

Is de Jarman-Underprivileged-Area-score relevant voor Nederland?

door J. Peen en J. Dekker

Gepubliceerd in 1996, no. 4

Samenvatting

Over het algemeen kan worden aangenomen dat de behoefte aan GGZ-voorzieningen in sociaal gedepriveerde buurten het grootst is. De Jarman-score is een standaardmaat die is samengesteld uit acht sociaal-demografische variabelen en die wordt gebruikt om aan de eerstelijnsgezondheidszorg in gedepriveerde gebieden met een hoge werkdruk extra geld toe te wijzen. In Engeland is aangetoond dat deze score ook sterke verbanden heeft met psychiatrische opname. In dit onderzoek is een benadering van deze Jarman-score getoetst aan de hand van 81 Amsterdamse buurten. Onderzocht is of de score een sterker verband heeft met psychiatrische opnamen dan losse demografische variabelen, PCA-factoren en het sterftecijfer. De Jarman-score correleert significant met zowel de ruwe als de gestandaardiseerde opnameratio (resp. .50 en .53); een correlatie vergelijkbaar met de in dit onderzoek gevonden factor 'sociaal-economische deprivatie'. In regressieanalyse waarin alle variabelen zijn meegenomen, maakt de Jarman-score deel uit van het best voorspellende model (voor de ruwe opnameratio's: $R = 44\%$), samen met de variabele personen per woning. De Jarman-score geeft een vrij goede indicatie van de mate van deprivatie van stadsbuurten en van risicogebieden met betrekking tot opname.

Inleiding

In Chicago vonden Faris en Dunham de hoogste concentraties van schizofrenie in de centrumgebieden van de stad met de grootste hoeveelheid problemen zoals criminaliteit, werkloosheid, zelfmoord, grote mobiliteit en overbevolking (Faris en Dunham 1939). Volgens Faris en Dunham waren deze sociale problemen, waaronder ook het veel voorkomen van psychiatrische opnamen zelf, *symptomatisch* voor sociale pathologie op gemeenschapsniveau en duiden ze op de behoefte aan een groot aantal sociale voorzieningen, waaronder geestelijke-gezondheidszorgvoorzieningen. Met name op deze bevindingen is de zogenaamde sociale-indicatorbenadering gestoeld (Rosen en Goldsmith 1981; Cagle en Banks 1986). Men ziet de bevestiging van de validiteit van deze methode in de sterke verbanden die zijn gevonden tussen demografische variabelen en aangemelde morbiditeit (Srole 1962; Häfner 1969; Giggs en Cooper 1987; Joseph en Hollett 1993). Hierbij moet rekening worden gehouden met het feit dat de omvang van de aangemelde morbiditeit mede wordt bepaald door de aanwezigheid en de afstand tot de voorziening (Hall 1988), de sociale klasse (Tischler e.a. 1975; Link en Dohrenwend 1980; Shapiro e.a. 1984), het sociale netwerk en het verwijsgedrag van de huisarts (Goldberg en Huxley 1980).

Vaak is verondersteld dat opnameratio's in achterstandsgebieden hoger zijn omdat met name schizofrenen er door sociale en maatschappelijke invloeden naar toe worden gedreven (de drifthythese) (Bosma 1975). Weyerer en Häfner (1992) veronderstellen echter dat tegelijkertijd de gezonde mensen uit die achterstandsgebieden wegtrekken. Deze combinatie van processen verklaart de hoge correlatie tussen bijvoorbeeld en opnameratio. Benadrukt moet worden dat een dergelijk verband nog niets zegt over het risico op opname van de gemiddelde werkloze; men dient rekening te houden met de 'ecological fallacy' (Robinson 1950).

In Groot-Brittannië zijn enkele indices ontwikkeld voor het vaststellen van sociale en materiële deprivatie op geaggregeerd niveau. De meest bekende is de 'Jarman-8-Underprivileged Area (UPA) score' (Jarman 1983, 1984). Daarnaast zijn er de 'Townsend index of material deprivation' (Townsend e.a. 1988) en de 'Carstairs deprivation index' (Carstairs en Morris 1989), die zijn ontwikkeld met het oog op het vaststellen van sociaal-economische gezondheidsverschillen.

