

Behoeftte aan en consumptie van ggz-zorg vergeleken met somatische zorg in Nederland

J. van Os, W. Mulder

- Achtergrond** Maatschappelijke factoren beïnvloeden gezondheidsuitkomsten en zorgconsumptie. Kwantificatie hiervan levert stuurinformatie voor regionale zorginkoop en publieke gezondheidszorg.
- Doel** Analyseren hoe uitgaven voor ggz-zorg, medisch-specialistische zorg en huisartsenzorg zijn geassocieerd met regionale sociaal-economische en demografische factoren (SED-factoren) en hoe dit resulteert in regionale (PC3-niveau) variatie in kosten. Twee kostparameters werden onderzocht: 1. absolute kosten; en 2. relatieve kosten (of outlieraandeel), gedefinieerd als het aandeel in de kosten van outliers (afkapwaarde 80ste percentiel) per PC3-gebied, als zorgzwaarteproxy.
- Methode** Analyse van Vektisdata over de periode 2014-2017 in de leeftijdsgroep van 18-65 jaar.
- Resultaten** De variatie van ggz-kosten werd voor 28% verklaard door (jongere) leeftijd, stedelijkheid, PC3-etnische dichtheid en PC3-sociaal-economische index. De variatie van medisch-specialistische zorg en huisartsenzorg werd verklaard door (oudere) leeftijd. Het outlieraandeel van de kosten op PC3-niveau liep op van 34% van de huisartskosten tot 43% van medisch-specialistische kosten en 55% van de ggz-kosten. Sociaal-economische en demografische factoren verklaarden een substantieel deel van de variatie in het PC3-niveau outlieraandeel van zowel ggz (31%), medisch-specialistische zorg (43%) als huisartsenzorg (33%).
- Conclusie** Analyse van openbare data levert regionale stuurinformatie die mogelijk kan worden gebruikt voor publieke ggz en zorginkoop, vooral in de ggz, daar zowel absolute als relatieve ggz-kosten samenhangen met het regionale sociaal-economische en demografische profiel.

Hoewel vrijwel alle landen beschikken over een systeem van geestelijke gezondheidszorg (ggz), is er nauwelijks iets bekend over hoe het – per definitie beperkte – ggz-zorgaanbod zich het beste kan verdelen over de zeer diverse en zeer prevalentie ggz-populatiezorgbehoefte – volgens sommigen het belangrijkste academische vraagstuk in de hedendaagse ggz (Wykes e.a. 2015). In Nederland bestaat de vrij unieke situatie dat nationale zorgconsumptiedata nauwkeurig worden geregistreerd en voor analyse beschikbaar zijn. Dit, in combinatie met kwalitatief hoogwaardige sociaal-economische en demografische populatiedata waarmee de zorgbehoefte vrij nauwkeurig kan worden voorspeld (www.woonzorgwijzer.info), maakt dat er in Nederland een bijzondere

mogelijkheid bestaat om een nationaal gezondheidszorgsysteem te evalueren op de match met de populatiezorgbehoefte.

Inzicht in de relatie tussen sociaal-economische en demografische factoren (SED-factoren) en zorgconsumptie is belangrijk om twee redenen. Ten eerste kan het helpen bij de regionale planning van zorg. De roep om regionale samenwerking is groot. In de oncologische zorg en de traumazorg werkt men steeds meer samen en het RIVM is bezig met het ontwikkelen van ‘regioebelden’, waar partijen inzicht kunnen krijgen in de stand van zaken en toekomstige ontwikkelingen op het gebied van gezondheid, zorg en welzijn in de regio (www.regiobeeld.nl).

AUTEURS

Jim van Os, hoogleraar Psychiatrische epidemiologie en publieke ggz, UMC Utrecht.

Willem Mulder, bedrijfseconoom, Centrale Zorgadministratie, GGZ Rivierduinen.

Correspondentieadres

Prof. dr. Jim van Os, UMC Utrecht, Kamernummer B 01.301, Postbus 85.500 3508 GA Utrecht.

E-mail: j.j.vanos-2@umcutrecht.nl

Geen strijdige belangen meegedeeld.

Het artikel werd voor publicatie geaccepteerd op 30-6-2020.

Citeren

Tijdschr Psychiatr. 2021;63(1):39-47.

Maar integrale regionale planning en afstemming van zorg is niet mogelijk zolang zorgverzekeraars en zorgaanbieders niet beschikken over geïntegreerde regionale stuurinformatie die inzicht geeft in hoeverre de geleverde zorg in verhouding staat tot de demografisch en sociaal-economisch bepaalde populatiezorgbehoefte. Regionale stuurinformatie over doelmatigheid van zorg kan worden gegenereerd door de geleverde zorg af te zetten tegen demografische en sociaal-economische indicatoren van populatiezorgbehoefte. Een benchmark kan worden bepaald van de pareto-efficiëntie, binnen het systeem van gereguleerde marktwerking, van het principe van *zo goed mogelijke zorg voor zo veel mogelijk mensen*: een allocatie van middelen die zodanig is dat niemand in een groep erop vooruit kan gaan zonder dat iemand anders erop achteruitgaat.

Ten tweede biedt inzicht in de relatie tussen zorgconsumptie en SED-factoren een ingang tot maatregelen op het gebied van *public health*. Als bijvoorbeeld in sociaal-economisch sterk gedepriveerde gebieden een patroon is van meer en meer intensieve zorgconsumptie, in combinatie met meer suïcide, meer gedwongen opnames en meer medicatiegebruik, kan dit, als het aannemelijk is dat er sprake is van een causaal verband, aanleiding geven tot maatregelen op het niveau van publieke ggz.

