



WOR 1312

Onderzoek risicoverevening 2026 ggz-model deel I

Rapport in opdracht van het ministerie van Volksgezondheid, Welzijn en Sport

Eindrapportage

Amsterdam, 19 juni 2026

Inhoudsopgave

Samenvatting	3
1 Inleiding	6
2 Grondslag	7
2.1 Literatuuronderzoek	7
2.2 Uitkomsten analyses ggz-gebruik	11
3 ZPM-gegevens	37
3.1 Definieren van variabelen o.b.v. ZPM-declaraties	37
3.2 Onderzoeken relatie met vervolgcosten	39
3.3 Toepassen exclusiecriteria	40
4 Morbiditeitskenmerk	42
4.1 Random Forest	42
4.2 Beslisboom	49
4.3 Modelvarianten	52
5 Nieuwe schattingsmethode: twee- en vierstapsregressie	63
5.1 Inleiding	63
5.2 Literatuur en eerder onderzoek	63
5.3 Modelvarianten	65
5.4 Uitkomsten	67
5.5 Conclusies	77
6 Aanbevelingen	78
Referenties	79
Appendix	80
A. Patronen van zorggebruik	80
B. Relatie ZPM-variabelen met vervolgcosten	90
C. Patronen van zorggebruik	101
D. Normbedragen modelvarianten	102
E. Twee- en vierstapsmodellen	106
F. EPA-inzichten	119

Samenvatting

Dit rapport beschrijft het eerste deel van het onderzoek naar de doorontwikkeling van het risicovereveningsmodel voor de geestelijke gezondheidszorg (ggz). De invoering van het Zorgprestatiemodel (ZPM) in 2022 maakt nieuwe, gedetailleerdere declaratiedata beschikbaar en biedt daarmee een kans om het ggz-model inhoudelijk te versterken. Tegelijkertijd is het onzeker of DSM-diagnose-informatie na 2028 nog via declaraties beschikbaar zal zijn die in het huidige morbiditeitskenmerk (DKG-ggz) gebruikt worden. Herontwerp van dit kenmerk is daarmee noodzakelijk én gewenst.

Het ggz-model kent daarnaast een structureel probleem: de verevenende werking is onvoldoende, waardoor verzekeraars worden ondergecompenseerd voor ggz-gebruikers (met name met hoge kosten) en overgecompenseerd voor niet-gebruikers. Dit creëert financiële prikkels voor risicoselectie en ondermijnt het systeem van gereguleerde marktwerking – een knelpunt dat ook in het Interdepartementaal Beleidsonderzoek "Uit balans"(2025) nadrukkelijk is benoemd. Dit onderzoek richt zich op meerdere sporen om dit te adresseren: de verkenning van nieuwe databronnen (jeugdzorgdata en poh-ggz-data), de ontwikkeling van een nieuw morbiditeitskenmerk op basis van ZPM-data, en een verkenning van twee- en vierstapsregressie als alternatieve schattingsmethode.

Grondslag en alternatieve databronnen

Op basis van analyses is onderzocht of alternatieve databronnen meerwaarde bieden voor het model. Voor 18- en 19-jarigen met een jeugdzorgverleden is de prevalentie van ggz-gebruik beduidend hoger dan bij leeftijdsgenoten zonder dat verleden, en zijn de gemiddelde kosten per gebruiker hoger. De verbanden zijn inhoudelijk betekenisvol, maar de groep is relatief klein (200.000 verzekerden, waarvan zo'n 16.000 ggz gebruiken). De verwachte impact op de totale verevenende werking is daarmee beperkt en afhankelijk van hoe scheef deze groep over verzekeraars is verdeeld. Daarbij is het ontsluiten van de data complex, omdat dit door alle gemeenten aangeleverd moet worden.

Het gebruik van poh-ggz (praktijkondersteuner huisartsenzorg ggz) is interessant om te voorspellen of iemand ggz gaat gebruiken: de kans op ggz-gebruik is vijfmaal groter als iemand in het voorgaande jaar gebruik heeft gemaakt van poh-ggz. Echter, de poh-ggz-data in de huidige vorm is niet geschikt voor de risicoverevening. Geen van beide databronnen wordt aanbevolen voor directe opname in het vereveningsmodel.

Nieuw morbiditeitskenmerk op basis van ZPM-data

Via een Random Forest-model zijn de meest voorspellende ZPM-variabelen geïdentificeerd. De negen geselecteerde variabelen hebben betrekking op consulturen, verblijfsdagen, maximale setting en zorgmachtiging. Op basis hiervan zijn drie beslisboomvarianten uitgewerkt en beoordeeld:

- **Eenvoudig kenmerk** – een minder diepe boom met veertien klassen. Scoort het best op complexiteit, stabiliteit en doelmatigheidsprikkel; verevenende werking iets minder sterk.
- **Complex kenmerk** - een diepere boom met meer klassen en meer differentiatie. Laat de sterkste verbetering zien op verevenende werking, maar kent de hoogste gamingrisico's en grootste complexiteit.
- **Gesplitst kenmerk** - aparte bomen voor verblijfs- en consultgerelateerde variabelen. De normbedragen van dit

model zijn lastig interpreteerbaar, omdat interactie-effecten tussen verblijf en consult niet worden meegenomen.

Alle drie de varianten presteren beter dan uitgangsmodel M0 op de verevenende werking, maar lossen het structurele ondercompensatieprobleem niet volledig op: ook bij de meest complexe variant blijft een sterk negatief vereveningsresultaat bestaan voor de groepen met de hoogste kosten. Een belangrijk aandachtspunt in alle varianten is het criterium "laatste consult in december": dit heeft een grote invloed op de normbedragen en creëert een expliciete prikkel tot gaming. Dit criterium kan in de huidige vorm niet worden opgenomen en vereist nadere uitwerking.

Twee- en vierstapsregressie

Tweestapsregressie – waarbij in een eerste stap de kans op ggz-kosten wordt geschat via logistische regressie en in een tweede stap de hoogte van de kosten – leidt tot een beperkte verbetering van de verevenende werking op individueel niveau. Op polisniveau treedt echter een verslechtering op: de overcompensatie van verzekerden met maximaal eigen risico of lage premies neemt toe, doordat het logistische model de kans op kosten voor deze groep overschat. Vierstapsmodellen – met een extra uitsplitsing naar hoge-kostengroep of EPA-definitie – bieden slechts marginale meerwaarde ten opzichte van het tweestapsmodel.

Tweestaps- en vierstapsregressie worden op dit moment niet aanbevolen. De beperkte winst op individueel niveau weegt niet op tegen de verslechtering op polisniveau, de toegenomen complexiteit in de uitvoering en de onduidelijkheden rond de toepassing van gebruikelijke ex-post maatregelen.

Aanbevelingen voor deel II

De aanbevelingen voor deel II van het onderzoek bevatten twee hoofdthema's: aanbevelingen voor het nieuwe morbiditeitscriterium en aanbevelingen voor het ggz-model in het algemeen.

Specifiek kijkend naar het nieuwe morbiditeitscriterium hebben we de onderstaande aanbevelingen voor het vervolgonderzoek.

- **Keuze model:** we raden aan om het gesplitste model niet verder te onderzoeken, omdat de normbedragen van dit model lastig interpreteerbaar zijn. De keuze tussen het eenvoudige en complexe model is nog niet te maken. Daarvoor is het van belang eerst de andere aanbevelingen te onderzoeken. Het is ook mogelijk om een tussenvariant te nemen (waarbij je meer klassen hebt dan het eenvoudige model en minder dan het complexe model).
- **Criterium 'laatste consult in december':** dit criterium introduceert een sterke prikkel tot gaming en heeft een grote invloed op de normbedragen in alle drie de varianten. Wij zijn van mening dat dit criterium op deze manier niet meegenomen kan worden. Onderzocht moet worden hoe de negatieve doelmatigheidsprikkel verminderd kan worden en welke impact dat heeft op de verevenende werking¹.
- **Laagste normbedrag:** het laagste normbedrag van zowel het gesplitste model (1.639 euro) als het eenvoudige model (1.540 euro) is hoog. Dit geeft een sterke volumeprikkel. Onderzocht moet worden of het nuttig is om een

¹Bijvoorbeeld door te kijken naar tenminste 1 consult in december van tenminste 30 minuten én minstens 1 consult in de maanden daarvoor of tenminste 1 consult in december en x euro aan declaraties in jaar t-1.

'tussenklasse' toe te voegen om het eerste normbedrag te verlagen. Dit kan 'handmatig' toegevoegd worden aan de beslisboom.

- **Betrouwbaarheid groepsconsultdata:** het aandeel groepsconsulten ten opzichte van de totale consultduur bleek een voorspellende variabele in het Random Forest-model. Later is echter gebleken dat deze data niet voldoende betrouwbaar zijn, waardoor de variabele is afgevallen. Buiten dit onderzoek wordt de komende maanden nader onderzocht of en hoe de betrouwbaarheid van deze data verbeterd kan worden.
- **De meerwaarde van DSM-informatie:** tijdens dit onderzoek was onzeker of DSM-informatie beschikbaar zou blijven, waardoor deze buiten beschouwing is gelaten bij het vormgeven van het kenmerk. Nu deze informatie naar verwachting toch beschikbaar blijft, is het waardevol te onderzoeken of en hoe DSM-informatie de voorspelkracht van het kenmerk kan versterken.
- **Stabiliteit:** de stabiliteit van de normbedragen over meerdere jaren moet worden onderzocht. De huidige analyses zijn gebaseerd op slechts één datajaar, waardoor nog geen volledig oordeel over stabiliteit mogelijk is.
- **Grenswaarde aantal verblijfsdagen:** de eerste splitsing in het aantal verblijfsdagen ligt op 10 dagen, een relatief lage grenswaarde die is bepaald op basis van de beste verevenende werking. Mogelijk moet deze grenswaarde hoger met het oog op prikkelwerking. Er moet onderzocht worden wat de verhoging van deze grenswaarde doet met de verevenende werking. Het grootste deel van de begeleidingscommissie vond deze drempelwaarde overigens redelijk, mede omdat opname een significante drempel vormt die moeilijk te beïnvloeden is.
- **ZVT-data:** op basis van de interviews met brancheverenigingen, verzekeraars en medisch-inhoudelijk deskundigen kwam naar voren dat de zorgvraagtypering (ZVT) op dit moment niet betrouwbaar wordt geacht. Echter, dit is uitgevoerd op basis van data 2023, waar nog een leereffect in zit. Mogelijk geeft het gebruik van nieuwere gegevens een ander beeld. Daarbij is mogelijk de interactie tussen DSM en ZVT interessant.
- **Gebruik EPA-definitie:** in dit onderzoek hebben we relatief laat de EPA-data ontvangen (deze was niet eerder beschikbaar), waardoor we deze niet mee hebben kunnen nemen in dit deel van het onderzoek. Het is mogelijk een (gedeeltelijke) interessante afbakening van een subgroep die gebruikt kan worden in het vormen van het modelkenmerk, of in het beoordelingskader waarmee de modellen getoetst worden.

