De conclusie die daaruit getrokken kan worden is dat de invloed van de omgevingsfactor stad/platteland dezelfde rol speelt in alle sociaal-demografische categorieën. De hogere opnameratio in meer stedelijke gebieden kan derhalve niet worden verklaard door een andere samenstelling van de bevolking. In eerder onderzoek waarin dezelfde variabelen waren betrokken (Van Weerden-Dijkstra en Giel 1975b) lijken dezelfde effecten aanwezig, maar een goede vergelijking is niet mogelijk omdat de vermelde kruistabellen niet geanalyseerd zijn.

Discussie

De sociale indicatorbenadering pretendeert een nuttig instrumentarium te bieden bij planning en beleid. Ons inziens is dit ook zeker het geval. In de eerste plaats is het een goedkope methode die snel tot resultaten leidt, doordat gebruik wordt gemaakt van bestaande en vrij beschikbare gegevens. Het gevonden model met als voorspellers twee omgevingsfactoren (stad/platteland en economische status) bleek goed bruikbaar te zijn om de spreiding van het totale aantal opnamen in de provincie Drenthe over de 34 gemeenten te verklaren. Bovendien heeft de toepassing van het model een signaalfunctie, omdat het mogelijk is gemeenten te identificeren die een opnameratio hebben die sterk afwijkt van de verwachte. Dit vraagt dan om nader onderzoek. Maar ook voor het overheidsbeleid kan een dergelijk model beschikbaar zijn voor het vaststellen van de benodigde capaciteit. In de inleiding werd reeds vermeld dat de omvang van de RIAGG-budgetten sterk afhankelijk is gesteld van de urbanisatiegraad van het verzorgingsgebied. Ten aanzien van de capaciteit van APZ- en PAAZ-bedden bestaat een dergelijke regionale variabiliteit in de overheidsnormen niet. In de Nieuwe nota GGZ (1984) wordt de capaciteit aan APZ-bedden op 1.1 per 1000 inwoners en de capaciteit aan PAAZ-bedden op 0.1 per inwoners gesteld. In deze studie werd aangetoond dat het gebruik van deze voor-

zienen echter sterk verschilt, zowel in verschillende sociaal-demografische categorieën van de bevolking als in demografisch en economisch opzicht van elkaar verschillende regio's. Ons inziens zou bij het vaststellen van de capaciteit ten aanzien van APZ- en PAAZ-bedden met deze variaties rekening gehouden moeten worden om de capaciteit beter te laten aansluiten op de behoefte.

Vervolgens is een poging gedaan de sociale indicatoren, die in het eerste model bleken samen te hangen met de opnameratio, in een (logistisch) model te plaatsen met persoonsgebonden demografische factoren. Met behulp van dit model werd de o-hypothese getoetst dat de omgeving geen onafhankelijke invloed heeft op de hoogte van de opnameratio. Als deze hypothese geldig zou zijn dan zou de hogere opnameratio in meer stedelijke gebieden uitsluitend het gevolg zijn van een andere samenstelling van de bevolking, waarin risicogroepen sterker vertegenwoordigd zijn. Deze hypothese moest worden verworpen, hoewel de onafhankelijke invloed van de omgeving relatief gering is in vergelijking met persoonsgebonden demografische factoren. Bovendien bleek dit voor verschillende diagnoses (schizofrenie; affectieve psychosen; neurosen en verslavingen) het geval te zijn. Uit eerder landelijk onderzoek waarin de opnameratio werd gerelateerd aan de urbanisatiegraad van gemeenten (Van Weerden-Dijkstra en Giel 1975a) werd gevonden dat deze in de grote steden het hoogst en in plattelands- en verstedelijkte plattelandsgemeenten het laagst is. In Friesland werd dit verschil tussen stad en platteland waargenomen met betrekking tot het gebruik van extramurale voorzieningen (Giel 1974). Maar ook in het Nijmeegse bevolkingsonderzoek bleek de prevalentie van psychiatrische stoornissen in de stad hoger dan in de omgeving (Hodiamont 1986). Blazer e.a. (1985) vonden in een bevolkingsonderzoek in de Verenigde Staten uitsluitend een significant hogere prevalentie in geurbaniseerde gebieden van depressies, terwijl voor alcohol misbruik/verslaving een significant lagere prevalentie werd gevonden. De prevalentie van schizofrenie was in geurbaniseerde gebieden weliswaar tweemaal zo hoog, maar door het geringe aantal niet significant verschillend van die in plattelandsgebieden. In een overzichtsartikel van bevolkingsstudies (Mueller 1981) werd geconcludeerd dat vooral de prevalentie van neurosen (met name neurotische depressies) in geurbaniseerde gebieden hoger is. De andere diagnoses lieten een wisselend patroon zien.