Publieke ggz kan zich bijvoorbeeld richten op reductie van risicofactoren zoals discriminatie, informatiegebrek, acculturatieproblematiek, ongelijkheid in de toegang tot de zorg, sociale conflicten, schuldenbeleid, zwakke sociale netwerken en vele andere remedieerbare risicofactoren (Murray e.a. 2012; Wykes e.a. 2015). Ook kan publieke ggz zich richten op weerbaarheidsbevordering zoals toegang tot sportfaciliteiten, publiek onderwijs in gezondheidsvaardigheden, groenvoorziening, buurthuizen, *community*-vorming, publieke psycho-educatie en andere technieken (Wahlbeck 2015).

Hoewel al vaak is gewezen op de noodzaak voor een integrale public-healthbenadering bij psychisch lijden (Murray e.a. 2012; Wykes e.a. 2015), hebben Europese landen zich tot nu toe vooral gericht op behandeling van ziekte zonder tegelijkertijd ook in zetten op publieke

maatregelen gericht op risicoreductie en weerbaarheidsbevordering in de samenleving (Weich 1997; Lancet editorial 2016; Lindert e.a. 2017).

Doel

In het huidige artikel maken wij gebruik van openbare Vektisdata om de zorgkosten (ggz, medisch-specialistisch en huisartsen) in Nederland te modelleren als een functie van regionale indicatoren van populatiezorgbehoefte. Vragen die we onderzochten:

1. In hoeverre zijn zorgkosten geassocieerd met sociaal-economisch-demografische variabelen op regioniveau?
2. Is het patroon van associatie consistent voor de verschillende typen van zorg?
3. Is het patroon van associatie hetzelfde voor absolute kosten en relatieve kosten, de laatste gedefinieerd als het aandeel in de regionale kosten dat wordt veroorzaakt door de relatief kleine groep met de hoogste kosten?

Het onderscheid tussen absolute kosten en relatieve kosten maakten we om niet alleen inzicht te krijgen in de impact van SED-factoren op gezondheidszorgconsumptie, maar ook in de mate waarin deze factoren impact hebben op de prognose van deze zorgconsumptie, in de vorm van het aandeel in de regionale kosten veroorzaakt door bovengemiddeld intensieve zorgtrajecten.

Onze hypothese was dat zelfs op het relatief grofmazige regioniveau van de openbare Vektisdata, en ondanks het feit dat het systeem van gereguleerde marktwerking niet geïnformeerd voorziet in afstemming tussen zorgbehoefte en zorgconsumptie op populatieniveau, onze 3 vragen als volgt beantwoord zouden kunnen worden:

1. Zorgkosten in Nederland vertonen een patroon van samenhang met regionale SED-factoren.
2. Associaties tussen zorgconsumptie en SED-factoren zijn sterker voor ggz dan voor medisch-specialistische en huisartsenzorgconsumptie.
3. De impact van SED-factoren geldt zowel voor absolute zorgkosten (als proxy voor impact op incidentie) als voor relatieve zorgkosten (als proxy voor impact op prognose).

Dit artikel is een vervolg op een eerder rapport dat zich richtte op een analyse van absolute kosten in alleen de ggz (van Os 2019).

METHODE

Data en bewerking

Analysen werden uitgevoerd met Stata, versie 16 (StataCorp, College Station, TX, VS). De Vektisdata geven informatie over de ggz-kosten, medisch-specialistische en huisartskosten voor het aantal verzekerden per leeftijd-geslachtscluster per PC3-gebied (zie hierna) per jaar over de periode 2011-2017. Vanwege privacyoverwegingen is het kleinste niveau van regiovariatie in de Vektis-declaratiegegevens, beschikbaar voor analyse, de 3-cijferige postcode of PC3 (maximaal 798 in Nederland over de periode 2011-2017), uitgesplitst naar leeftijd (in jaren, 48 eenheden) en geslacht (2 eenheden) binnen elke PC3-eenheid (798 eenheden), voor elk van de jaren 2011-2017. In totaal waren er dus maximaal $48 \times 2 \times 798 \times 7 = 536.256$ observaties. Omdat het aantal PC3-gebieden varieerde over de periode 2011-2017 was het beschikbare aantal observaties kleiner, te weten 515.090 observaties. Omdat de betrouwbaarheid van de Vektisdata in de eerste jaren nog groeide en vanwege belangrijke veranderingen in de structuur van de financiering na 2013 werden de analyses beperkt tot de periode 2014-2017 voor ggz- en medisch-specialistische kosten (aantal observaties: 294.211) en tot de periode 2015-2017 voor huisartskosten (aantal observaties: 220.652). De ggz-kosten voor analyse betroffen de specialistische ggz en de generalistische basis-ggz. Kosten van de langdurige ggz werden buiten beschouwing gelaten. Gegeven de opbouw van de data van het aantal mensen in 96 leeftijd-geslachtsclusters in 798 PC3-gebieden over vier jaar ontstaat een hiërarchische clustering in de data, te weten de leeftijd-geslachtgroepen (niveau 1) die zijn geclusterd binnen PC3-gebieden (niveau 2) binnen kalenderjaar (niveau 3).

Sociaal-economische en demografische predictoren van zorgbehoefte

Zorgkosten werden gemodelleerd als een functie van factoren die gezondheidsverschillen voorspellen, te weten: leeftijd (in jaren), geslacht, urbanisatiegraad (CBS-'macro'-urbanisatiegraad op gemeenteniveau), PC3-niveau stedelijkheid (CBS-'micro'-stedelijkheidsgraad op niveau PC3-gebied), kalenderjaar, etnische dichtheid (kwintielgroepen van het percentage niet-westerse immigranten in het PC3-gebied – uit de CBS 2015-postcode-dataset (<https://www.cbs.nl/nl-nl/dossier/nederland-regionaal/geografische-data/gegevens-per-postcode>), een PC3-niveau sociaal-economische index (zie hierna – kwintielgroepen), de PC3-niveaustatusscore van het Sociaal en Cultureel Planbureau beschikbaar voor de jaren 2014, 2016 en 2017 (kwintielgroepen) (<https://www.scp.nl/Onderzoek/Statusscores>) en een gemeenteniveau

beleefde gezondheidsfactor uit de CBS 2016 gezondheidsmonitor (zie hierna).