De Jarman-8-UPA-score is in 1990 in gebruik genomen om de budgetten van huisartspraktijken in sociale-achterstandsgebieden te compenseren voor een hogere werkdruk. Jarman heeft onder huisartsen in Londen een survey verricht om te bepalen welke de buurtfactoren zijn die hun werkdruk verhogen. Vervolgens is huisartsen in een tweede landelijke survey gevraagd in welke mate de gevonden factoren hun werkdruk verhogen. De acht belangrijkste sociale factoren in beide onderzoeken waren: alleenwonende ouderen, kinderen onder vijf jaar, éénoudergezinnen, ongeschoolden, werklozen, overbevolkte huishoudens, verhuizingen, en etnische minderheden. Voor berekening van de Jarman-score worden de variabelen eerst getransformeerd (i.v.m. scheve verdeling), vervolgens gestandaardiseerd, gewogen en opgeteld.

Jarman heeft zijn score gevalideerd op 'face value'. Door anderen zijn verbanden gevonden met algemene sterfte (Carstairs en Morris 1989), kindersterfte (Jarman e.a. 1991), een laag geboortegewicht, en met de prevalentie van chronische ziekte en handicap (Leavey en Wood 1985). Verbanden met werkdruk zijn niet (Leavey en Wood 1985) of nauwelijks (Ben Shlomo e.a. 1992) gevonden. Met betrekking tot psychiatrische opnamen wisten Hirsch (1988) en Thornicroft (1991) respectievelijk 64 en 38% van de variantie van opnameratio's te verklaren. Cotgrove e.a. (1992) vonden daarentegen geen significante correlatie met opname en lengte van verblijf voor twintig Londense kiesdistricten.

Sinds de score in gebruik is genomen voor de verdeling van een deel van het budget voor de eerstelijnsgezondheidszorg in Engeland, is er veel, met name methodologische, kritiek gekomen op de score. De score zou Londen bevoordelen ten opzichte van het noorden; de Jarman-score is te complex; gebieden met een aanwijsbaar hoge ziekte-incidentie en sterftcijfer hebben soms geen hoge Jarman-score (Davey Smith 1991; Talbot 1991; Carr-Hill en Sheldon 1991). Verder zouden andere indices zoals de Townsend- en de Carstairs-score (Carstairs en Morris 1989; Morris en Carstairs 1991; Ben Shlomo e.a. 1992) en de enkele variabele werkloosheid (Campbell en Radford 1992; Kammerling en O'Connor 1993) net zo goed of beter voldoen.

In de Nederlandse indicatoronderzoeken (Bosma 1975; Verdonk 1979; Hamers 1987; Sytema e.a. 1990; Gunther e.a. 1993; Dekker e.a. 1995) zijn veelal weinig overeenstemmende censusvariabelen gebruikt. De meest gebruikte variabelen bleken positieve relaties te hebben met admission-rates, te weten werkloosheid, bevolkingsdichtheid, migratie en het percentage gescheiden personen. De waarde van een index als die van Jarman (Jarman 1983, 1984) is in Nederland nog nergens beproefd. Meestal worden afzonderlijke censusvariabelen en samengestelde factorscores onderzocht op hun verband met de admission-rates.

In dit onderzoek staat de vraag centraal welke waarde de Jarman-score kan hebben in Nederland, met betrekking tot de druk op de psychiatrie in achterstandsgebieden. Om die reden gaat het in deze studie niet om de eerste psychiatrische opnamen (Dekker e.a. 1995b), maar om alle opnamen in de onderzoeksperiode van twee jaar. Daarnaast gaat het niet om 17 vrij grote stadsdelen (Dekker e.a. 1995a), maar om 81 kleine buurten. Naast sociaal-demografische variabelen zijn ook sterftcijfers van de buurten in de analyses betrokken. Jarman en ook anderen hebben namelijk aangegeven dat het sterftcijfer (een 'harde' maat voor de gezondheidstoestand) kan dienen als verklarende en/of voorspellende variabele (Leavey en Wood 1985; Thornicroft 1991; Jarman e.a. 1992). De belangrijkste onderzoeksvragen van dit onderzoek zijn: heeft de Jarman-score een meerwaarde wat betreft de voorspelling van psychiatrische-opnameratio's ten opzichte van: afzonderlijke censusvariabelen, uit de censusvariabelen afgeleide deprivatiefactoren, en het sterftcijfer? Tevens wordt onderzocht wat de verschillen in opnamedruk zijn tussen de slechte (lees: sociaal gedepriveerde) en goede buurten.