De regio die in ecologische studies eenheid van onderzoek is, varieert van stadsbuurt tot provincie. De vergelijking van studies op verschillend aggregatieniveau lijkt niet goed mogelijk, omdat verschillende aspecten van de omgeving een rol spelen. De meeste studies zijn gedaan op het niveau van stadsbuurten, veelal in grotere steden. In het algemeen wordt gevonden dat buurten met een lagere sociaal-economi-

sche status hogere opnameratio's hebben (zie b.v.: Faris & Dunham 1939; Levy & Rowitz 1971; Verdonk 1979; Giggs 1984; Moschel 1987, Hamers 1987 en Weyerer 1987), hoewel anderen uitsluitend een verband met de afstand tot een voorziening vinden (Vaslamatzis e.a. 1987). Op dit aggregatieniveau is het niet mogelijk de invloed van urbanisatie op het gebruik van voorzieningen te bepalen.

In de sociale indicatorbenadering wordt aangenomen dat het gebruik van voorzieningen een indicator is van de behoefte aan voorzieningen. Een probleem daarbij is dat het aanbod deels zelf de vraag schept. Of, met andere woorden, de latente behoefte aan bedden in de GGZ is waarschijnlijk groter dan de manifeste behoefte zoals die uit de bedbenutting valt af te leiden. Bovendien wordt in verschillende studies aannemelijk gemaakt dat de afstand tot een voorziening eveneens een rol speelt; dichtbij een voorziening is het gebruik ervan relatief hoger dan door meer afgelegen gebieden. Ook in deze studie werd een sterke correlatie gevonden tussen de aanwezigheid van een APZ of PAAZ in een gemeente en de hoogte van de opnameratio. Dit gegeven bleek hoog te laden op de factor stad/platteland, hetgeen tot de conclusie leidt dat dit in Drenthe meer als een indicator van deze factor opgevat moet worden. Met andere woorden, de aanwezigheid van een intramurale voorziening is een kenmerk van meer stedelijke gebieden. Helaas werd in de studies van Richman e.a. en Vaslamatzis e.a., waarin de afstand tot een voorziening als variabele was meegenomen, geen factoranalyse op de onafhankelijke variabelen toegepast, waardoor we geen inzicht hebben in de onderlinge afhankelijkheid daarvan. Het voordeel van een lokale studie als de onze lijkt, dat kan worden verondersteld dat het aanbod van intramurale voorzieningen min of meer constant is voor de totale populatie. Hierbij is, ter ondersteuning van deze veronderstelling, nog een interessant detail het vermelden waard. Assen en Emmen zijn de twee grootste steden in de regio; de opnameratio's verschillen niet veel (Assen 8.3/1000; Emmen 7.4/1000). De meeste opnamen van inwoners uit Emmen vinden evenwel plaats in Assen of Beilen, omdat een APZ ter plaatse ontbreekt en er uitsluitend een PAAZ met 26 bedden beschikbaar is. De opnamen van inwoners uit Assen daarentegen, vinden vrijwel allemaal in Assen plaats. Dus, hoewel de afstand tot intramurale voorzieningen voor Emmenaren aanzienlijk groter is, heeft dit nauwelijks gevolgen voor de hoogte van de opnameratio.

Op grond van deze overwegingen zouden we de hypothese kunnen formuleren dat gebruikscijfers van voorzieningen op te vatten zijn als indicator van de behoefte aan zorg *gegeven de aanwezige capaciteit*. Als we deze stelling verder uitwerken dan impliceert zij het volgende:

- dat gebruikscijfers niet direct de behoefte aan zorg weergeven zoals die in de bevolking aanwezig is, maar daarvan, vanwege de beperkte capaciteit van het voorzieningssysteem, een afgeleide zijn;

- dat aangenomen moet worden dat de verschillende filters die de toegang tot de intramurale GGZ bepalen (Goldberg en Huxley 1980) niet significant worden beïnvloed door sociaal-demografische kenmerken. Het eerste filter is het hulpzoekgedrag van de patiënt. Hier gaat het om de subjectief beleefde behoefte aan zorg. De kritische hypothese is dat bij gelijke behoefte aan zorg de kans op hulpzoeken gelijk zal zijn in de verschillende sociaal-demografische categorieën. Bij de andere filters (huisarts en GGZ) gaat het om de behoefte aan zorg zoals gedefinieerd door de hulpverlener. Ook hier geldt dat dit onafhankelijk moet zijn van sociaal-demografische kenmerken.