Al deze factoren hebben bekende associaties met gezondheid en zorgbehoeften (Bijl e.a. 1998; ten Have e.a. 2001; Selten e.a. 2002; Peen & Dekker 2004; Leue e.a. 2005; de Graaf e.a. 2012; RIVM/Ministerie van VWS 2018). Tevens werd één type kosten geanalyseerd als een functie van de andere twee, uitgedrukt als kwintielgroepen, gegeven verwachte onderlinge afhankelijkheden, bijvoorbeeld tussen ggz-zorg en somatische zorg (Ohrnberger e.a. 2017).

De sociaal-economische-indexscore (hierna: SES-index) werd berekend op PC3-niveau op basis van een principaal-componentenanalyse van de variabelen: percentage vrouwen, percentage allochtonen, percentage westerse allochtonen, percentage niet-westerse allochtonen, percentage eenpersoonshuishoudens, percentage meerpersoonshuishoudens met kinderen, percentage meerpersoonshuishoudens zonder kinderen en gemiddelde huishoudgrootte (eerste component verklaart 58% van de variantie, met positieve lading op allochtonen en eenpersoonshuishoudens, en negatieve lading op meerpersoonshuishoudens en huishoudgrootte).

Een ervaren-gezondheidsfactorscore werd berekend op basis van data beschikbaar op gemeenteniveau met gegevens van de CBS 2016-gezondheidsmonitor (<https://www.cbs.nl/nl-nl/onze-diensten/methoden/onderzoeksomschrijvingen/korte-onderzoeksbeschrijvingen/gezondheidsmonitor-2016>).

Een principaal-componentenanalyse werd uitgevoerd met de variabelen: ervaren gezondheid, langdurige aandoeningen, beperkingen als gevolg van gezondheidsproblemen, functiebeperkingen, mantelzorg geven, mantelzorg ontvangen, lengte en gewicht en lichamelijke activiteit (eerste component, verklaart 45% van de variantie, met positieve lading op langdurige aandoeningen, beperkingen en functiebeperkingen, en negatieve lading op ervaren gezondheid). Deze factor heet hierna: ervaren ongezondheid.

Het geheel van predictoren heet hierna: SED-factoren.

Analyse

Absolute kosten

Ten behoeve van deze analyse werden kosten uitgedrukt als de gemiddelde kost per verzekerde voor ieder leeftijd-geslachtscluster per PC3-gebied per jaar, met weging voor het aantal mensen per leeftijd-geslachtscluster in de analyses. Kostwaarden ondergingen een *zero-skewness* logtransformatie met de Stata *lnskew0*-procedure, werden gecentreerd en uitgedrukt in standaarddeviatie-eenheden (i.e. gedeeld door hun standaarddeviatie). Predictoren van populatiezorgbehoefte werden opgenomen in een regressiemodel (Stata *regress*-procedure) met de log-getransformeerde gecentreerde zorgkosten per verzekerde per leeftijd-geslachtscluster als afhankelijke variabele. Analysen werden gewogen voor het aantal verzekerden per leeftijd-geslachtscluster.

Onafhankelijke variabelen waren: 1. op leeftijd-geslachtsclusterniveau: leeftijd, geslacht en kalenderjaar (drie dummies met 2014 als referentiecategorie); 2. op PC3-regioniveau: stedelijkheid, sociaal-economische index, statusscore, etnische dichtheid (percentage niet-westerse allochtonen), ggz-kosten (bij model medische en huisartskosten), medisch-specialistische kosten (bij model ggz- en huisartskosten) en huisartskosten (bij model medisch-specialistische en ggz-kosten) en 3. gemeentenniveau: ervaren ongezondheid en urbanisatiegraad. Continue variabelen toonden dosis-responsasociaties en werden gemodelleerd als lineaire effecten van kwintielgroepen.

Associaties drukten we uit als gestandaardiseerde regressiecoëfficiënt (β). De determinatiecoëfficiënt R^2 gebruikten we als maat voor het deel van de variabiliteit dat werd verklaard door het statistisch model. Zo leverde R^2 een schatting van het aandeel van 1. PC3-niveau regionale verschillen (random regio-effect), 2. de onafhankelijke variabelen hiervoor beschreven (fixed effects). Hieruit konden we tevens afleiden hoeveel van de regionale verschillen kunnen worden verklaard door de fixed effects van SED-factoren en zorgkosten. Met de Stata *shapley2*-procedure berekenden we de bijdrage van elke onafhankelijke variabele aan R^2 , uitgedrukt als percentage.

Correctie van standaardfouten voor clustering van de data op regioniveau werd uitgevoerd met de *cluster*optie in Stata. Om het gedeelte van de variantie, veroorzaakt door het random PC3-effect, te berekenen werd de R^2 van modellen met en zonder dummies van PC3-indicatoren (met PC3 100 als referentiecategorie) vergeleken.

Alle onafhankelijke variabelen werden tegelijk geïntroduceerd in het model zodat associaties met kosten onafhankelijk waren van elkaar. P-waarden zijn tweezijdig.