Methode

Onafhankelijke variabelen - In Amsterdam wonen op 1-1-1992 ongeveer 712.000 inwoners, verspreid over 18 stadsdeelgebieden. Elk stadsdeelgebied bestaat weer uit kleine wijken. In totaal zijn er 93 wijken of buurten in Amsterdam. De buurten met een inwoneraantal van minder dan 1000 inwoners boven de 19 jaar zijn in de analyses niet meegenomen. Het betrof 12 buurten. In dit onderzoek gaat het om 81 buurten waar te zamen 572.000 inwoners boven de 19 jaar wonen (gemiddeld 7000 inwoners per buurt). Van deze 81 buurten zijn de waarden op 26 indicatoren (peildatum 1-1-1992, met uitzondering van inkomen: peiljaar 1989) bepaald. In tabel 1 staan alle indicatoren genoemd. Enkele indicatoren zullen hier worden toegelicht. Onder allochtoon wordt zowel de eerste als de tweede generatie gerekend. De woonbezetting is het gemiddeld aantal personen per woning. Woning staat voor het gemiddelde bouwjaar van de woningen. Privé staat voor de proportie woningen in particulier bezit. Ouderen alleen zijn niet-gehuwde ouderen. Woonruimte is het aantal kamers per inwoner.

De variabelen sekse, jong, mid-life, ouder, ongehuwd, gehuwd, gescheiden en weduwe zijn alleen gebruikt om de gestandaardiseerde opnameratio's te bepalen, en zijn in de verdere analyses buiten beschouwing gelaten. De variabelen kinderen en ouderen alleenstaand zijn alleen gebruikt om een aangepaste Jarman-score te bepalen. De aangepaste Jarman-score is bepaald op grond van de z-scores van de variabelen: werkloos, woonruimte, allochtoon, migratie, éénoudergezin, kinderen, ouderen alleenstaand. Verder zij aangetekend dat twee variabelen (overcrowded households en elderly (living) alone) in dit onderzoek niet precies volgens de definitie van Jarman zijn bepaald, maar wel redelijk benaderd worden door respectievelijk woonruimte en ouderen alleenstaand. Verder ontbreekt in de gebruikte index van Jarman alleen nog de variabele unskilled workers (deze variabele wordt in Amsterdam niet per buurt geregistreerd). Bij de precieze berekening van de aangepaste Jarman-score is uitgegaan van de wegingsfactoren zoals die door Jarman (1984) zijn gevonden. De transformaties (met het oog op normaliteit) zijn achterwege gelaten. Op grond van de sterftegegevens is een voor leeftijd, sekse en burgerlijke staat gestandaardiseerd sterftcijfer bepaald.

Afhankelijke variabelen - De afhankelijke variabelen betreffen de behandelde incidentie van psychiatrische stoornissen per buurt. Het gaat hier om de volgende maten: de werkelijke aantallen opnamen per 1000 inwoners en de voor leeftijd, sekse en burgerlijke status gestandaardiseerde aantallen van opnamen. Met opnamen bedoelen we de in Amsterdam wonende psychiatrische patiënten van boven de 19 jaar die in de onderzoeksperiode (1992 en 1993) opgenomen zijn in een Algemeen Psychiatrisch Ziekenhuis (APZ), een Psychiatrische Afdeling van een Algemeen Ziekenhuis (PAAZ) of in een Psychiatrische Universiteits Kliniek (PUK). De opnamecijfers zijn afkomstig van het Stedelijk Bureau Patiëntenstromen (SBP). In hun register worden de opgenomen patiënten in verslavingsklinieken niet vastgelegd.