Om te toetsen in hoeverre deze veronderstellingen houdbaar zijn is het nodig om de incidentie binnen de verschillende sociaal-demografische categorieën te bepalen, zowel in de algemene bevolking, onder huisartspatiënten, als in de GGZ in hetzelfde geografische gebied.

In Edinburgh werd een dergelijke vergelijking gedaan (Sashidharan 1988) voor wat betreft vrouwen van 18-65 jaar met een affectieve psychose in de algemene bevolking en in de GGZ. Geconcludeerd werd dat de doorlatendheid van de filters door leeftijd en burgerlijke staat wordt beïnvloed, aangezien de leeftijdsverdeling en de verdeling van de burgerlijke staat in de bevolking sterk verschilde van die in de GGZ.

Uit het ECA-bevolkingsonderzoek in de Verenigde Staten (Shapiro e.a. 1984) blijkt dat vrouwen met recente DIS/DSM-III-stoornissen relatief vaker professionele (huisarts- en/of GGZ-)hulp zoeken voor psychische problemen dan mannen, maar op uitsluitend het niveau van de GGZ zijn de verschillen veel minder groot (in Baltimore zelfs omgekeerd). Dus, als mannen hulp zoeken voor psychische problemen, dan doen ze dat relatief vaker dan vrouwen in de GGZ. Ook blijkt het hulpzoekgedrag afhankelijk te zijn van leeftijd (beneden de 24 jaar lager dan erboven). De betekenis van deze uitkomsten als toets van de hypothese is echter beperkt, omdat het hulpzoeken zich in de loop van de tijd nog zou kunnen ontwikkelen.

In het Nijmeegse bevolkingsonderzoek (Hodiamont e.a. 1987) werden met ons vergelijkbare variaties in de prevalentie gevonden (stad hoger dan de omgeving; hoge prevalenties bij gescheidenen en verweduwen). De leeftijdsverdeling verschilt echter wat betreft de leeftijdscategorie van 55 tot 65 jaar. De prevalentie is in het bevolkingsonderzoek zowel bij de mannen als bij de vrouwen hoger dan in de jongere leeftijdscategorieën; wij vonden evenwel een lagere opnameratio dan gemiddeld. Voorts werd in het bevolkingsonderzoek gevonden dat degenen die zeggen veel 'last' te hebben van hun belangrijkste neurotische symptoom vaker van professionele hulp gebruik maken dan degenen die zeggen daarvan weinig 'last' te hebben, hetgeen de hypothese ondersteunt dat hulpzoekgedrag vooral wordt bepaald door de behoefte aan zorg.

Bij het vergelijken van de prevalentie van 'gevallen' in de bevolking met de GGZ-populatie moeten we in aanmerking nemen dat behoefte aan zorg niet hoeft samen te vallen met de aanwezigheid van psychiatrische symptomatologie. Uit het ECA-onderzoek (Shapiro e.a. 1984) bleek bij voorbeeld dat ook een deel van degenen die geen DIS/DSM-III-'geval' waren van GGZ-voorzieningen gebruik maakten. Omgekeerd maakt een aanzienlijk deel van de psychiatrische 'gevallen' geen gebruik van GGZ-voorzieningen. Bovendien zijn er aanwijzingen (zie boven) dat sociaal-demografische kenmerken daarop van invloed zijn. Kennelijk meten de 'true' en de 'treated' incidentie of prevalentie van psychiatrische gevallen niet hetzelfde. Als maat voor de behoefte aan zorg hebben beide hun beperkingen. Om de behoefte aan zorg te meten is derhalve, naast de symptomatologie, ook andere informatie nodig (bij voorbeeld over: het sociale functioneren; sociale steun; de houding ten opzichte van hulpzoeken in het algemeen en de GGZ in het bijzonder etc.). Keatinge (1987) vond bij voorbeeld dat inwoners van het platteland een negatievere houding hebben ten opzichte van psychiatrische voorzieningen dan inwoners van steden, hetgeen voor een deel de lagere opnameratio van het platteland zou kunnen verklaren.