Relatieve kosten

Relatieve kosten definieerden we als volgt. Eerst werd per kostensoort (ggz, medisch-specialistisch, huisartsen) het 80^{ste} percentiel, als outliergrens, vastgesteld binnen de hele range van gemiddelde kosten per verzekerde voor ieder leeftijd-geslachtscluster per PC3-gebied per jaar. Vervolgens werd elke leeftijd-geslachtsclusterobservatie gecodeerd per kostensoort als wel ('1') of geen ('0') outlierobservatie. Tot slot berekenden we, separaat voor elk PC3-gebied, het percentage van de totale zorgkosten dat werd ingenomen door de outlierobservaties over de periode van observatie. Deze PC3-outlierfractie was de afhankelijke variabele in een regressiemodel met dezelfde onafhankelijke variabelen als het model voor absolute kosten. Correctie van standaardfouten voor clustering van de data op regioniveau (de 798 PC3-regio's zijn geclusterd in 90 PC2-regio's) werd uitgevoerd met de *cluster*optie in Stata. Analyses werden gewogen voor het aantal inwoners per PC3-regio.

Omdat de outlierafkapwaarde arbitrair is, deden we tevens gevoeligheidsanalyses met afkapwaarden bij het 70^{ste} en 90^{ste} percentiel.

RESULTATEN

In de Vektisdata over de periode 2014-2017 bedroeg het mediane aantal inwoners per PC3-gebied 15.590 en het mediane aantal 18-65-jarige verzekerden per leeftijd-geslachtsclusterobservatie 95.

Absolute kosten

De variatie van medisch-specialistische zorg konden we grotendeels (R^2 : 60,3%) verklaren op basis van leeftijd en huisartsenzorgkosten; omgekeerd kon de variatie van huisartsenzorgkosten grotendeels (R^2 : 70,2%) worden gereduceerd tot leeftijd en medisch-specialistische kosten (tabel 1 en 2, figuur 1). De variatie van ggz-kosten kon voor 27,9% worden verklaard door vooral leeftijd, gemeentelijke urbanisatiegraad, PC3-stedelijkheid, etnische dichtheid en SES-index/statusscore (tabel 1 en 2, figuur 1). De mate van PC3-specifieke variatie in de uitgaven liep op van medisch-specialistische zorg (R^2 = 3,9%), huisartsenzorg (R^2 = 14,7%) en ggz-zorg (R^2 = 27,6%) (tabel 1). Dit kwam overeen met de observatie dat PC3-specifieke variatie van ggz-kosten, maar niet van medisch-specialistische en huisartsenzorgkosten, sterk samenhang met regionale SED-factoren anders dan leeftijd en geslacht (tabel 1 en 2, figuur 1).

Relatieve kosten

Het outlieraandeel van de kosten op PC3-niveau liep op van 33,8% van de huisartskosten tot 43,4% van medisch-specialistische kosten en 54,6% van de ggz-kosten (tabel 1). Vooral urbanisatiegraad, PC3-stedelijkheid, statusscore, SES-index, etnische dichtheid, en ervaren ongezondheid verklaarden een substantieel deel van de variatie in het PC3-niveau outlieraandeel van ggz (31,3%), medisch-specialistische zorg (43,3%) en huisartsenzorg (32,5%) (tabel 1 en 2, figuur 1). Bij 70% outlierafkapwaarde steeg dit voor ggz (49,3%) en medisch-specialistische zorg (46,3%) maar niet voor huisartsenzorg (27,8%). Bij 90% outlierafkapwaarde daalde dit voor ggz (26,8%) en medisch-specialistische zorg (39,9%) maar niet voor huisartsenzorg (37,9%) (tabel 1). Sociaal-economische en demografische factoren verklaarden 25%-60% van de regiovariatie in outlierkosten (tabel 1).

DISCUSSIE

Methodologische factoren

Bij de interpretatie van de bevindingen moeten we rekening houden met het feit dat het zogenaamde 'ecologische' analyses betreft van gemiddelde kosten per leeftijd-geslachtscluster met SED-factoren op het relatief grofmazige PC3-niveau. Dit betekent dat we bijvoorbeeld een associatie tussen kosten en lage SES op PC3-niveau niet zonder meer op individueel niveau kunnen interpreteren vanwege mogelijke confounding (Robinson 2009). Daar staat tegenover dat dergelijke correlaties

Tabel 1. Variantieanalyse: bijdrage (in %) aan verklaarde variantie van sociaal-economische en demografische factoren (SED-factoren) en PC3-verschillen in modellen van absolute en relatieve kosten (outlieraandeel)

	GGZ	MEDISCH	HUISARTS
Absolute kosten			
R ² -model PC3-regio alleen	27,6	3,9	14,7
R ² -model SED-factoren alleen	27,9	60,3	70,2
R ² -model PC3-regio + SED-factoren	34,3	62,3	81,2
PC3-regiovariantie verklaard door SED-factoren	77,9	48,9	25,3
Relatieve kosten; 70 afkapwaarde			
kosten door outliers	67,1	56,6	46,2
R ² -model PC3-regio alleen	49,0	53,3	42,2
R ² -model SED-factoren alleen	49,3	46,3	27,8
R ² -model PC3-regio + SED-factoren	72,6	66,2	59,2
regiovariantie verklaard door SED-factoren	52,6	62,7	25,7
Relatieve kosten; 80 afkapwaarde			
kosten door outliers	54,6	43,4	33,8
R ² -model PC3-regio alleen	47,2	47,9	46,4
R ² -model SED-factoren alleen	31,3	43,3	32,5
R ² -model PC3-regio + SED-factoren	60,5	61,3	61,6
regiovariantie verklaard door SED-factoren	38,2	62,3	38,4
Relatieve kosten; 90 afkapwaarde			
kosten door outliers	37,7	27,0	18,8
R ² -model PC3-regio alleen	42,8	40,5	51,8
R ² -model SED-factoren alleen	26,8	39,9	37,9
R ² -model PC3-regio + SED-factoren	53,2	57,1	65,1
regiovariantie verklaard door SED-factoren	38,4	57,7	47,6