We verwachten dat de structurele ondercompensatie van zware ggz-gebruikers ook met de aanpassingen vanuit bovenstaande aanbevelingen blijft bestaan. Dit ligt aan de fluctuerende aard van ggz-gebruik (zoals ook gebleken uit eerder onderzoek en de analyses uit hoofdstuk 2). Daarbij concluderen we op basis van hoofdstuk 5 dat ook de inzet van twee- of vierstapsregressie dit niet zullen oplossen. Daarom bevelen we aan om te kijken naar andere maatregelen. Mogelijke opties zijn gevalsnormering, of een aanpassing aan de drempelwaarde van de hogekostencompensatie.

1 Inleiding

Binnen het Nederlandse risicovereveningssysteem ontvangen zorgverzekeraars een ex-ante vereveningsbijdrage die is gebaseerd op het gezondheidsprofiel van hun verzekerdenportefeuille. Het doel van dit systeem is om, met behoud van prikkels voor doelmatige zorginkoop, a) een gelijk speelveld tussen verzekeraars te waarborgen en b) risicoselectie tegen te gaan. Idealiter reduceert het risicovereveningsstelsel de kostenverschillen tussen verzekeraars zodanig dat alleen verschillen als gevolg van inkoopbeleid resteren. Het risicovereveningssysteem bestaat uit drie afzonderlijke modellen: voor de somatische zorg, de geestelijke gezondheidszorg (ggz) en de kosten onder het verplicht eigen risico.

De invoering van het zorgprestatie-model (ZPM) in 2022 biedt belangrijke kansen voor de doorontwikkeling van het risicovereveningsmodel voor de geestelijke gezondheidszorg (hierna: ggz-model). Door het ZPM is nieuwe, gedetailleerdere informatie beschikbaar gekomen over de geleverde zorgprestaties die onder de oude DBC-systematiek niet uit declaraties kon worden afgeleid. Deze nieuwe informatiestroom biedt mogelijkheden om het ggz-model inhoudelijk te versterken, door deze nieuwe informatie mee te nemen in het morbiditeitskenmerk. Uiterlijk in 2028 dient een vernieuwd ggz-model operationeel te zijn dat volledig is afgestemd op de nieuwe informatiestroom vanuit het ZPM. In dit kader is het relevant dat het huidige morbiditeitskenmerk, de DKG-ggz (hierna: DKG), grotendeels steunt op DSM-hoofdgroepinformatie. Omdat het onzeker is of deze diagnose-informatie vanaf 2028 nog beschikbaar zal zijn op declaraties, is herontwerp van dit morbiditeitskenmerk noodzakelijk. Deze noodzaak sluit echter goed aan bij de bredere ambitie om het ggz-model te vernieuwen en te verbeteren op basis van de nieuwe ZPM-informatie.

Naast het opnieuw vormgeven van het huidige DKG-kenmerk o.b.v. ZPM-data, kent het ggz-model een fundamentele uitdaging: het huidige model presteert beperkt in het voorspellen van verwachte ggz-zorgkosten. Hierdoor functioneert de risicoverevening niet optimaal en worden verzekeraars structureel ondergecompenseerd voor ggz-zorggebruikers en overgecompenseerd voor niet-gebruikers. Deze ondercompensatie geldt voor alle ggz-gebruikers, maar neemt toe naarmate de zorg ernstiger of complexer is. Dit leidt tot een financiële prikkel voor verzekeraars om geen aantrekkelijke polissen aan te bieden voor (potentiële) ggz-gebruikers, met alle ongewenste maatschappelijke gevolgen van dien. Ook in het recent gepubliceerde interdepartementaal beleidsonderzoek (IBO mentale gezondheid en ggz, 2025), getiteld 'Uit balans', wordt het gebrek aan adequate risicoverevening binnen de ggz aangekaart als substantieel probleem, dat het huidige stelsel van gereguleerde marktwerking ondergraaft.

Aan deze suboptimale prestaties liggen meerdere oorzaken ten grondslag. Ggz-kosten zijn sterk scheef verdeeld: een klein deel van de populatie is verantwoordelijk voor een groot deel van de totale kosten, terwijl een groot deel geen ggz-kosten maakt. Veel schattingsmodellen hebben moeite met zo'n verdeling. Daarnaast zijn ggz-kosten weinig stabiel over de tijd; jaren met hoge kosten kunnen worden gevolgd door jaren zonder kosten, wat voorspelling inherent complex maakt. In het somatische risicovereveningsmodel, dat beter presteert, spelen deze problemen in veel mindere mate.

Gegeven deze context is aanvullend onderzoek naar het ggz-model wenselijk. In dit onderzoek kijken we enerzijds naar een nieuw morbiditeitskenmerk gebaseerd op ZPM-gegevens om het huidige DKG-kenmerk te vervangen en anderzijds meer fundamenteel naar mogelijke verbeteringen van het ggz-model, met als doel het verevenend vermogen te vergroten.

2 Grondslag

2.1 Literatuuronderzoek

Hoewel er minder onderzoek is gedaan naar het ggz-model dan naar het somatische model, is er al veel bekend over het gebruik van ggz, ZPM-data en de relatie tot zorgkosten en potentiële modelverbeteringen voor het ggz-model. In deze sectie is daarom een overzicht opgenomen van relevant reeds uitgevoerd onderzoek. Wij hanteren hierbij de volgende indeling: 1) zorggebruik in de ggz, 2) het ZPM en modelkenmerken o.b.v. ZPM-data en 3) potentiële modelaanpassingen. Hieronder geven wij voor ieder van deze drie onderwerpen een samenvatting van eerdere bevindingen.

2.1.1 Ggz-zorggebruik

Uit de literatuur blijkt dat het zorggebruik binnen de ggz sterk varieert tussen verschillende diagnosegroepen. Zo blijkt dat meerjarig zorggebruik met name hoog is bij aandoeningen als schizofrenie en bipolaire stoornissen, terwijl dit bij verslavingen en eetstoornissen lager ligt (WOR 1255, 2025). Van de personen die behandeld werden voor een eetstoornis in 2021, werd 64% hier ook al voor behandeld in 2020 en 28% in 2019. Van de personen die behandeld werden voor schizofrenie in 2021, werd 88% hier ook al voor behandeld in 2020 en 74% in 2019. Voor een bipolaire stoornis zijn deze percentages vergelijkbaar. Uit dit rapport blijkt ook dat voor zowel schizofrenie als bipolaire stoornissen geldt dat deze over het algemeen hoge kosten met zich meebrengen.

In het algemeen geldt dat ggz-zorggebruik voor een grote groep personen niet structureel is; de kosten fluctueren sterk over de jaren (WOR 958, 2019). Hierdoor blijft een (substantieel) deel van de ggz-gebruikers lastig te voorspellen, vooral als zij in eerdere jaren geen ggz gebruikten. Maar ook voor verzekerden die in eerdere jaren wel al ggz ontvingen blijft zorgverloop grillig en lastig te voorspellen: zo blijkt bijvoorbeeld dat een groot deel van de verzekerden die structureel ondergecompenseerd worden al ingedeeld zijn in een farmaciekostengroep (FKG), DKG of meerjarig hoge kosten (MHK) in het ggz-model (WOR 1060, 2021). Zelfs de verzekerden met extreem hoge kosten zijn lastig te voorspellen. Het combineren van kenmerken om extreem dure verzekerden te identificeren zou waarschijnlijk weinig opleveren: de meest voorkomende combinatie van morbiditeitskenmerken is het hebben van geen morbiditeitskenmerken. Voor de groep extreem dure verzekerden zijn (ook de maximale) normkosten niet toereikend, wat resulteert in een forse ondercompensatie (WOR 958, 2019).

Het ggz-gebruik begint voor een deel van de personen bij de POH-ggz of veelvuldig huisartsenbezoek: huisartsconsulten, en dan vooral POH-ggz-consulten, zijn voorspellend voor ggz-gebruik, maar de beperkte beschikbaarheid van deze data vormt een belemmering voor brede toepassing (WOR 1060, 2021). Voor 18-jarigen kan het zorggebruik gestart zijn in de jeugd-ggz, die niet vanuit de Zvw wordt gefinancierd. Om deze reden kan het van toegevoegde waarde zijn om jeugdzorgdata te gebruiken voor het voorspellen van zorggebruik voor 18- en 19-jarigen.

2.1.2 Het ZPM en modelkenmerken o.b.v. ZPM-data

Het Zorgprestatie-model is sinds januari 2022 het uniforme bekostigingssysteem voor de gehele ggz en forensische zorg (fz). Het ZPM verschilt sterk van de oude bekostigingssystematiek. Voorheen kende de ggz aparte bekostigingsstructuren: de basis-ggz op basis van geschatte behandelduur, de specialistische ggz via diagnose-behandelcombinaties (DBC's), de langdurige ggz via zorgzwaartepakketten (ZZP's) en de fz via diagnose-behandel-beveiligingscombinaties (DBBC's). Binnen het ZPM geldt één uniforme financieringssysteem voor alle vier de sectoren, waarbij gebruik wordt gemaakt van losse zorgprestaties per contactmoment of tijdseenheid. Hierdoor zijn de kosten van zorg snel inzichtelijk. WOR 1090, 2022 beschrijft de verschillen tussen de oude bekostiging en de ZPM-bekostiging.

Een overzicht van de prestatietypes en de onderliggende kenmerken van het ZPM staan in 3.10. In WOR 1255 is gekeken naar deze kenmerken, en beschreven welke naar verwachting (mogelijk) geschikt zijn om ggz-kosten² te voorspellen. In het kort zijn dat:

- **Zorgvraagtypering.** Dit is een gestructureerd beoordelingsinstrument waarmee de regiebehandelaar, op basis van de HoNOS+-vragenlijst en klinische indruk, een momentopname maakt van ernst, duur en risico van de problematiek van een cliënt.
- **Type behandelaar.** Dit gaat over de beroepscategorie waarin de behandelaar valt.
- **Setting.** Dit gaat over de specifieke zorgomgeving waarin de zorg verleend wordt, bijvoorbeeld ambulant, klinisch of outreachend. Dit geldt ook voor de beveiligde (fz) settings.
- **Verzorgingsgraad van een verblijfsdag.** Dit gaat over het zorgniveau van een verblijfsdag en loopt van licht tot zeer intensief. Dit wordt ook voor acute verblijfsdagen geregistreerd (daar loopt het van gemiddeld tot zeer intensief).