In de analyses van dit onderzoek zijn de (opgenomen) Amsterdamse patiënten die geen vaste woonplaats of adres hadden (ongeveer 9%), buiten beschouwing gelaten. In 1992 en 1993 zijn er in Amsterdam 5715 patiënten boven de 19 jaar intramuraal opgenomen; 611 van hen woonden buiten Amsterdam of buiten Nederland. Voorts was van 387 patiënten het precieze adres onbekend. Van de overgebleven groep van 4717 patiënten is de relatie onderzocht tussen de status van de buurt waar zij wonen en de opname-incidentie.

Resultaten

De indicatoren en de relatie met de opnameratio - In de volgende tabel zijn van alle indicatoren de correlaties weergegeven met de ruwe en de gestandaardiseerde opnameratio's.

Tabel 1: Correlaties tussen opnameratio's en demografische variabelen

	Ruwe opnameratio R	Sign.	Gestandaardiseerde opnameratio R	Sign.
Werkloos	0.568	****	0.417	****
Uitkering	0.571	****	0.449	****
Migratie	0.446	****	0.29	**
Inkomen	-0.473	****	-0.464	****
Allochtoon	0.386	****	0.395	****
Eénoudergezin	0.427	****	0.496	****
Gezin	-0.349	***	-0.112	
Woonbezetting	-0.455	****	-0.29	**
Alleen	0.453	****	0.215	
Woning	-0.189		0.018	
Urgentie	0.293	**	0.093	
Groen	-0.241	*	-0.11	
Dichtheid	0.469	****	0.372	***
Privé	-0.467	****	-0.423	****
Woonruimte	-0.103		-0.097	

**** = < 0.001; *** = < 0.005; ** = < 0.01; * = < 0.05

Bij 13 van de 15 sociaal-demografische variabelen is er een significante correlatie met de ruwe opnameratio. De hoogste correlaties worden gevonden bij werkloosheid en uitkeringen. Bij de gestandaardiseerde ratio's correleren 9 van de 15 significant. Het hoogst correleren hier éénoudergezinnen en inkomen. Veel van de verbanden worden minder sterk of verdwijnen zelfs bij de gestandaardiseerde waarden.

Samenhang tussen de sociaal-demografische variabelen - De factoranalyse met varimax-rotatie op de 15 indicatoren van de 81 buurten leverde een twee-factormodel op (zie tabel 2).

Tabel 2: Principale componentenanalyse

Variabele	Factorladingen:	
	Factor 1	Factor 2
Gezin	0.87	
Alleen	-0.87	
Bouwjaar	0.85	
Urgentie	-0.84	
Woonbezetting	0.72	
Migratie	-0.69	0.58
Dichtheid	-0.66	0.42
Groen	0.65	
Allochtoon		0.88
Uitkering	-0.50	0.83
Inkomen		-0.77
Eénoudergezin		0.75
Werkloos	-0.61	0.74
Privé	0.36	-0.55
Woonruimte		-0.53
Verklaarde variantie	47%	19%

De eerste factor laat zich karakteriseren als de kwaliteit van de woonomgeving in de buurt en wordt voortaan kortweg aangeduid als 'woonkwaliteit'. De tweede factor kan omschreven worden als de mate van 'sociaal-economische deprivatie' van de buurten.

De indicatoren en de relatie met de opnameratio - Er zijn correlaties bepaald tussen de factoren 'woonkwaliteit' en 'sociaal-economische deprivatie', de Jarman-7-score, en het sterftecijfer voor de leeftijdscategorie 0 t/m 65 jaar (SMR) enerzijds, en de opnameratio anderzijds. Alle vier de indicatoren correleren significant met de ruwe opnameratio. De factor 'sociaal-economische deprivatie' correleert het hoogst: 0.55; de Jarman-score en de SMR correleren met 0.50; 'woonkwaliteit' met -0.45. Met de gestandaardiseerde ratio correleert alleen de factor 'woonkwaliteit' niet significant (-0.22). Het hoogst is daar de correlatie van de Jarman-7-score: 0.53; de correlatie van SED bedraagt 0.50; van de SMR 0.36.