Het verdient aanbeveling de behoefte aan zorg te meten op verschillende morbiditeitsniveaus (bevolking; eerste lijn; GGZ) in het omschreven geografische gebied van een psychiatrisch gevalsregister, omdat dan tevens de verbinding kan worden gelegd met patronen van zorg in de GGZ. Bovendien is de context (het aanbod van voorzieningen; de sociaal-economische en culturele structuur) in dat geval constant gehouden.

Literatuur

- Ahlbom, A., en S. Norell (1984), *Introduction to Modern Epidemiology*. Chestnut Hill, USA. Epidemiology Resources Inc.
- Blazer, D., L.K. George, R. Landerman, M. Pennybacker, M.L. Melville, M. Woodbury, K.G. Manton, K. Jordan en B. Locke (1985), Psychiatric disorders. A rural/urban comparison. *Archives of General Psychiatry* 42, 651-656.
- Bosma, A. (1975), De ruimtelijke spreiding van klinisch psychiatrische patiënten in Nijmegen. *Tijdschrift voor Psychiatrie* 17, 273-282.
- Faris, R.E.L., en H.W. Dunham (1939), *Mental disorders in urban areas*. Chicago, University of Chicago Press.
- Giel, R. (1974), A survey of psychiatric outpatient services in the province of Friesland (the Netherlands). II The epidemiology of mental illness. *Tijdschrift voor Soc. Geneeskunde* 52, 589-593.
- Giggs, J.A., en J.E. Cooper (1987), Ecological structure and the distribution of schizophrenia and affective psychoses in Nottingham. *British Journal of Psychiatry* 151, 627-633.
- Häfner, H., A. Riecher, K. Maurer, W. Löffler, Munk-Jorgensen en E. Strömberg (1989), How does gender influence age at first hospitalization for schizophrenia? A transnational case register study. *Psychological Medicine* 19, 903-918.

- Hamers, U. (1987), *De Geestelijke Gezondheidszorg als systeem in wankel evenwicht*. Maastricht. Proefschrift.
- Hodiamont, P.G. (1986), *Het zoeken van zieke zielen*. Nijmegen, Katholieke Universiteit Nijmegen.
- Keatinge, C. (1987), Community factors influencing psychiatric hospital utilization in rural and urban Ireland. *Community Mental Health Journal* 23, 192-203.
- Ketting, E., en C. Jacobs (1988), *GGZ in getallen 1986*, NcGv-reeks 119. Utrecht.
- Klusman, D., en M.C. Angelmayer (1987), Urban ecology and psychiatric admission rates: Results from a study in the city of Hamburg. In: M.C. Angelmayer (red.), *From social class to social stress. New developments in psychiatric epidemiology*, Springer, Berlijn, Heidelberg, New York, Londen, Parijs, Tokyo, 16-45.
- Levy, L., en L. Rowitz (1971), Ecological attributes of high and low rate mental hospital utilization areas in Chicago. *Social Psychiatry* 6, 20-28.
- Moschel, G. (1987), Use of social and demographic data in the planning and evaluation of mental health services. In: *Mental health services in pilot study areas*. WHO, Copenhagen.
- Mueller, D.P. (1981), The current status of urban-rural difference in psychiatric disorder. An emerging trend for depression. *The journal of nervous and mental disease* 169, 18-27.
- Nieuwe Nota Geestelijke Volksgezondheid* (1984), Handelingen Tweede Kamer 1983-1984, stuk 18.463, no. 1-2.
- Richman, A., C. Boutilier en P. Harris (1984), The relevance of socio-demographic and resource factors in the use of acute psychiatric in-patient care in the Atlantic Provinces of Canada. *Psychological Medicine* 14, 175-182.
- Rosen, B.M., H.F. Goldsmith en R.W. Redick (1979), Demographic and social indicators: uses in mental health planning in small areas. *World Health Statistics* 32(1), 11-101.
- Sashidharan, S.P., P.G. Surtees, N.B. Kreitman, J.G. Ingham en P. McC. Miller (1988), Hospital-treated and General-population Morbidity from Affective Disorders. Comparison of Prevalence and Inception Rates. *British Journal of Psychiatry* 152, 499-505.
- Shapiro, S., A. Skinner, L.G. Kessler, M. von Korff, P.S. German, G.L. Tischler, P.J. Leaf, L. Benham, L. Cottler, D.A. Regier (1984), Utilization of health and mental health services. Three epidemiologic catchment area sites. *Archives of General Psychiatry* 41, 971-978.
- Vaslamatzis, G., V. Kontaxakis, M. Markidis en K. Katsouyanni (1987), Social and resource factors related to the utilization of emergency psychiatric services in the Athens area. *Acta Psychiatrica Scandinavica* 75, 95-98.
- Verdonk, B. (1979), *Stadsbuurten: de ene is de andere niet*. Deventer, Van Loghum Slaterus.
- Van Weerden-Dijkstra en R. Giel (1975a), Mededelingen uit het Centrale Patiëntenregister voor psychiatrische ziekenhuizen en universiteitsklinieken (4), *Tijdschrift voor Psychiatrie* 17, 41-47.
- Van Weerden-Dijkstra en R. Giel (1975b), Mededelingen uit het Centrale Patiëntenregister voor psychiatrische ziekenhuizen en universiteitsklinieken (5), *Tijdschrift voor Psychiatrie* 17, 355-362.
- Weyerer, S., E. Maylath, M. Pfeifer-Kurda, B. Krumm en G.H.M.M. ten Horn (1987), Die stabilität der ökologischen Verteilung psychiatrisch behandelter Ersterkrankungen in der Stadt Mannheim. *Nervenheilkunde* 6, 14-22.