Daarnaast zijn er in WOR 1255 ook combinaties van kenmerken aangeduid als mogelijk interessant, waaronder combinaties met setting, crisisgevoeligheid en acute zorg, en een chronisch en complex beloop.

2.1.3 Modelaanpassingen

Modelaanpassingen aan het risicovereveningsmodel voor de ggz kunnen mogelijk de voorspelkracht van dit model verbeteren. Aanpassingen aan het ggz-model kunnen ruwweg opgedeeld worden in drie categorieën:

- *Nieuwe kenmerken* kunnen worden toegevoegd aan het ggz-model, bijv. meerjarige/levenslange kenmerken, kenmerken gebaseerd op jeugd-ggz-data of kenmerken uit het somatische model.
- *Bestaande kenmerken* kunnen worden gecombineerd, bijv. een interactie tussen het MHK-, het FKG- en het nieuwe morbiditeitskenmerk.
- De *schattingmethode* kan gewijzigd worden, bijv. door een methode te kiezen die beter aansluit bij het soort zeer scheef verdeelde uitkomstdata met veel nullen dan de huidige methode.

Hieronder bespreken wij reeds bestaande inzichten uit de literatuur over deze drie opties in meer detail.

²Onder ggz-kosten verstaan we de kosten die meegenomen worden in het ggz-risicovereveningsmodel. Dit zijn enkel de kosten voor behandeling binnen de ggz, dus exclusief medicatiekosten en poh-ggz-kosten.

Toevoegen nieuwe kenmerken

Twee nieuwe databronnen die reeds in 2.1.1 naar voren kwamen zijn jeugdzorgdata voor 18- en 19-jarigen en POH-ggz-consulten. Een ander kenmerk dat een voorspeller is voor verhoogd ggz-gebruik, is het hebben van schulden (Roos et al., 2021). Dit wordt dit jaar in een apart WOR-onderzoek onderzocht.

Er blijkt vanuit de literatuur samenhang tussen somatische en psychische klachten. Alhoewel het merendeel van de ggz-ondergecompenseerden niet wordt ondergecompenseerd in het somatische model (en andersom) (WOR 1060, 2021), is het toevoegen van somatische kenmerken aan het ggz-model mogelijk interessant. Een vergaande variant hiervan - het combineren van alle ggz- en somatische kenmerken in een model is onderzocht door Van Tilburg, 2025. De voorspelkracht van het model verbeterde licht, maar dit gecombineerde model bleek ook complexer.

Combineren bestaande kenmerken In eerder onderzoek is gekeken naar interactiekenmerken in het ggz-model (WOR 1060, 2021). Hieruit kwamen 7 interactiekenmerken die leiden tot meer dan 50 euro ondercompensatie per verzekerde en meer dan 10 miljoen ondercompensatie op macroniveau (met een totaal bereik van 104 miljoen euro ondercompensatie). De twee grootste interactiekenmerken qua totale ondercompensatie waren PPA-kenmerk eenpersoonshuishouden 18-69 in combinatie met het MHK-kenmerk 1x in 3 jaar in top 98,5% en SES-kenmerk zeer laag 18-69 jaar in combinatie met het MHK-kenmerk 1x in 3 jaar in top 98,5%.

Wijzigen schattingsmethode

Het schatten van verwachte ggz-kosten is vanuit methodologisch perspectief uitdagend omdat de verdeling van ggz-kosten zeer scheef verdeeld is en een groot deel van de populatie in een gegeven jaar helemaal geen kosten maakt. Het huidige ggz-model wordt geschat met een lineair regressiemodel, met als aanvullende voorwaarde dat de normatieve kosten van ieder individu niet negatief mogen zijn. Vanuit methodologisch oogpunt is dit geen optimale schattingsmethode voor dit type data: lineaire regressie berust op enkele belangrijke aannames, waarvan er naar verwachting meerdere worden geschonden bij een zeer scheve verdeling met veel nullen (normaliteit van de residuen, homoskedasticiteit, lineariteit). Daarnaast kan een lineair regressiemodel negatieve waarden voorspellen, wat niet logisch is bij een uitkomstvariabele die niet negatief kan zijn, en kan lineaire regressie niet omgaan met veel nullen in de data.

Niet-negatieve zeer scheef verdeelde uitkomstdata met veel nullen komt in veel vakgebieden voor. In de methodologische literatuur wordt over het algemeen aangeraden om voor dit type data een tweestapsmodel te gebruiken (Liu et al., 2019; Neelon et al., 2016): met het eerste model wordt voorspeld óf iemand kosten maakt, en met het tweede model hoeveel. Het eerste model is meestal een logistisch regressiemodel; machine learning-technieken zijn ook mogelijk (bijv. gradient boosting of random forests), maar slechter uitlegbaar. Het tweede model is vaak de meer uitdagende, vanwege de scheve verdeling van de uitkomstvariabele. Dit zorgt voor heteroskedasticiteit. De uitkomstvariabele kan getransformeerd worden, maar dan zijn de modelcoëfficiënten niet meer interpreteerbaar op de originele schaal. Een generalized linear model (GLM) verdient daarom over het algemeen de voorkeur.

Als de verwachting is dat het effect van variabelen niet lineair is, kan ook gekozen worden voor een vierstapsregressie (Liu et al., 2019): na de eerste stap wordt een tweede logistisch regressiemodel gefit om de mensen met lage kosten van degenen met hoge kosten te scheiden. Vervolgens wordt voor deze beide groepen een apart regressiemodel geschat.

Hoewel tweestapsregressie vanuit methodologisch oogpunt dus veel beter past bij de ggz-data dan de huidige schattingsmethode, heeft eerder onderzoek uitgewezen dat tweestapsregressie op de huidige set aan voorspellende variabelen niet beter werkt dan het bestaande lineaire model met een niet-negatief restrictie (Los, 2020). De praktijk lijkt dus op het eerste gezicht in tegenspraak met de theorie. Toch blijkt uit ditzelfde onderzoek ook dat de tweestapsmodellen inderdaad zorgen voor zowel een lagere overcompensatie voor niet-gebruikers als een lagere ondercompensatie voor dure gebruikers. De huidige methode is echter beter in staat om kosten te voorspellen voor een aantal morbiditeit-gedefinieerde subgroepen (DKG, FKG, MHK, en interactie tussen alle drie). Dat tweestapsregressie minder goed presteert dan verwacht, wordt in dit onderzoek geweten aan het feit dat er met de huidige set aan voorspellende variabelen nog veel risicoheterogeneïteit resteert: de voorspelkracht van de huidige set aan voorspellende variabelen is simpelweg niet sterk genoeg. Dit valt overigens niet slechts te wijten aan een mogelijke schending van de lineariteit-aanname van lineaire regressiemodellen, omdat dit onderzoek ook een random forest (RF)-model gebruikte bij stap 2. Een RF-model is niet beperkt tot lineaire verbanden.

Een andere interessante optie om nader te onderzoeken is het gebruik van 'constrained regression' (CR) in het ggz-model. Dit is een schattingstechniek die (net als standaard regressie) schat o.b.v. de kleinste-kwadratenmethode, maar dit doet conditioneel op een of meerdere constraints (voorwaarden). CR wordt sinds 2024 toegepast in het somatische model.

Eerder onderzoek heeft geconcludeerd dat CR als methode goed uitlegbaar is (WOR 1158, 2023). Toepassing in het somatische model leidt tot een duidelijke verbetering van de verevenende werking op het niveau van de constraint (in het somatische model: gezond/ongezond gedefinieerd a.d.h.v. extramurale farmaciekosten). Ook leidt CR tot een betere verevening op verzekeraars- en/of polisniveau. Wel zorgt CR t.o.v. standaard regressie per definitie tot een afname de voorspellende waarde op individu-niveau. De geobserveerde afname in het somatische model is echter zeer gering (WOR 1202, 2024).

Om CR ook in het ggz-model toe te kunnen passen, is het nodig om eerst een constraint te definiëren. Het lijkt logisch om in het ggz-model de parallel te trekken met het somatische model. Dit betekent het definiëren van een constraint op het niveau psychisch gezond/ongezond. Verschillende definities van psychisch (on)gezonder zullen met elkaar moeten worden vergeleken om tot een optimale constraint te komen.

Samengevat lijken zowel CR als meerstapsregressie (twee- dan wel vierstaps) interessante alternatieve schattingsmethoden om nader te onderzoeken. Afgaande op de methodologische literatuur, sluit meerstapsregressie theoretisch het beste aan bij het type uitkomstdata van het ggz-model. De huidige set aan voorspellende variabelen lijkt echter een te lage voorspelkracht te hebben, waardoor tweestapsregressie in de realiteit niet tot significante verbeteringen leidt t.o.v. de huidige schattingsmethode. Met de huidige set aan voorspellende variabelen lijkt het dus niet interessant om het gebruik van meerstapsregressie nader te onderzoeken, maar dit zou kunnen veranderen indien deze set aangepast wordt.

CR functioneert goed in het somatische model en zou eenzelfde werking kunnen hebben in het ggz-model. Dit is echter sterk afhankelijk van de gekozen definitie van de constraint. Het is daarom onzeker of CR ook in het ggz-model tot betere uitkomsten kan leiden. Hier is nog geen onderzoek naar gedaan.

2.2 Uitkomsten analyses ggz-gebruik

Deze sectie bevat een brede verkenning naar ggz-gebruik, kenmerken van ggz-gebruikers en patronen in het zorggebruik. Dit biedt de benodigde context voor de rest van dit rapport en geeft inzicht in welke aanvullende kenmerken het ggz-model zouden kunnen verbeteren. In dit deel ligt de focus breder dan ZPM-data; in het volgende hoofdstuk onderzoeken we specifiek de waarde van ZPM-data voor het risicovereveningsmodel.

Deze sectie richt zich primair op kostenjaar 2023 (OT 2026). Om incidentie en prevalentie te kunnen duiden, wordt ook gebruik gemaakt van kostenjaren 2020–2022 (OT 2023–2025). Daarnaast wordt declaratiedata gebruikt over de jaren 2022–2024, zodat zowel DSM als zorgvraagtypering (ZVT) meegenomen kunnen worden in het identificeren van patronen van zorggebruik. Tot slot inventariseren we ook de mogelijkheden van potentieel nieuwe databronnen (gebruik van jeugdzorg en poh-ggz³).

In deze sectie wordt regelmatig onderscheid gemaakt tussen ggz-gebruikers en niet-gebruikers. Deze categorisering is gebaseerd op of er door een individu ggz-kosten (binnen de Zvw) zijn gemaakt in een bepaald kostenjaar. Het is hierbij belangrijk om in het achterhoofd te houden dat de toegankelijkheid van de ggz onder druk staat. De wachtlijsten zijn lang, met name voor mensen met een complexe hulpvraag of ernstige psychische problematiek (IBO mentale gezondheid en ggz, 2025). Een deel van de groep niet-gebruikers heeft dus naar verwachting wel een zorgvraag, maar is vanwege de wachtlijstproblematiek (nog) niet in zorg. Deze groep blijft uit beeld in deze data.