Absolute verschillen in opname-incidentie naar de mate van deprivatie - Met behulp van variantieanalyse is nader geanalyseerd in hoeverre de opname-incidenties van de meest gedepriveerde buurten verschillen van die van de minst gedepriveerde buurten. Daarvoor zijn de 81 buurten steeds in vier groepen verdeeld op basis van de score op de vier indicatoren. De buurten in de meest en minst gedepriveerde groep hebben een score die op meer dan één standaarddeviatie van het gemiddelde ligt. De twee middengroepen vallen tussen 0 en plus of min een standaarddeviatie van het gemiddelde. In tabel 3 worden de verschillen in incidenties voor elke indicator apart weergegeven.

Bij de factor 'woonkwaliteit' steken de goede buurten positief af tegen de andere groepen, die niet zo ver van elkaar liggen. De grootste verschillen tussen de meest en de minst gedepriveerde buurten worden gevonden bij de factor 'sociaal-economische deprivatie' en bij de Jarman-7-score. Zowel bij de ruwe als bij de gestandaardiseerde score zit er bij deze twee indicatoren een factor groter dan twee

tussen de goede en slechte groep.

Welke onafhankelijke variabelen en/of indicatoren zijn de beste voorspellers van de admission-rates? - Door middel van een reeks van multi-pele lineaire regressies (stapsgewijs) is onderzocht welk regressiemodel het best de opnameratio voorspelt. Eerst is een regressie uitgevoerd met als onafhankelijke variabelen alleen de sociaal-demografische variabelen. In de tweede regressie zijn hieraan de twee factoren afkomstig uit de factor-analyse toegevoegd. In de derde opzet zijn hieraan de Jarman-7-score en de SMR toegevoegd. De resultaten zijn weergegeven in tabel 4.

De modellen ontlopen elkaar weinig wat betreft de verklaarde variantie (R). In het derde model voegt de Jarman-7-score uiteindelijk méér toe aan het regressiemodel dan de door ons gevonden factoren. Het sterftecijfer levert geen significante bijdrage aan het laatste model. De variabelen woonbezetting en in mindere mate gezin nemen constant een bepaald deel van de variantie in de opnameratio's voor hun rekening, onafhankelijk van de vier indicatoren.

Discussie

De gevonden correlaties tussen de losse variabelen en opname-incidentie komen overeen met eerdere onderzoeksresultaten, zowel in het buitenland (Klusmann en Angermeyer 1987; Thornicroft 1991) als in Nederland (Verdonk 1979; Hamers 1987; Sytma e.a. 1990; Gunther e.a. 1993; Dekker e.a. 1995a). De grote verschillen in correlatie tussen ruwe en gestandaardiseerde ratio's met de variabelen gezinnen, alleen, groen en urgentie duiden op een sterke leeftijds/sekse/burgerlijke status bepaaldheid van deze variabelen.

Met PCA konden de factoren 'woonkwaliteit' en 'sociaal-economische deprivatie' worden onderscheiden binnen de censusvariabelen. De laatstgenoemde factor is in meerdere onderzoeken gevonden (Thornicroft 1991; Burgess e.a. 1992; Joseph en Hollett 1993). De factor 'woonkwaliteit' zijn we echter nog nergens tegengekomen. Door de vele afzonderlijke demografische variabelen met betrekking tot woonkwaliteit is het in dit onderzoek dan ook niet verwonderlijk dat deze factor gevonden wordt. Een probleem is dat de selectie van de demografische variabelen niet zozeer plaatsvindt op grond van theoretische keuzen, maar meer op pragmatische gronden (Klusmann en Angermeyer 1987). Men is afhankelijk van de censusvariabelen die door de diverse overheidsinstanties worden verzameld.

In vergelijking met de losse variabelen correleren de samengestelde factoren niet beter met de ruwe opnameratio. Bij de gestandaardiseerde ratio is dit wel het geval. De correlatie is echter lager dan de .66 die eerder gevonden werd tussen de factor 'sociale achterstand' en de ruwe opnameratio van de Amsterdamse stadsdelen (Dekker e.a. 1995a). Thornicroft (1991) vond tussen Jarman-8-index en ruwe en gestandaardiseerde ratio's correlaties van respectievelijk 0.62 en 0.54 (n = 15). Het is voorstelbaar dat door een relatief grote demografische heterogeniteit binnen de buurten de hier gevonden correlaties wat lager zijn.