Bijlage 1: Sociale indicatoren, geobserveerde, verwachte opnameratio's

gemeente naam	factor scores stad/ economische platteland status		opname ratio's (per 1000 bevolking)		
	(+ = stad)	(+ = lager)	geobs.	verw.	(geobs-verw)
Anloo	.1	-.5	3.4	4.0	-.6
Assen ^{1 2}	3.1	-.3	8.3	7.4	.9
Beilen ¹	.6	-.5	5.0	4.5	.5
Borger	-.2	1.2	5.7	4.7	1.0
Coevorden	.5	1.2	3.8	5.4	-1.6
Dalen	-.9	.2	1.6	3.3	-1.7
De Wijk	-.5	-.8	2.9	3.2	-.3
Diever	-.2	-.6	3.6	3.6	.0
Dwingeloo	-.1	-1.0	6.3	3.5	2.8
Eelde	.1	-1.0	3.6	3.8	-.2
Emmen ²	1.2	2.2	7.4	6.8	.6
Gasselte	-.7	1.2	4.9	4.2	.7
Gieten	.3	.1	4.3	4.5	-.2
Havelte	-.3	-.1	3.6	3.8	-.2
Hoogeveen ²	1.3	1.6	6.3	6.5	-.2
Meppel ²	2.8	.2	6.3	7.3	-1.0
Nijeveen	-1.3	-.0	3.1	3.2	-.1
Norg	-.4	-.9	2.5	2.7	-.2
Odoorn	-.5	.3	4.5	3.8	.7
Oosterhesselen	-1.2	.7	1.8	3.3	-1.5
Peize	-.5	.1	1.4	3.7	-2.3
Roden	.3	.5	4.6	4.8	-.2
Rolde	.3	-2.0	2.2	3.4	-1.2
Ruinen	-.1	-.9	4.1	3.5	.6
Ruinerwold	-.7	-1.1	2.5	2.7	-.2
Schoonebeek	-.9	2.2	4.5	4.5	.0
Sleen	-.6	.9	5.6	4.1	1.5
Smilde	-.6	.7	3.9	4.0	-.1
Vledder	-.3	.0	5.2	3.8	1.4
Vries	-.4	-.7	2.7	3.4	-.7
Westerbork	-.8	-.5	4.8	3.0	1.7
Zuidlaren ¹	1.6	-1.3	4.7	5.2	-.5
Zuidwolde	-.5	-.7	4.8	3.2	1.6
Zweeloo	-.7	-.6	1.9	3.1	-1.2

1 Een APZ gevestigd in de gemeente

2 Een PAAZ gevestigd in de gemeente

Summary: Social indicators and the use of inpatient facilities by adults in a predominantly rural area

An intriguing question is why relatively more people use mental health facilities in

one region than in another. Using the Groningen psychiatric case register, admission rates (at least one admission per 1000 of the population during 1986 or 1987) in 34 administrative areas were calculated. Two social indicators (urban/rural and economic status) explained 50% of the variance in the admission rates. Logit models were fitted in order to test the hypothesis that higher admission rates in more urbanized areas are due to the social-demographic composition of the population. It was found, however, that the relative risk for admission is higher in urban areas within all social-demographic subgroups. This finding holds for different diagnostic categories.

S. Sytema en F.G. Brook zijn als socioloog en R. Giel is als hoogleraar verbonden aan de afdeling Sociale Psychiatrie, Rijksuniversiteit Groningen.

Het artikel werd geaccepteerd voor publikatie op 27-3-1990.