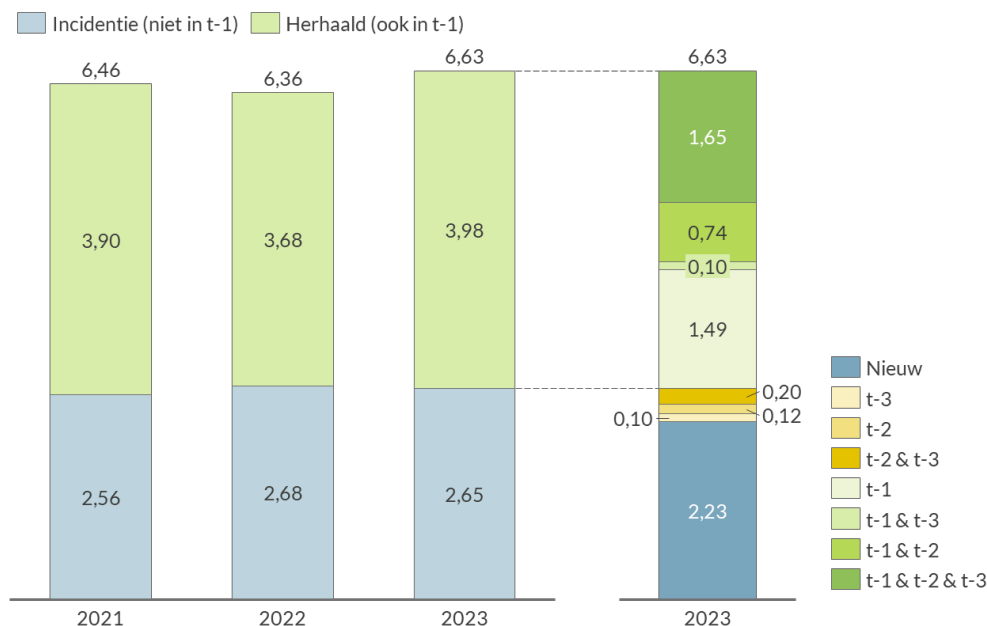
2.2.1 Prevalentie en incidentie ggz-gebruik

In Figuur 2.1 wordt de prevalentie en incidentie weergegeven van ggz-gebruik in kostenjaren 2020–2023. In de drie linkerstaven is incidentie gedefinieerd als ‘geen ggz-gebruik in jaar t-1’. Deze categorie omvat ook de mensen die in jaar t-1 niet in de data voorkwamen, bijvoorbeeld omdat zij nog geen 18 waren of omdat ze dat jaar niet in Nederland woonden. Er is te zien dat in 2023, 6,63% van de bevolking ggz-zorg ontving. 3,98% van de bevolking had ook ggz-kosten in jaar t-1, 2,65% had wel in 2023 ggz-kosten maar niet in 2022. Deze percentages, en de verhouding incidentie/prevalentie, zijn redelijk stabiel over de jaren 2021–2023.

De rechterstaaf van Figuur 2.1 toont een nadere uitsplitsing van kostenjaar 2023. Bij deze staaf is drie jaar teruggekeken. De incidentie kan dus nader worden uitgesplitst. Een klein deel (0,42%) van de 2,65% die in 2023 geen ggz-gebruik had in het voorgaande jaar, heeft wel gebruik gemaakt van de ggz in de jaren 2020 en/of 2021 (t-2 en/of t-3). Ongeveer een op de drie ggz-gebruikers in 2023 (2,23% van 6,63%) heeft geen ggz-kosten gemaakt in de drie voorgaande jaren. Ook de 3,98% met herhaald gebruik in 2023 is nader uitgesplitst in de rechterstaaf: 1,65% maakte gebruik van de ggz in alle

³De poh-ggz is een praktijkondersteuner huisartsenzorg voor de ggz. Een poh-ggz begeleidt en behandelt personen met psychische problemen. Personen met een vermoeden van DSM-stoornis moeten in principe doorverwezen worden naar de curatieve ggz.

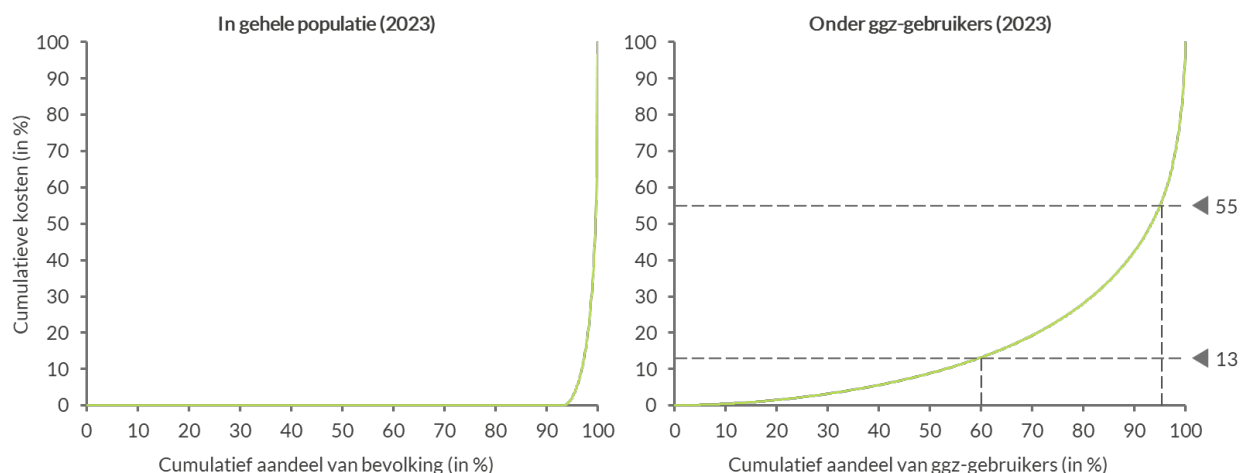
drie voorgaande jaren; 1,49% maakte voor het eerst gebruik van de ggz in t-1.



Figuur 2.1: Prevalentie (in verzekerdenjaren) van ggz-gebruik in kostenjaren 2021–2023, uitgesplitst naar incidentie en herhaald gebruik. In drie meest linkerstaven is de indeling in nieuw/herhaald gebruik gebaseerd op data uit het voorgaande kostenjaar (t-1). In de rechterstaaf is de indeling in nieuw/herhaald gebruik gebaseerd op data uit de drie voorgaande kostenjaren (t-1 t/m t-3), voor kostenjaar 2023

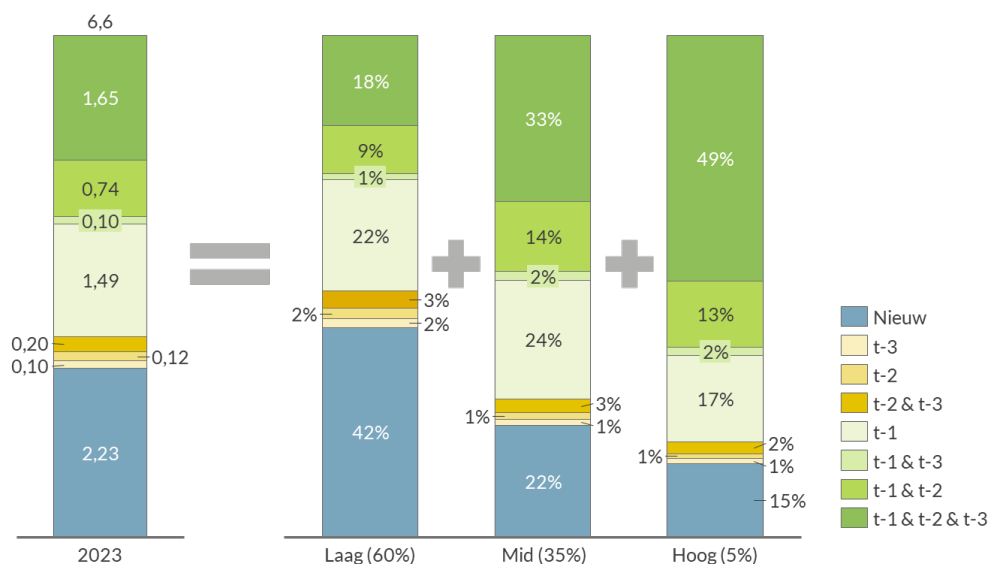
Deze figuur toont dat ook wanneer er drie jaar wordt teruggekeken, er een substantiële groep ggz-gebruikers overblijft die in deze drie voorgaande jaren geen gebruik heeft gemaakt van de ggz. Dit betrof in 2023 een op de drie gebruikers. Ggz-gebruik van deze groep kan dus niet ex-ante voorspeld worden door te kijken naar historisch ggz-gebruik.

Prevalentie en incidentie bieden inzicht in zorggebruik, niet in de geassocieerde kosten. Kosten zijn echter ook van belang, zeker omdat ggz-kosten zeer scheef verdeeld zijn. Figuur 2.2 toont de geordende cumulatieve kosten in de gehele verzekerdenpopulatie (linkerpaneel) en in de groep ggz-gebruikers (rechterpaneel). Het linkerpaneel toont dat 93.3% van de populatie in 2023 geen ggz-kosten maakte. Het rechterpaneel zoomt in op de kostenverdeling bij de 6,6% van de populatie die wel gebruik maakte van ggz in 2023. Hieruit blijkt duidelijk hoe scheef de kosten verdeeld zijn. 60% van de ggz-gebruikers is verantwoordelijk voor slechts 13% van alle ggz-kosten. Gebruikers tot percentiel 95 maken 55% van de kosten. De top-5% hoogste gebruikers (=0,03% van de verzekerden) is daarmee verantwoordelijk voor 45% van alle ggz-kosten.



Figuur 2.2: Cumulatieve ggz-kosten in 2023 naar cumulatief aandeel verzekerdenjaren van de gehele bevolking (linkerpaneel) en van ggz-gebruikers (rechterpaneel), oplopend geordend op kosten

De rechterstaaf van Figuur 2.1 kan worden uitgesplitst naar kostencategorieën. Wij hanteren hiervoor de categorieën zoals aangegeven in het rechterpaneel van deze figuur. Oftewel: kostencategorie 'laag' bevat de onderste 60% van de gebruikers (verantwoordelijk voor 13% van de kosten), kostencategorie 'mid' bevat de gebruikers in kostenpercentiel 60–95 (verantwoordelijk voor 32% van de kosten) en kostencategorie 'hoog' beslaat de top-5% gebruikers met de hoogste kosten (verantwoordelijk voor 45% van de kosten).