Zijn de verschillen in opnameratio's tussen slechte en goede buurten een goede afspiegeling van de verschillen in werkelijke morbiditeit tussen de goede en slechte buurten? We vermoeden van wel. Zo vonden Regier e.a. (1993) een odds van 2.59 (voor 18 jaar en ouder) (gestandaardiseerd voor leeftijd, sekse, burgerlijke staat, ras en woongebied) voor de groep met de laagste sociaal-economische status (van vier) voor 'any DIS-disorder' (odds van 1 voor hoogste SES-categorie).

In eerder onderzoek bij alleen de eerste opnamen in dezelfde onderzoeksperiode (Dekker e.a. 1995b) bleek dat de inwoners uit de slechte buurten korter worden opgenomen en meer worden heropgenomen. Daarom is nader geanalyseerd wat de gemiddelde verblijfsduur per 1000 inwoners is van de patiënten uit de vier groepen buurten. De goede buurten hadden een gemiddeld aantal van 476

beddagen per 1000 inwoners, en de slechte buurten een significant groter aantal van 728 beddagen. De twee middengroepen verschilden weinig van elkaar (551 en 577 beddagen). Bij de bepaling van de opnamedruk moet men dus niet alleen het aantal opnamen betrekken maar ook de opnameduur.

Het regressiemodel op basis van demografische variabelen verklaart bijna evenveel variantie van de ruwe ratio als de modellen waarin de factoren of Jarman betrokken zijn. Bij de gestandaardiseerde ratio verklaren de demografische variabelen en de factoren evenveel, de Jarman-score voegt nog redelijk wat toe. Over het algemeen voegt de Jarman-score meer toe aan de modellen dan de twee afgeleide factoren en het sterftcijfer.

Wat ons betreft is een index als die van Jarman veelbelovend genoeg om op landelijk niveau toe te passen. Niet alleen vanuit een wetenschappelijke interesse om de gezondheidsverschillen tussen gemeenten of regio's te verklaren met een maat voor sociale deprivatie (hangt een hogere opname-incidentie in de grotere steden (Dekker e.a. 1994) misschien hiermee samen?). Maar ook om bij de toedeling van de geldelijke middelen voor de gezondheidszorg rekening te houden met de gezondheidssituatie van de inwoners van de verzorgingsgebieden. Vooralsnog is deze optie echter niet haalbaar wegens het ontbreken van de juiste statistische gegevens met betrekking tot de Jarman-score.

In de andere grote steden worden waarschijnlijk de belangrijkste Jarman-variabelen wel op buurt- of stadsdeelniveau geregistreerd. Men moet echter niet direct de index gebruiken om extra middelen voor probleemgebieden toe te wijzen. Zoals uit dit onderzoek blijkt, is er een sterk verband tussen de Jarman-score en de opnameratio, maar dat wil nog niet zeggen dat de ene variabele de andere voor 100 procent voorspelt. Zo blijkt dat van de twaalf buurten met de hoogste Jarman-scores er slechts vier in de hoogste categorie vallen wat de gestandaardiseerde opnameratio's betreft. Daarnaast is de premisse aanvechtbaar dat buurten met een hoge *aangemelde* incidentie ook de grootste *ware* incidentie hebben. Niet uitgesloten mag worden dat er sprake is van een relatieve onderconsumptie in gebieden met een hoge incidentie. Zo vonden Link en Dohrenwend (1980) dat het percentage onbehandelde cases in de laagste sociale klasse het grootst is, terwijl het absolute aantal cases het grootst is. Nader onderzoek is gewenst om te bepalen hoe de *aangemelde* incidentie zich verhoudt tot de *ware* incidentie.

In de grote steden biedt de Jarman-score ons inziens wel voldoende houvast om te bepalen in welke mate wijken of buurten sociaal gedepriveerd zijn. Aansluitend op de veelvuldig gevonden gezondheidsverschillen tussen goede en slechte buurten kan de GGZ vervolgens actie ondernemen om deze verschillen in de toekomst zoveel mogelijk te verkleinen.

Literatuur

Ben-Shlomo, Y., I. White en P.M. McKeigue (1992), Prediction of general practice workload from census based social deprivation scores. *Journal of Epidemiology and Community Health*

, 46, 532-536.

Bosma, A. (1975), De ekologische benadering in de psychiatrie. *Tijdschrift voor Psychiatrie*, 17, 231-247.