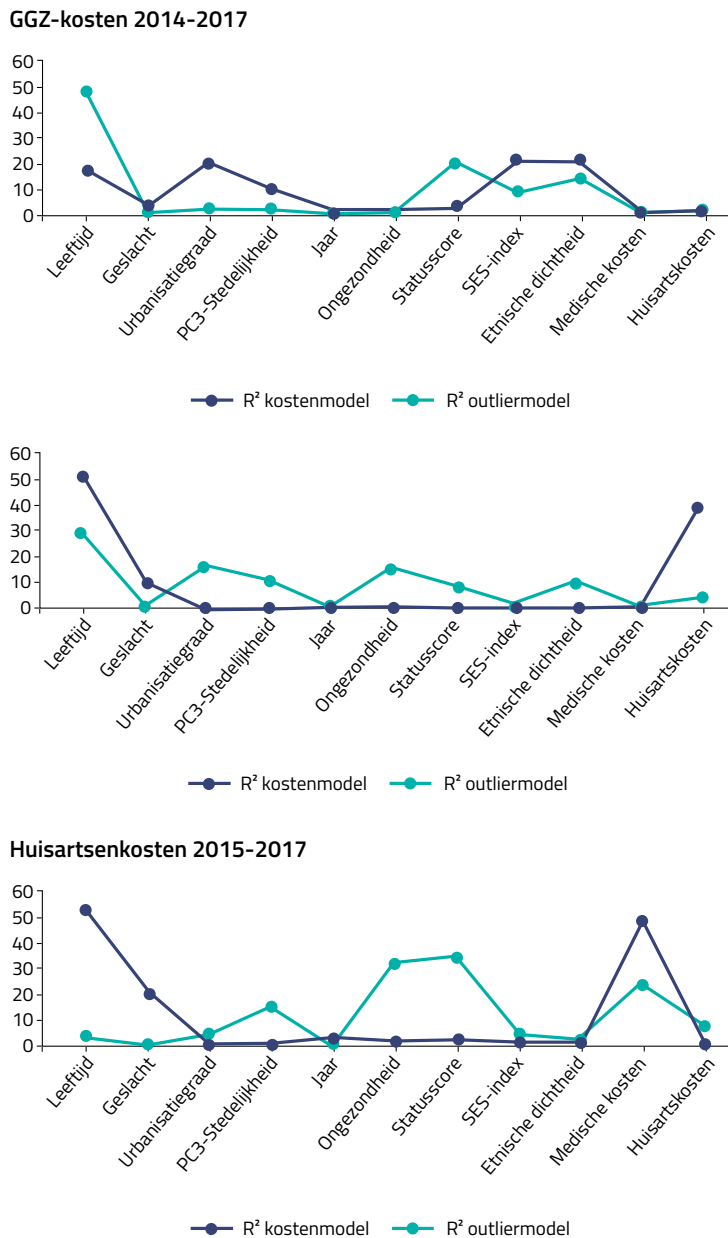
Outlier-afkapwaarde was gedefinieerd bij percentiel 70, 80 en 90 van kostenvariabele SED-factoren; onafhankelijke variabelen: zie beschrijving in methodesectie, onder kopje Analyse, Absolute kosten. Idem voor continue variabelen en determinatiecoëfficiënt R².

Tabel 2. Patroon van associatie kosten met sociaal-economische en demografische factoren

Factor	ABSOLUTEKOSTENMODEL			RELATIEVEKOSTENMODEL (OUTLIERMODEL)		
	Bèta	p	Aandeel R ² in	Bèta	p	Aandeel R ² in
Ggz-kosten						
Leeftijd	-0,242	0,000	17,7	0,118	0,000	48,2
Geslacht	0,060	0,000	3,7	-0,018	0,053	1,2
Urbanisatiegraad	0,135	0,000	20,3	0,137	0,114	1,9
PC3-stedelijkheid	0,040	0,042	9,9	-0,045	0,483	2,2
Jaar	0,036	0,000	0,7	-0,024	0,597	0,2
Ongezondheid	-0,033	0,007	0,7	-0,141	0,018	0,7
Statusscore	0,083	0,000	2,6	0,316	0,000	20,1
SES-index	0,196	0,000	21,0	0,463	0,000	9,0
Etniciteit	0,072	0,000	20,5	-0,417	0,000	14,1
Medische kosten	0,024	0,000	1,1	-0,036	0,577	0,5
Huisartskosten	0,050	0,000	1,9	0,054	0,429	1,7
Medisch-specialistische kosten						
Leeftijd	0,519	0,000	48,2	0,120	0,000	27,8
Geslacht	0,159	0,000	10,3	-0,016	0,122	2,0
Urbanisatiegraad	-0,019	0,113	0,4	-0,329	0,001	15,6
PC3-stedelijkheid	0,011	0,259	0,2	-0,150	0,009	10,2
Jaar	-0,060	0,000	0,9	-0,063	0,011	0,6
Ongezondheid	0,049	0,000	0,5	0,293	0,000	15,2
Statusscore	0,029	0,000	0,3	0,230	0,000	9,5
SES-index	-0,008	0,413	0,3	0,147	0,107	3,6
Etniciteit	0,045	0,000	0,7	-0,149	0,034	10,2
ggz-kosten	0,009	0,001	0,4	0,037	0,458	1,5
Huisartskosten	0,299	0,000	37,8	0,108	0,007	3,9
Huisartsenkosten						
Leeftijd	0,458	0,000	41,3	0,033	0,096	2,1
Geslacht	0,292	0,000	15,8	0,005	0,540	0,6
Urbanisatiegraad	0,034	0,301	0,4	-0,138	0,073	3,0
PC3-stedelijkheid	-0,040	0,093	0,2	-0,182	0,003	10,9
Jaar	0,102	0,000	1,8	-0,069	0,000	0,5
Ongezondheid	0,037	0,056	0,9	0,180	0,018	24,8
Statusscore	0,096	0,000	1,7	0,178	0,001	27,3
SES-index	0,008	0,744	0,6	0,057	0,483	4,2
Etniciteit	0,055	0,047	0,2	0,047	0,485	1,7
Medische kosten	0,292	0,000	36,7	0,241	0,000	19,3
ggz-kosten	-0,002	0,731	0,4	0,129	0,138	5,6