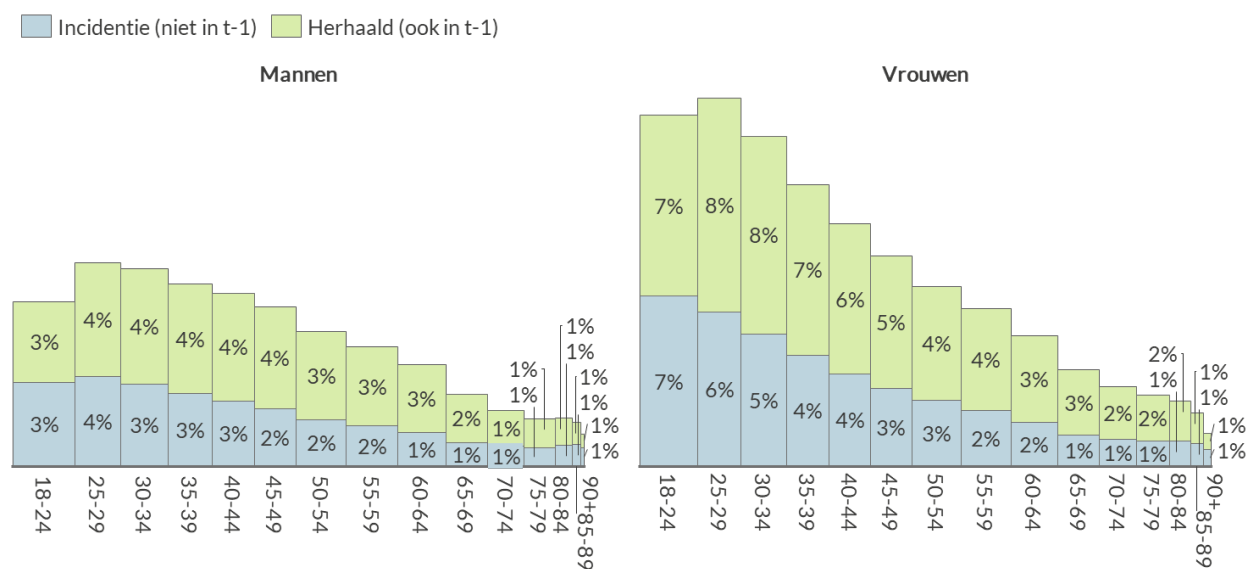
Figuur 2.3: Prevalentie (in verzekerdenjaren) van ggz-gebruik in 2023 in de gehele populatie (linkerstaaf) en uitgesplitst naar kostencategorieën. Indeling nieuw/herhaald gebruik gebaseerd op data uit t-1 t/m t-3

De uitsplitsing van prevalentie en incidentie in 2023 naar kostencategorieën is te vinden in Figuur 2.3. De linkerstaaf toont het gemiddelde voor de gehele verzekerdenpopulatie, zoals ook reeds getoond in Figuur 2.1. De drie rechterstaven

bevatten de uitsplitsing naar de drie bovengenoemde kostencategorieën. Om de relatieve verhoudingen binnen de staven goed met elkaar te kunnen vergelijken, is elke staaf geschaald naar 100%. De figuur toont aan dat van de gebruikers in de hoge kostencategorie ongeveer de helft (49%) ook ggz-kosten had in de afgelopen drie jaar. Slechts 15% van de gebruikers in deze categorie had geen ggz-kosten in de voorgaande drie jaar. Voor de lage kostencategorie is het verhaal juist andersom: 42% van alle gebruikers in deze categorie had geen ggz-kosten in de voorgaande drie jaar; 18% van alle gebruikers had ook kosten in alle drie voorgaande jaren. Dit betekent dus dat mensen met hoge kosten in 2023 veel vaker een historie van ggz-gebruik hebben (in de drie voorgaande jaren) dan mensen met lage kosten. Daarmee is het mogelijk, in tegenstelling tot de bevindingen puur op basis van zorggebruik (2.1, wel van toegevoegde waarde om meerdere jaren aan data te gebruiken in het risicovereveningsmodel.

2.2.2 Kenmerken van herhaalde ggz-gebruikers, nieuwe gebruikers en niet-gebruikers

Het onderzoeken van (verschillen tussen) kenmerken van herhaalde ggz-gebruikers, nieuwe gebruikers en niet-gebruikers is om twee redenen relevant: allereerst om een beter beeld te krijgen van het profiel van ggz-gebruikers en daarnaast om meer inzicht te verkrijgen in welke kenmerken goed in staat zijn om niet-gebruikers van wel-gebruikers te onderscheiden, en dus van waarde zouden kunnen zijn in het ggz-risicovereveningsmodel.



Figuur 2.4: Prevalentie van ggz-gebruik in 2023 (indeling nieuw/herhaald gebruik gebaseerd op data uit t-1) naar leeftijdscategorie en geslacht

Figuur 2.4 toont de prevalentie en incidentie (incidentie ditmaal weer alleen o.b.v. t-1) per leeftijdsgroep, uitgesplitst naar geslacht. De breedte van de staven weerspiegelt de grootte van de leeftijdsgroep. Het is duidelijk zichtbaar dat vrouwen meer gebruik maken van ggz dan mannen, hoewel het verschil afneemt voor de oudere leeftijdsgroepen. Daarnaast is voor zowel vrouwen als mannen te zien dat ggz-gebruik piekt in de leeftijdscategorie 25-29 en daarna afneemt met leeftijd. Voor de leeftijdsgroep 18-24 moet worden opgemerkt dat een deel van de 18-jarige gebruikers die hier gecategoriseerd zijn in de incidentie-groep mogelijk al wel een vorm van jeugd-ggz ontvingen in het voorgaande jaar. De OT-data bevat

echter geen informatie over de jeugd-ggz. Verderop in dit hoofdstuk kijken we naar de toegevoegde waarde van data over jeugd-ggz (in paragraaf 2.2.5).

Tabel 2.1 toont voor de kenmerken sociaal-economische status (SES), aard van inkomen (AVI), farmaceutische kosten groep (FKG), diagnose kosten groep (DKG) en meerjarige hoge kosten (MHK) de uitsplitsing naar niet-gebruikers, nieuwe gebruikers (niet in t-1) en herhaalde gebruikers (ook in t-1) in kostenjaar 2023. Bovengenoemde kenmerken zijn reeds allemaal opgenomen in het ggz-model. De 'Aantal'-kolom toont het aantal personen in een bepaalde klasse van een kenmerk. De drie meest rechterkolommen bevatten percentages: iedere rij somt tot 100%.

Uit de tabel valt af te lezen dat van de mensen met een zeer lage SES, 6,8% valt onder de herhaalde ggz-gebruikers. Dit is beduidend hoger dan bij de andere drie SES-categorieën. Hoewel onder de zeer laag-categorie ook de mensen vallen die door een Wlz-indicatie in een instelling verblijven, blijft het verschil in stand als deze groep wordt geëxcludeerd.

Bij het AVI-kenmerk is te zien dat 13,1% van de mensen met een Inkomensvoorziening Volledig Arbeidsongeschikten (IVA)-uitkering, 19,2% van de overige arbeidsongeschikten en 16,2% van de bijstandsgerechtigden in 2023 ggz-zorg ontving. Ook valt op dat 11,7% van de studenten in dit jaar ggz-zorg ontving. Alleen in de groepen 70+, zelfstandigen en de referentiegroep is het aandeel niet-gebruikers hoger dan dat in de gehele populatie.

Tabel 2.2 toont alle unieke interacties tussen de kenmerken $FKG > 0$, $DKG > 0$ en $MHK > 0$. Uit de interacties valt af te leiden dat van de mensen met een FKG én een DKG groter dan 0, ruim driekwart (75,7%) valt in de herhaalde gebruikers-categorie. Het additioneel toevoegen van $MHK > 0$ als kenmerk in deze interactie voegt maar in beperkte mate extra informatie toe.

Tabel 2.1: Verdeling van kenmerken SES, AVI, FKG en MHK naar niet-ggz-gebruikers, nieuwe gebruikers en herhaalde gebruikers in kostenjaar 2023. Indeling nieuw/herhaald is gebaseerd op data uit t-1. Categorieën zijn wederzijds exclusief en gezamenlijk compleet voor alle kenmerken behalve FKG (individueen kunnen in meerdere FKG-klassen ingedeeld zijn.) Aantallen zijn weergegeven in verzekerdenjaren

	Aantal	Niet-gebruikers (93,4%)	Nieuwe gebruikers (2,6%)	Herhaalde gebruikers (4,0%)
SES	(x1.000)	(%)	(%)	(%)
Hoog	4.136	95,1	2,2	2,7
Midden	4.141	93,2	2,8	4,0
Laag	2.759	94,4	2,5	3,1
Zeer laag	3.129	89,8	3,4	6,8
AVI	(x1.000)	(%)	(%)	(%)
70+	2.591	97,7	0,9	1,4
IVA	172	86,9	2,6	10,5
AO excl. IVA	698	80,8	3,7	15,5
Bijstandsgerechtigden	484	83,8	4,2	12,0
Studenten	668	88,3	5,2	6,5
Zelfstandigen	1.376	94,8	2,4	2,8
Hoogopgeleiden	968	90,8	4,1	5,1
Referentiegroep	7.208	94,4	2,7	2,9
FKG	(x1.000)	(%)	(%)	(%)
FKG1: ADHD	119	66,8	6,6	26,7
FKG2: Verslaving	17,3	41,8	4,0	54,1
FKG3: Angststoornissen	58,1	53,9	4,7	41,4
FKG4: Chr. stem.	538	75,6	5,1	19,3
FKG5: Bipolair regulier	11,0	33,3	3,7	63,0
FKG6: Bipolair complex	5,78	12,8	1,6	85,5
FKG7: Psychose	97,9	39,9	3,9	56,1
FKG8: Chr. stem. complex	1,76	22,5	2,9	74,6
FKG9: Psychose depot	16,1	16,2	2,3	81,5
MHK	(x1.000)	(%)	(%)	(%)
0: geen ggz-MHK	12.789	97,5	2,5	-
1: $\geq 1x$ in 3 jr kosten >0	1.202	58,6	4,5	36,9
2: $\geq 2x$ in 5 jr in top-10%	90,5	34,4	3,7	61,9
3: $\geq 2x$ in 5 jr in top-5%	42,7	27,2	3,3	69,5
4: $\geq 2x$ in 5 jr in top-2,5%	22,7	21,8	2,4	75,7
5: $\geq 2x$ in 5 jr in top-1%	13,3	23,0	2,6	74,3
6: 5x in 5 jr in top-5%	3,34	4,1	-	95,9
7: 5x in 5 jr in top-2,5%	1,36	6,6	-	93,4

Tabel 2.2: Verdeling van combinaties van de kenmerken FKG, DKG en MHK naar niet-ggz-gebruikers, nieuwe gebruikers en herhaalde gebruikers in kostenjaar 2023. Indeling nieuw/herhaald is gebaseerd op data uit t-1

	Aantal (x1.000)	Niet-gebruikers (%)	Nieuwe gebruikers (%)	Herhaalde gebruikers (%)
Totaal		93,4	2,6	4,0
FKG > 0 én MHK > 0	366	37,9	3,5	58,7
FKG > 0 én DKG > 0	285	23,9	0,4	75,7
MHK > 0 én DKG > 0	880	36,2	0,1	63,7
FKG > 0 & DKG > 0 & MHK > 0	283	23,9	0,1	75,9

2.2.3 Patronen van zorggebruik

Deze sectie biedt inzicht in patronen van zorggebruik op verschillende manieren. We volgen individuen over meerdere jaren en tonen per DSM-hoofdgroep hoe chronisch de betreffende DSM-categorisering is. Hoe minder chronisch een groep is, hoe moeilijker het zal zijn om de kosten van deze groep te voorspellen. We bekijken ook de gemiddelde kosten per DSM-groep. Daarnaast analyseren we het zorggebruik *binnen* een jaar, door te kijken naar de maand van de laatste declaratie, het totaal aantal declaraties per jaar, het maximale aantal declaraties per maand, en de interactie tussen deze categorieën.