Burgess, P.M., C.M. Joyce, P.E. Pattison e.a. (1992), Social indicators and the prediction of psychiatric inpatient service utilisation. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 27, 83-94.

- Cagle, L.T., en S.M. Banks (1986), The validity of assessing mental health needs with social indicators. *Evaluation and Program Planning*, 9, 127-142.
- Campbell, D., en J. Radford (1992), Unemployment rates: an alternative to the Jarman index? *British Medical Journal*, 304, 55-56.
- Carr-Hill, R.A., en T. Sheldon (1991), Designing a deprivation payment for general practitioners: the UPA(8) wonderland. *British Medical Journal*, 302, 393-396.
- Carstairs, V., en R. Morris (1989), Deprivation and mortality: an alternative to social class? *Community Medicine*, 11, 210-219.
- Cotgrove, A.J., G. Bell en C.L.E. Katona (1992), Psychiatric admissions and social deprivation: is the Jarman underprivileged area score relevant? *Journal of Epidemiology and Community Health*, 46, 245-247.
- Davey Smith, G. (1991), Second thoughts on the Jarman index. *British Medical Journal*, 302, 359-360.
- Dekker, J., J. Peen, J. Iping e.a. (1994), Urbanisatie en de relatie met psychiatrische opnames. *Tijdschrift voor Psychiatrie*, 36, 585-596.
- Dekker, J., J. Peen, H. Heijnen e.a. (1995a), Sociale indicatoren en psychiatrische opnamen in Amsterdam. *Tijdschrift voor Psychiatrie*, 37, 15-31.
- Dekker, J., J. Peen, A. Goris e.a. (1995b), Social deprivation and psychiatric admission-rates in Amsterdam. Aangeboden aan: *British Journal of Psychiatry*.
- Faris, R., en H. Dunham (1939), *Mental disorders in urban areas*. University of Chicago Press, Chicago.
- 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.
- Goldberg, D., en P. Huxley (1980), *Mental illness in the community. The pathway to psychiatric care*. Tavistock, Londen.
- Gunther, N.C.H.F., E.O. Noorthoorn, H.J.F.R. Hamers e.a. (1993), De buurt als sleutel: sociale indicatoren en het gebruik van geestelijke gezondheidszorg. *Tijdschrift voor Psychiatrie*, 35, 675-689.
- Häfner, H., H. Reimann, H. Immich e.a. (1969), Inzidenz seelischer Erkrankungen in Mannheim. *Social Psychiatry*, 4, 126-135.
- Hall, G.B. (1988), Monitoring and predicting community mental health centre utilization in Auckland, New Zealand. *Social Science and Medicine*, 26, 55-70.
- Hamers, H.J.F.R. (1987), *De GGZ als systeem in wankel evenwicht*. Dissertatie, Maastricht.
- Hirsch, S.R. (1988), *Psychiatric beds and resources: factors influencing bed use and service planning*. Gaskell (Royal College of Psychiatrists), Londen.

Hollingshead, A.B., en F.C. Redlich (1958), *Social class and mental illness: a community study*. John Wiley and Sons, New York.

Jarman, B. (1983), Identification of underprivileged areas. *British Medical Journal*, 286, 1705-1709.

Jarman, B. (1984), Underprivileged areas: validation and distribution of scores. *British Medical Journal*, 289, 1587-1592.

Jarman, B., P. Townsend en V. Carstairs (1991), Deprivation indices. *British Medical Journal*, 303, 523 (brief).

Jarman, B., S. Hirsch, P. White e.a. (1992), Predicting psychiatric admission rates. *British Medical Journal*, 304, 1146-1151.

Joseph, A.E., en R.G. Hollett (1993), On the use of social-demographic indicators in local health planning: a Canadian non-metropolitan perspective. *Social Science and Medicine*, 37, 813-822.

Kammerling, R.M., en S. O'Connor (1993), Unemployment rate as predictor of rate of psychiatric admission. *British Medical Journal*, 307, 1536-1539.

Klusmann, D., en M.C. Angermeyer (1987), Urban ecology and psychiatric admission rates: results from a study in the city of Hamburg. In: M.C. Angermeyer en D. Klusmann (red.), *From social class to social stress*. Springer, Berlijn, p. 16-45.