Bèta: gestandaardiseerde regressiecoëfficiënt; outliermodel: outlierafkapwaarde gesteld op 80. Onafhankelijke variabelen: zie beschrijving in methodesectie, onder kopje Analyse, Absolute kosten. Idem voor continue variabelen en determinatiecoëfficiënt R². Aandeel R²: het percentage van de determinatiecoëfficiënt R² dat kon worden toegeschreven aan de onafhankelijke variabele

Figuur 1. Variantie (R^2 – verticale as) verklaard door sociaal-economische en demografische factoren (horizontale as) in modellen van absolute en relatieve (PC3-niveau outlieraandeel van de kosten met outlierafkapwaarde op 80ste percentiel) kosten van ggz, medisch-specialistische en huisartsenzorg, over de periode 2014-2017 (2015-2017 voor huisartskosten)



valide kunnen zijn (MacRae 1994), vooral als er al bewijs is geleverd voor een relatie met gezondheidsuitkomsten op individueel niveau (Lokar e.a. 2019), hetgeen het geval is voor de variabelen gebruikt in deze analyses (Bijl e.a. 1998; ten Have e.a. 2001; Selten e.a. 2002; Peen & Dekker 2004; Leue e.a. 2005; de Graaf e.a. 2012; RIVM/ Ministerie van VWS 2018).

Zorgconsumptie is niet synoniem met incidentie van psychisch lijden, maar wel een breed gebruikte maat van administratieve incidentie en prevalentie – omdat ze sterk gecorreleerd is met ware incidentie/prevalentie van vooral ernstige psychische aandoeningen,

zoals vastgesteld in veel onderzoek, ook in Nederland (NEMESIS; ten Have e.a. 2001, 2002; Boerema e.a. 2017). Bovendien is de mate van zorgconsumptie zelf een legitiem doel van public health, bijvoorbeeld om zorgconsumptie voor voorbijgaande lichte klachten terug te dringen.

De openbare Vektisdata lopen twee jaar achter. Bij het verder ontwikkelen en implementeren van de door ons beschreven methode is het daarom nodig om met actuele data te werken die de instellingen doorlopend aanleveren bij het DIS.

Absolute kosten

De resultaten laten zien dat de absolute kosten van medisch-specialistische en huisartsenzorg regionaal met elkaar samenhangen, maar ongevoelig zijn voor sociaal-economische en demografische variabelen op regioniveau. Kosten zijn vooral sterk leeftijdsafhankelijk en er is weinig (medisch-specialistisch: 4%, huisartsen: 15%) random regiovariatie.

De ggz-kosten gedragen zich anders dan de medisch-specialistische en de huisartsenkosten; ze vertonen een sterker patroon van regionale variatie (28%), die voor bijna 80% is terug te voeren op regionale verschillen in leeftijd, etnische dichtheid, SES-index, statusscore, urbanisatiegraad en PC3-stedelijkheid. Medisch-specialistische en huisartsenkosten hangen regionaal samen. Ggz-kosten blijken echter 'ongevoelig' voor zowel medisch-specialistische als huisartsenkosten.

De bevinding dat ggz-kosten sterker dan – andere – medische kosten verband houden met sociaal-economische variabelen, komt overeen met eerdere meta-analytische bevindingen dat psychische gezondheid sterker is gecorreleerd met subjectieve SES dan somatische gezondheid (Quon & McGrath 2014; Zell e.a. 2018). Het is echter mogelijk dat de sociaal-economische factoren op PC3-niveau niet fijnmazig genoeg zijn om associaties met gemiddelde medisch-specialistische en huisartsenkosten in leeftijd-geslachtsclusters teweeg te brengen. Follow-upanalyse op PC4-niveau is gewenst.

Hoewel het niveau van verklaarde variantie in ggz-modellen – rond de 30% – laag lijkt, kan het als comparatief hoog worden beschouwd. Verklaarde variantie in modellen van gedragswetenschappelijke variabelen is standaard laag (Kerlinger & Pedhazur 1973), maar is desondanks relevant. In een psychiatrische behandeltrial bijvoorbeeld is de variantie die kan worden verklaard door de medicamenteuze behandeling typisch 5-10%, maar dat doet niet af aan het klinische belang van behandeling voor individuele patiënten (McKay e.a. 2006). Bovendien verwachten wij dat met meer gedetailleerde gegevens, bijvoorbeeld op PC4-niveau, de verklaarde variantie zal toenemen.

Relatieve kosten

Van de totaal beschikbare middelen gaat in de ggz meer dan de helft naar intensieve, 'dure' trajecten (55%), meer dan in de medisch-specialistische zorg (43%) of de huisartsenzorg (34%). Dit was onafhankelijk van de *outlier*afkapwaarde. Dit suggereert dat ggz-kosten meer onderhavig zijn aan het effect van de kosten van een relatief kleine groep die relatief veel zorg gebruikt. Dit is een belangrijke constatering die verder onderzoek vereist, omdat hiermee kan worden gestuurd op het percentage van de middelen beschikbaar voor complexe problematiek.