In tegenstelling tot de voorgaande secties, gebruiken we voor deze analyse declaratiedata, uit de jaren 2022–2024. Op declaraties staat (vooralsnog) de DSM-hoofdgroep vermeld. Tabel 2.3 geeft een overzicht van de DSM-hoofdgroepcodes die in de data te vinden zijn.⁴ Groep 0 komt niet als zodanig voor in de data, maar is onze codering voor alle zorg binnen de generalistisch basis-ggz (gb-ggz), waar geen DSM-hoofdgroep wordt vermeld.

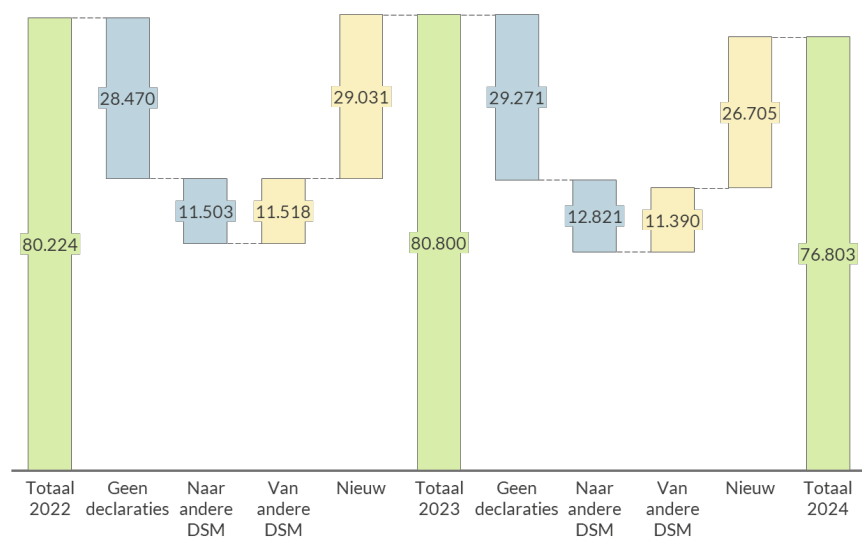
Per DSM-hoofdgroep onderzoeken we in hoeverre deze categorisatie chronisch is: dat wil zeggen, hoeveel mensen met deze DSM-hoofdgroep in een bepaald jaar ook in het daaropvolgende jaar een declaratie met dezelfde DSM-hoofdgroep hebben. We onderzoeken zowel retrospectief als prospectief de gemiddelde jaarlijkse kosten voor individuen met deze DSM-hoofdgroep. Dit wordt eerst gedaan voor DSM-hoofdgroep 5 (angststoornissen), met een gedetailleerde interpretatie van de figuren en tabellen. Daarna behandelen we DSM-hoofdgroep 2 (schizofreniespectrum en andere psychotische stoornissen), die in sommige opzichten duidelijk verschilt van DSM-hoofdgroep 5. Voor de leesbaarheid van dit rapport zijn de figuren en tabellen voor de overige DSM-hoofdgroepen (exclusief 22 en 23, omdat dit zeer brede categorieën zijn) opgenomen in Appendix A. Ten slotte presenteren we een overzichtsfiguur waarin alle DSM-hoofdgroepen gerangschikt zijn op basis van chroniciteit en gemiddelde kosten.

De instroom en uitstroom van individuen wordt visueel weergegeven in Figuur 2.5 voor DSM-hoofdgroep 5 (angststoornissen). De meest linker groene staaf toont het totaal aantal individuen dat in 2022 minimaal één declaratie had met

⁴Dit overzicht is exclusief de vervallen DSM-codes 12 t/m 15, die sporadisch in de data voorkomen, en codes 8 en 20, die slechts tot 2 januari 2022 mochten worden gebruikt. Op ruim 5 procent van alle declaraties mist de DSM-code: ook deze declaraties nemen we niet mee bij de DSM-hoofdgroepspecifieke analyses.

Tabel 2.3: DSM-codes en omschrijvingen

DSM-code	Omschrijving
00	Generalistische basis-ggz
01	Neurobiologische ontwikkelingsstoornissen
02	Schizofreniespectrum en andere psychotische stoornissen
03	Bipolaire stemmingsstoornissen
04	Depressieve stemmingsstoornissen
05	Angststoornissen
06	Obsessieve-compulsieve en verwante stoornissen
07	Trauma- en stressgerelateerde stoornissen
08	Dissociatieve stoornissen
09	Somatische symptoomstoornis en aanverwante stoornissen
10	Voedings- en eetstoornissen
16	Middelgerelateerde en verslavingsstoornissen
17	Neurocognitieve stoornissen
18	Persoonlijkheidsstoornissen
20	Overige psychische stoornissen
22	Andere problemen die een reden van zorg kunnen zijn
23	Restgroep



Figuur 2.5: Verloop van aantal personen met een declaratie met DSM-hoofdgroep 5 (angststoornissen) in de jaren 2022–2024. De groene staven geven totalen weer, de blauwe uitstroom en de gele instroom. ‘Naar andere DSM’ bevat de mensen die in het volgende jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz). ‘Van andere DSM’ bevat de mensen die in het vorige jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz)

Tabel 2.4: Kostenontwikkeling (retrospectief en prospectief) voor individuen met DSM-hoofdgroep 5 (angststoornissen) in 2023. De groepen geven de jaren aan waarin deze individuen (naast 2023) minimaal 1 declaratie hadden met DSM-hoofdgroep 5. De gemiddelde jaarlijkse kosten (in EUR) zijn weergegeven

Groep	Aantal	Gem. schade 2022	Gem. schade 2023	Gem. schade 2024
Totaal 2023	80.800	2.682	4.286	3.357
2022-2023	23.424	4.144	3.586	1.749
2022-2023-2024	16.827	5.150	6.225	5.456
2023	18.668	790	3.483	1.762
2023-2024	21.881	832	4.229	4.825

DSM-hoofdgroep 5. De twee blauwe staven geven de uitstroom weer: de eerste staaf ('Geen declaraties') toont het aantal mensen dat in 2023 geen ggz-kosten meer had, de tweede staaf ('Naar andere DSM') toont het aantal mensen dat in 2023 nog wel ggz-kosten had, maar niet meer onder DSM-hoofdgroep 5. De gele staven geven de instroom weer: de staaf 'Van andere DSM' toont het aantal mensen dat in 2022 al ggz-declaraties had, maar niet met DSM-hoofdgroep 5, terwijl de staaf 'Nieuw' het aantal mensen toont dat in 2022 geen ggz-declaraties had. Het totaal aantal mensen in 2023 met een declaratie onder DSM-hoofdgroep 5 wordt bepaald door het totaal van 2022, minus de uitstroom (blauwe staven), plus de instroom (gele staven). Het totaal in 2023 wordt weergegeven door de middelste groene staaf. De volgende staven tonen hetzelfde verloop van 2023 naar 2024.

Voor interpretatie van deze figuren is het van belang om op te merken dat iemand in een gegeven jaar declaraties met verschillende DSM-hoofdgroepen kan hebben. Deze individuen (en hun totale jaarlijkse kosten) worden dan in beide DSM-groepen meegeteld. Als iemand in 2022 alleen declaraties had onder DSM-hoofdgroep 5, en in 2023 onder zowel 2 als 5, wordt deze persoon in de waterval van DSM-hoofdgroep 5 geteld als blijver en in die van DSM-hoofdgroep 2 geteld als instromer. Het aandeel van mensen met meer dan 1 DSM-hoofdgroep is echter beperkt: 81 procent van alle individuen met een declaratie in 2023 heeft slechts één DSM-hoofdgroep dat jaar. Tien procent heeft twee DSM-hoofdgroepen, en 9 procent heeft géén DSM-hoofdgroep (alleen declaraties met een missende DSM-hoofdgroep). Minder dan 1 procent heeft meer dan twee DSM-hoofdgroepen.

In Tabel 2.4 worden de gemiddelde jaarlijkse ggz-kosten weergegeven voor iedereen die in 2023 ten minste één declaratie had met DSM-hoofdgroep 5. We bekijken zowel 2023 als het voorgaande (2022) en volgende (2024) jaar. De groep met DSM-hoofdgroep 5 in 2023 wordt opgesplitst in vier subgroepen, afhankelijk van of zij dezelfde diagnose hadden in 2022 en/of 2024. Dit resulteert in vier groepen:

- 2022–2023: wel een declaratie met deze DSM-hoofdgroep in 2022 en 2023, niet in 2024;
- 2022–2023–2024: een declaratie met deze DSM-hoofdgroep in 2022, 2023 en 2024;
- 2023: wel een declaratie met deze DSM-hoofdgroep in 2023, niet in 2022 en 2024;
- 2023–2024: wel een declaratie met deze DSM-hoofdgroep in 2023 en 2024, niet in 2022.