Leavy, R., en J. Wood (1985), Does the underprivileged area index work? *British Medical Journal*, 291, 709-710.

Link, B., en B.P. Dohrenwend (1980), Formulation of hypotheses about the ratio of untreated to treated cases in the true prevalence studies of functional psychiatric disorders in adults in the United States. In: B.P. Dohrenwend e.a. (red.), *Mental illness in the United States: epidemiologic estimates*. Praeger, New York, p. 133-148.

Morris, R., en V. Carstairs (1991), Which deprivation? A comparison of selected deprivation indexes. *Journal of Public Health and Medicine*, 13, 318-326.

Regier, D.A., M.E. Farmer, D.S. Rae e.a. (1993), One-month prevalence of mental disorders in the United States and sociodemographic characteristics: the epidemiological catchment area study. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 88, 35-47.

Robinson, W.S. (1950), Ecological correlations and the behavior of individuals. *American Sociological Review*, 15, 351-357.

Rosen, B.M., en H.F. Goldsmith (1981), The Health Demographic Profile System: current and longitudinal data base for social area analysis. *Evaluation and Program Planning*, 4, 57-73.

Shapiro, S., A. Skinner, L.G. Kessler e.a. (1984), Utilization of health and mental health services. Three epidemiologic catchment area sites. *Archives of General Psychiatry*, 41, 971-978.

Srole, L. (1962), *Mental health in the metropolis: the midtown Manhattan study*. McGraw-Hill, New York.

Sytema, S., F.G. Brook en R. Giel (1990), Sociale indicatoren en het gebruik van intramurale GGZ-voorzieningen door volwassenen in Drenthe. *Tijdschrift voor Psychiatrie*, 32, 538-554.

Talbot, R.J. (1991), Underprivileged areas and health care planning: implications of use of Jarman indicators of urban deprivation. *British Medical Journal*, 302, 383- 386.

Thornicroft, G. (1991), Social deprivation and rates of treated mental disorder. Developing statistical models to predict service utilisation. *British Journal of Psychiatry*, 158, 475-484.

Tischler, G., J. Henisz, J. Myers e.a. (1975), Utilization of mental health services. I. Patienthood and the prevalence of symptomatology in the community. *Archives of General Psychiatry*, 32, 411-415.

Townsend, P., P. Phillimore en A. Beattie (1988), *Health and deprivation: inequality and the north*. Croom Helm, Londen.

Verdonk, B. (1979), *Stadsbuurten - de ene is de andere niet*. Van Loghum Slaterus, Deventer.

Weyerer, S., en H. Häfner (1992), The high incidence of psychiatrically treated disorders in the inner city of Mannheim. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 27, 142-146.

Summary: Is the Jarman-Underprivileged-Area-score relevant for the Netherlands?

In general, it can be assumed that the demand for psychiatric services is greatest in socially-deprived areas. The Jarman score is a standard measure that consists of eight sociodemographic indices and is used for assigning extra finances to primary care in deprived areas where there is most work. In Great Britain, it has been shown that this score is closely linked to psychiatric admissions. In this study, a version of the Jarman score has been used for 81 areas in Amsterdam. The study examines whether the score is more closely linked to psychiatric admissions than individual demographic variables, factors obtained by principal components analysis and standardised mortality rates. There is a significant correlation between the Jarman score and both crude and standardised admission rates (.50 and .53 respectively). Comparable correlations are found for the PCA-factor Socio-Economic Deprivation. In regression analysis using all variables, the Jarman score is part of the best predictive model (for crude admission rates: $R = 44\%$), together with the variable of persons per household. The Jarman score provides a fairly good indication of the degree of deprivation for city areas and of the risk areas in terms of admission.

Beide auteurs zijn als psychologen verbonden aan het bureau Onderzoek en Opleiding en Ontwikkeling van het Psychiatrisch Ziekenhuis Amsterdam. Correspondentieadres: Psychiatrisch Ziekenhuis Amsterdam, De Boelelaan 8, Postbus 75848, 1070 AV Amsterdam.

Het artikel werd voor publikatie geaccepteerd op 10-8-1995.