De kosten van de ggz zijn de afgelopen 15 jaar verdriedubbeld, maar de kwaliteit en de verdeling van de psychische zorg zijn niet verbeterd – of zelfs verminderd (Van Sambeek e.a. 2011; Kroon e.a. 2019; Algemene

Rekenkamer 2020). De Nederlandse ggz - en het zorgstelsel waarin het moet opereren, staan voor grote uitdagingen. Er is weliswaar heel veel ggz-activiteit, maar deze komt niet aan bij de mensen die de zorg het meeste nodig hebben (Algemene Rekenkamer 2020). Onder deze paradox schuilt een ingewikkeld probleem dat voortkomt uit een gebrek aan inzicht in, en sturingsmogelijkheden op, de Nederlandse ggz. Sturen op percentages van middelen gebaseerd op outlierafkapwaarden kan hierbij helpen.

Het PC3-niveau outlieraandeel in de zorgkosten, ongeacht type kosten, hangt samen met PC3-niveau SED-factoren (leeftijd, urbanisatiegraad, PC3-stedelijkheid, ervaren ongezondheid, SES-index, statusscore en etnische dichtheid). Bij de ggz nam de variantie verklaard door SED-factoren toe met lagere waarden van de outlierafkapwaarde.

Bij een aantal variabelen was er een omkering van het effect ten opzichte van het model van absolute kosten. Zo was niet jongere, maar juist oudere leeftijd geassocieerd met relatieve ggz-kosten, en was niet hogere, maar lagere etnische dichtheid geassocieerd met relatieve ggz- en medisch-specialistische kosten. Ook opvallend was dat urbanisatiegraad/stedelijkheid negatief was geassocieerd met relatieve medisch-specialistische en huisartsenkosten.

De resultaten suggereren dat SED-factoren een impact kunnen hebben op de prognose van aandoeningen en/of zorgtrajecten, resulterend in meer intensief zorggebruik. Het patroon van associaties is echter complexer dan in het model van absolute kosten - hogere relatieve ggz-kosten waren geassocieerd met hogere leeftijd en minder etnische dichtheid - en vergt derhalve voor duiding meer onderzoek op een fijnmaziger geografisch niveau.

Regionale stuurinformatie voor zorginkoop

De samenhang tussen populatiezorgconsumptie en populatiezorgbehoefte, zoals we in dit artikel beschrijven, kan worden gebruikt als een vorm van regionale 'routine outcome monitoring'. Met regionale reflectietafels kunnen we de lokale 'match' tussen zorgconsumptie en zorgbehoefte op populatieniveau onderling vergelijken en benchmarken. De analyses zijn bruikbaar voor modellen van regionale zorginkoop, volgens het principe van *zo goed mogelijke zorg voor zoveel mogelijk mensen*, gegeven dat zelfs op het relatief grofmazige PC3-niveau 1. absolute ggz-kosten, meer dan medisch-specialistische en huisartsenkosten, een patroon van regionale variatie vertonen dat samenhangt met regionale SED-factoren en 2. relatieve zorgkosten sterk verbonden zijn met regionale SED-factoren, ongeacht het type zorg. Als voorbeeld kan dienen een recente analyse, gebaseerd op de beschreven methode, waarin bleek dat er grote verschillen bestaan tussen het ggz-aanbod in de adherentiegebieden van verschillende zorgverzekeraars in relatie tot de populatiezorgbehoefte (Van Os 2020).

- Het adherentiegebied van het Zilveren Kruis viel op

vanwege de sterke relatie tussen ggz-zorgkosten en psychofarmacagebruik in de populatie, hetgeen duidt op mogelijke medicalisering van psychisch lijden. Ook viel Zilveren Kruis op doordat ggz-zorgkosten het minst waren geassocieerd in de verwachte richting met de demografische parameters van leeftijd en geslacht.

- Bij CZ was de relatie tussen ggz-zorgkosten en sociaal-economische indicatoren van zorgbehoefte het zwakst, hetgeen duidt op mogelijke ondoelmatigheid. Daarbij bleef de fractie van de zorgkosten voor intensieve zorgtrajecten achter.
- VGZ had het zwakste niveau van coherentie tussen ggz-kosten en kosten van wmo-zorg en medisch-specialistische zorg, een indicator van mogelijke ondoelmatigheid.
- Menzis had het gunstigste ecologische kwaliteitsprofiel, vanuit het gehanteerde kwaliteitsperspectief van de burger (Van Os 2020).

Ggz als public health

De resultaten bevestigen de suggestie dat publieke ggz meer aandacht verdient (Wahlbeck 2015). Immers, de analyses laten zien dat SED-factoren en ggz-zorggebruik met elkaar geassocieerd zijn, in zowel absolute als relatieve zin. Sociaal-economische interventies, zoals we beschreven in de introductie, kunnen dus in potentie het patroon van zorgconsumptie veranderen.

Hoewel deze analyse niet direct informatie geeft over specifieke interventies – variabelen zoals ‘etnische dichtheid’, ‘PC3-stedelijkheid’ of ‘SES-index’ zijn geen targets voor interventies, suggereren de resultaten dat onderzoek naar modificeerbare variabelen hieronder (discriminatie, informatiegebrek, acculturatieproblematiek, ongelijkheid in de toegang tot de zorg, sociale conflicten, schuldenbeleid, zwakke sociale netwerken en vele andere remedieerbare risicofactoren) urgent gewenst is, zeker gegeven het feit dat tot heden hier weinig in werd geïnvesteerd (Wykes e.a. 2015).