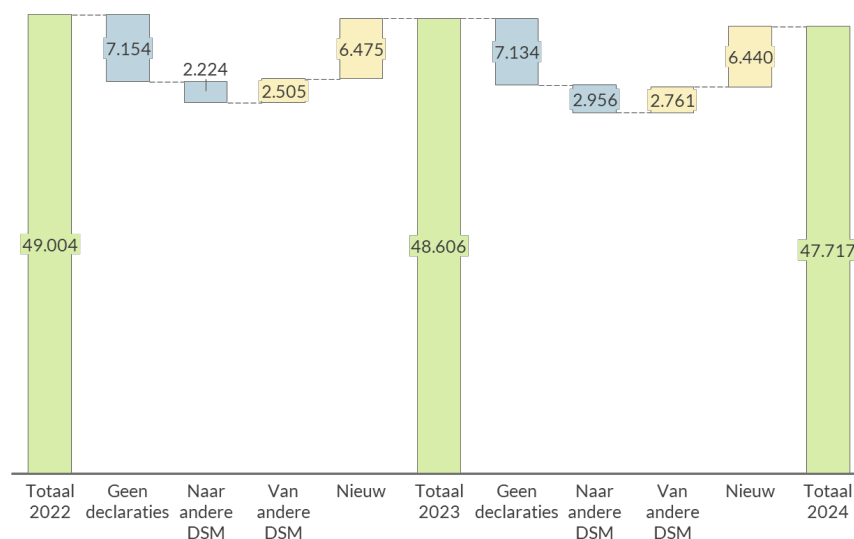
De kosten van deze vier groepen worden weergegeven op de rijen van de tabel. De interpretatie is als volgt: van de 80.800 mensen met DSM-hoofdgroep 5 in 2023, hadden 16.827 in 2022 en 2024 ook ten minste één declaratie met

DSM-hoofdgroep 5 (groep 2022–2023–2024). De gemiddelde kosten van deze groep waren in elk van de drie jaren meer dan EUR 5.000, en in 2023 zelf meer dan EUR 6.000.

Uit de tabel blijkt dat gebruikers die in 2023 instroomden (dus geen declaratie hadden met DSM-hoofdgroep 5 in 2022) lagere jaarlijkse kosten hadden dan de chronische groep (2022–2023–2024). Dat is volgens verwachting: zelfs als zorggebruik onder instromers en reeds bestaande gebruikers gelijk is, zullen instromers lagere gemiddelde jaarlijkse kosten hebben, omdat zij het hele jaar kunnen instromen (één declaratie in december is al voldoende om mee te tellen in de groep instromers). Binnen de instromers had de subgroep die alleen in 2023 DSM-hoofdgroep 5 had (2023) lagere kosten dan de subgroep die ook in 2024 deze code had (2023–2024). Dit is niet onverwacht: de 2023-groep zal over het algemeen lichtere gevallen bevatten die al voldoende hadden aan één jaar zorg. De gemiddelde kosten voor de groepen 2023 en 2023–2024 in 2022 zijn niet nul, omdat sommige van deze individuen in dat jaar al zorgkosten hadden onder een andere DSM-hoofdgroep of de gb-ggz. Dit moet worden meegenomen in de interpretatie van de gemiddelden, aangezien gemiddelden niet altijd de onderliggende realiteit weergeven. De gemiddelde kosten van ongeveer EUR 800 voor de groepen 2023 en 2023–2024 kunnen worden verklaard doordat een groot deel van de individuen in 2022 geen kosten heeft gemaakt (de gele 'Nieuw'-staaf in Figuur 2.5), terwijl anderen in 2022 wel kosten hadden (de gele 'Van andere DSM'-staaf in Figuur 2.5), met een gemiddeld bedrag van meer dan EUR 800.

Het verband tussen Tabel 2.4 en Figuur 2.5 ligt in het niveau van de analyse: Figuur 2.5 toont de aantallen per DSM-hoofdgroep per jaar, terwijl Tabel 2.4 de gemiddelde kosten toont voor individuen met een bepaalde DSM-hoofdgroep in 2023, ook als deze individuen in 2022 en/of 2024 niet meer in dezelfde DSM-groep vielen. Er is een expliciete koppeling te maken tussen de aantallen in beide weergaven: de som van de gele staven in Figuur 2.5 ($11.518 + 29.031 = 40.549$), die de instroom in 2023 weergeven, is gelijk aan de som van de groepen 2023 en 2023–2024 in de tabel ($18.668 + 21.881 = 40.549$). De som van de blauwe staven ($29.271 + 12.821 = 42.092$), die de uitstroom naar 2024 weergeven, komt overeen met de som van de groepen 2022–2023 en 2023 in de tabel ($23.424 + 18.668 = 42.092$). Uiteraard is ook de Totaal 2023-kolom in de figuur gelijk aan de Totaal 2023-rij in de tabel.

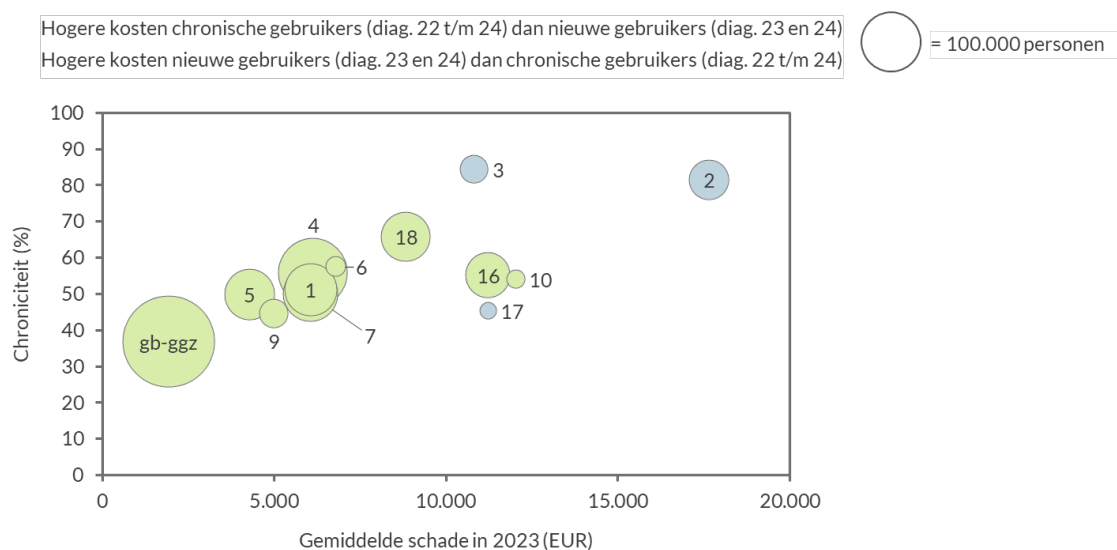
Figuur 2.6 en Tabel 2.5 bevatten dezelfde informatie voor DSM-hoofdgroep 2 (schizofreniespectrum en andere psychotische stoornissen). Uit Figuur 2.6 blijkt dat chroniciteit in DSM-hoofdgroep 2 beduidend hoger ligt dan in DSM-hoofdgroep 5: de verhouding van de uit- en instroom ten opzichte van het totaal is veel lager. Een groter deel van individuen die in deze DSM-hoofdgroep vallen hebben dus ieder jaar opnieuw een declaratie met deze code. Ook Tabel 2.5 laat op een belangrijk punt een ander patroon zien dan Tabel 2.4. Bij DSM-hoofdgroep 5 hadden instromende individuen gemiddeld lagere jaarlijkse kosten dan chronische gebruikers, maar bij DSM-hoofdgroep 2 is dit niet het geval. De gemiddelde kosten in 2023 van groep 2023 zijn even hoog als die van groep 2022–2023–2024 (rond EUR 17.000), en groep 2023–2024 heeft zelfs beduidend hogere kosten, zowel in 2023 als in 2024 (rond EUR 24.000). Dat instromers zulke relatief hoge kosten hebben duidt erop dat ze vaak direct intensieve zorg nodig hebben. Een verklaring kan zijn dat bij instromers hun ziektebeeld zeer ernstig en niet onder controle is, waardoor zij hoge kosten maken, terwijl de chronische gebruikers mogelijk meer grip hebben op hun ziekte (door behandeling en medicatie).



Figuur 2.6: Verloop van aantal personen met een declaratie met DSM-code 2 (schizofreniespectrum en andere psychotische stoornissen) in de jaren 2022–2024. De groene staven geven totalen weer, de blauwe uitstroom en de gele instroom. ‘Naar andere DSM’ bevat de mensen die in het volgende jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-code, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz). ‘Van andere DSM’ bevat de mensen die in het vorige jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz)

Tabel 2.5: Kostenontwikkeling (retrospectief en prospectief) voor individuen met DSM-hoofdgroep 2 (schizofreniespectrum en andere psychotische stoornissen) in 2023. De groepen geven de jaren aan waarin deze individuen (naast 2023) minimaal 1 declaratie hadden met DSM-hoofdgroep 2. De gemiddelde jaarlijkse kosten (in EUR) zijn weergegeven

Groep	Aantal	Gem. schade 2022	Gem. schade 2023	Gem. schade 2024
Totaal 2023	48.606	14.487	17.640	15.319
2022-2023	7.260	17.373	11.356	3.263
2022-2023-2024	32.366	17.031	17.807	17.165
2023	2.830	3.394	17.103	6.327
2023-2024	6.150	2.797	24.425	23.969



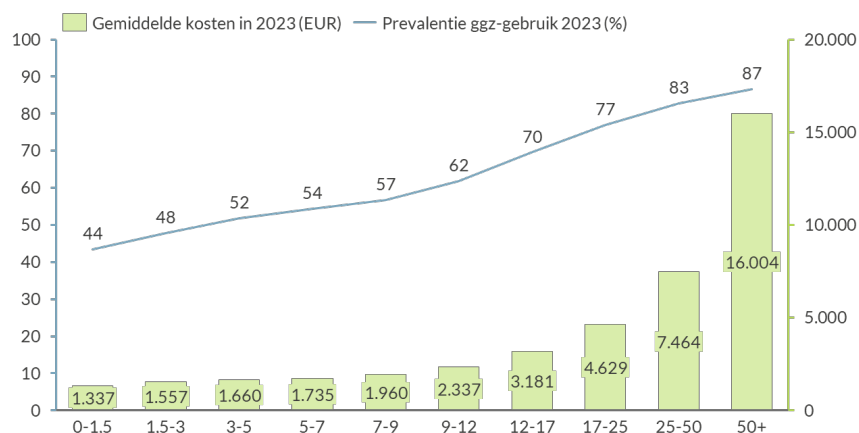
Figuur 2.7: Gemiddelde kosten (x-as) en chroniciteit (y-as) per DSM-hoofdgroep. De grootte van de bol reflecteert het aantal personen met deze diagnose in 2023

Figuur 2.7 geeft voor de DSM-hoofdgroepen chroniciteit en gemiddelde schade per individu in 2023 weer. Chroniciteit is hier gedefinieerd als het percentage dat in 2023 een declaratie had met de desbetreffende DSM-hoofdgroep dat in 2022 ook reeds een declaratie met deze DSM-hoofdgroep had.⁵ De gemiddelde kosten zijn de kosten in 2023 zoals weergegeven in rij Totaal 2023 van de tabel. De grootte van de cirkels reflecteert het aantal personen dat in deze categorie valt. De kleur van de cirkels geeft aan of voor deze DSM-hoofdgroep de groep 2023–2024 in 2023 gemiddeld hogere kosten had dan de groep 2022–2023–2024 (blauw ja, groen nee). Zoals reeds beschreven, betekent dit relatief hoge kosten bij de start van een zorgtraject die afnemen wanneer de behandeling al langer bezig is, bijvoorbeeld door uitgebreide diagnostiek of intensieve behandeling aan begin van traject.