Daarnaast hebben SED-factoren een impact op het aandeel in de kosten veroorzaakt door intensieve zorgtrajecten in de regio, ongeacht het type zorg. Publieke maatregelen kunnen dus in potentie zowel hoeveelheid als intensiteit van ggz-zorggebruik beïnvloeden.

LITERATUUR

Algemene Rekenkamer. Geen plek voor grote problemen: Aanpak van wachttijden in de specialistische ggz. Den Haag: Algemene Rekenkamer; 2020.

Bijl RV, Ravelli A, van Zessen G. Prevalence of psychiatric disorder in the general population: results of the Netherlands Mental Health Survey and Incidence Study (NEMESIS). *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 1998; 33: 587-95.

Boerema AM, Ten Have M, Kleiboer A, de Graaf R, Nuyen J, Cuijpers P, e.a. Demographic and need factors of early, delayed and no mental health care use in major depression: a prospective study. *BMC Psychiatry* 2017; 17: 367.

de Graaf R, Ten Have M, van Gool C, van Dorsselaer S. Prevalentie van psychische aandoeningen en trends van 1996 tot 2009; resultaten van NEMESIS-2. *Tijdschr Psychiatr* 2012; 54: 27-38.

Kerlinger FN, Pedhazur EJ. Multiple regression in behavioral research. New York: Holt, Rinehart and Winston; 1973.

Kroon H, Michon H, Knispel A, van Erp N, Hulsbosch L, de Lange A, e.a. Landelijke Monitor Ambulantisering en Hervorming Langdurige GGZ 2019. Utrecht: Trimbos-instituut; 2019.

Lancet. What can public health do for mental health? *Lancet* 2016; 387: 2576.

Leue C, van Os J, Neeleman J, de Graaf R, Vollebergh W, Stockbrugger RW. Bidirectional associations between depression/anxiety and bowel disease in a population based cohort. *J Epidemiol Community Health* 2005; 59: 434.

Lindert J, Bilsen J, Jakubauskiene M. Public mental health. *Eur J Public Health* 2017; 27: 32-5.

Lokar K, Zagar T, Zadnik V. Estimation of the ecological fallacy in the geographical analysis of the association of socio-economic deprivation and cancer incidence. *Int J Environ Res Public Health* 2019; 16: 296.

MacRae K. Socioeconomic deprivation and health and the ecological fallacy. *BMJ* 1994; 309: 1478-9.

McKay KM, Imel ZE, Wampold BE. Psychiatrist effects in the psychopharmacological treatment of depression. *J Affect Disord* 2006; 92: 287-90.

Murray CJ, Vos T, Lozano R, Naghavi M, Flaxman AD, Michaud C, e.a. Disability-adjusted life years (DALYs) for 291 diseases and injuries in 21 regions, 1990-2010: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2010. *Lancet* 2012; 380: 2197-223.

Ohrnberger J, Fichera E, Sutton M. The relationship between physical and mental health: A mediation analysis. *Soc Sci Med* 2017; 195: 42-9.

Peen J, Dekker J. Is urbanicity an environmental risk-factor for psychiatric disorders? *Lancet* 2004; 363: 2012-3.

Quon EC, McGrath JJ. Subjective socioeconomic status and adolescent health: a meta-analysis. *Health Psychol* 2014; 33: 433-47.

RIVM/Ministerie van VWS. Volksgezondheid Toekomst Verkenning 2018. Een gezond vooruitzicht. Bilthoven: RIVM; 2018.

Robinson WS. Ecological correlations and the behavior of individuals. *Int J Epidemiol* 2009; 38: 337-41.

Selten JP, Cantor-Graae E, Slaets J, Kahn RS. Odegaard's selection hypothesis revisited: schizophrenia in Surinamese immigrants to The Netherlands. *Am J Psychiatry* 2002; 159: 669-71.

ten Have M, Vollebergh W, Bijl R, Nolen WA. Bipolar disorder in the general population in The Netherlands (prevalence, consequences and care utilisation): results from The Netherlands Mental Health Survey and Incidence Study (NEMESIS). *J Affect Disord* 2002; 68: 203-13.

ten Have M, Vollebergh W, Bijl RV, de Graaf R. Predictors of incident care service utilisation for mental health problems in the Dutch general population. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2001; 36: 141-9.

van Os J. Variatie in ggz-kosten en zorgbehoefte in de populatie: op weg naar evidence-based zorginkoop? *Tijdschr Psychiatr*. 2019; 61: 617-25.

Van Os J. Van Routine Outcome naar Routine Omgeving Monitoring: Een nieuwe methode om verzekeraars en ggz te helpen met focus en doelmatigheid. Utrecht: UMC Utrecht; 2020. <https://www.stopbenchmark.nl/wp-content/uploads/2020/08/Rapport-UMC Utrecht-Doelmatigheid-ggz-Inkoopvariatie.pdf>

Van Sambeek N, Tonkens E, Bröer C. Sluipend kwaliteitsverlies in de geestelijke gezondheidszorg. Professionals over de gevolgen van marktwerking. Beleid en Maatschappij 2011; 38: 47-64.

Wahlbeck K. Public mental health: the time is ripe for translation of evidence into practice. *World Psychiatry* 2015; 14: 36-42.

Weich S. Prevention of the common mental disorders: a public health perspective [editorial]. *Psychol Med*. 1997; 27: 757-64.

Wykes T, Haro JM, Belli SR, Obradors-Tarrago C, Arango C, Ayuso-Mateos JL, e.a. Mental health research priorities for Europe. *Lancet Psychiatry* 2015; 2: 1036-42.

Zell E, Strickhouser JE, Krizan Z. Subjective social status and health: A meta-analysis of community and society ladders. *Health Psychol* 2018; 37: 979-87.