Uit Figuur 2.7 blijkt dat er een relatie bestaat tussen chroniciteit en gemiddelde kosten: hoe hoger de chroniciteit, hoe hoger de gemiddelde jaarlijkse kosten. Er zijn twee verklaringen voor het feit dat de kosten lager uitvallen voor minder chronische aandoeningen. Allereerst kunnen de meer chronische aandoeningen simpelweg een duurder behandeltraject vereisen. Daarnaast zullen mensen met minder chronische aandoeningen waarschijnlijk vaker in- en uitstromen gedurende het jaar (oftewel, meer mensen zullen het jaar niet 'vol' maken) waardoor de gemiddelde kosten lager uitvallen.

Om nader inzicht te krijgen in patronen van zorggebruik hebben we ook gekeken naar het aantal consulten per jaar, het maximaal aantal consulten per maand, en de maand van het laatste consult. Dit is mogelijk met de ZPM-data, omdat in deze data individuele zorgactiviteiten worden gedeclareerd. Het is dus precies bekend wanneer welke zorgactiviteit is geleverd, en hoe lang deze activiteit duurde. De verwachting is dat een hoger aantal consulten, en/of een laatste consult later in het jaar, resulteert in hogere vervolgkosten.

⁵Chroniciteit kan dus als volgt afgelezen worden uit de watervalfiguren: $\text{chroniciteit} = (1 - (\text{staaf Van andere DSM} + \text{staaf Nieuw}) / \text{staaf Totaal 2023}) * 100\%$.



Figuur 2.8: Relatie tussen aantal consulturen in 2022 (x-as), prevalentie in 2023 (linker y-as) en gemiddelde kosten in 2023 (rechter y-as). Aantal consulturen betreft hier de optelling van alle type consulten (groeps-, diagnose- en behandelconsulten)

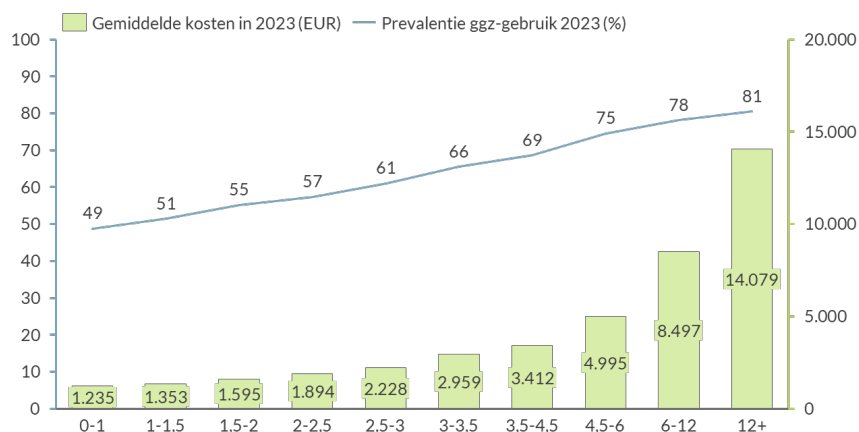
Figuur 2.8 toont een gecombineerde grafiek waarin op de x-as het aantal consulturen in 2022 staat, op de linker y-as de prevalentie in 2023, en op de rechter y-as de gemiddelde kosten in 2023. Uit de figuur blijkt duidelijk dat een hoger aantal consulturen in 2022 correspondeert met hogere gemiddelde kosten in 2023. De prevalentie is ook hoger: slechts 44 procent van de mensen met >0 tot 1,5 consulturen in 2022 maakt in 2023 weer gebruik van ggz-zorg, terwijl dit 87 procent is voor mensen met meer dan 50 consulturen in 2023.

Figuur 2.9 lijkt op Figuur 2.8, maar hier staat op de x-as het maximum aantal consulturen per maand in 2022. Dit is een maat voor de intensiteit van behandeling. Eenzelfde patroon is zichtbaar: hoe hoger het maximum aantal consulturen per maand in 2022, hoe hoger de gemiddelde vervolgcosten, en de prevalentie, in 2023.

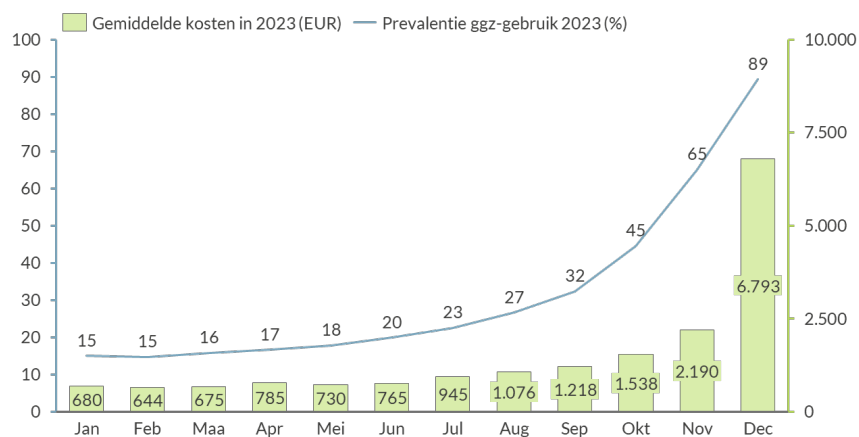
Figuur 2.10 toont op de x-as de maand waarin het laatste consult plaatsvond. Hier blijkt duidelijk uit dat hoe later in het jaar het laatste consult plaatsvond, hoe hoger zowel gemiddelde kosten als prevalentie zijn in het volgende jaar. Dat is ook begrijpelijk, omdat hoe later in het jaar er nog behandeling plaatsvindt, hoe groter de kans is dat deze in het volgende jaar nog niet afgerond is of weer opgestart wordt. Het is bij de interpretatie van deze figuur belangrijk om in acht te nemen dat verreweg het merendeel van de ggz-gebruikers in 2022 het laatste consult in december heeft: dit wordt visueel weergegeven in Figuur 2.11, waarbij de breedte van de balken de onderliggende groepsgrootte weerspiegelt.

Tot slot geeft Figuur 2.12 de interactie tussen Figuur 2.8 en Figuur 2.10 weer. Figuur 2.13 toont de onderliggende aantallen per cel.⁶ Er is duidelijk te zien dat de hoogste vervolgcosten worden gemaakt door de individuen die hun laatste consult in december hadden én veel consultminuten hadden. Van de individuen met een laatste consult voor december heeft geen enkele groep gemiddeld meer dan EUR 5.000 aan kosten in 2023. Uit Figuur 2.13 valt tevens nog af te lezen dat de grootste groep gebruikers (83,9 duizend) hun laatste consult in december had en in 2022 1500–3000 minuten (25–50 uur) aan consulten had.

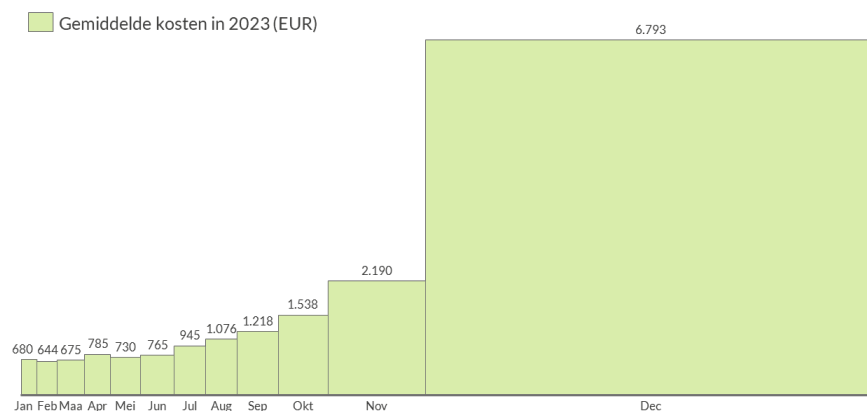
⁶Wij hebben deze figuren ook gemaakt voor de interactie tussen Figuur 2.9 en 2.10, met zeer vergelijkbare resultaten. Daarom tonen wij hier maar één versie.



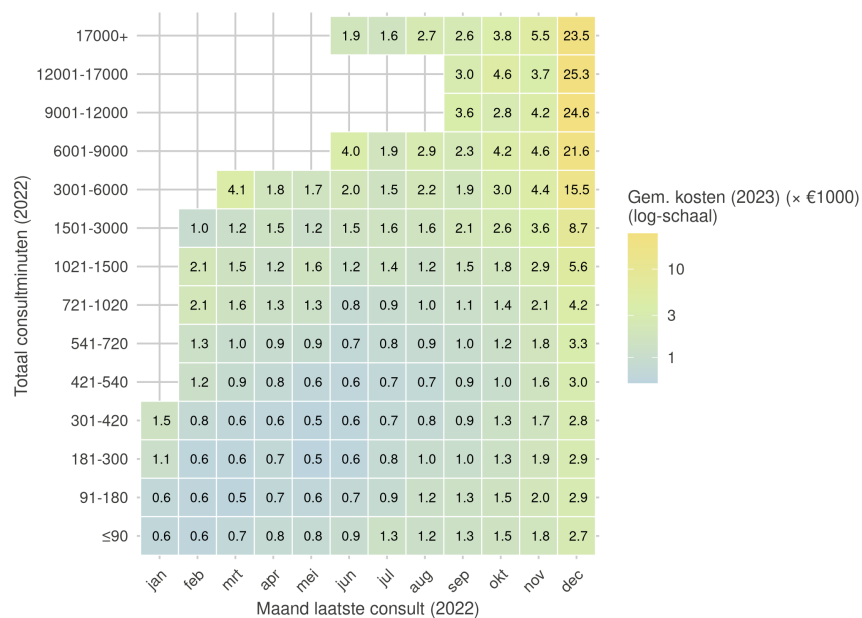
Figuur 2.9: Relatie tussen maximaal aantal consulten per maand in 2022 (x-as), prevalentie in 2023 (linker y-as) en gemiddelde kosten in 2023 (rechter y-as). Aantal consulten betreft hier de optelling van alle type consulten (groeps-, diagnose- en behandelconsulten). De afkappunten van het aantal consulten zijn zo gekozen dat de groepen (ongeveer) even groot zijn



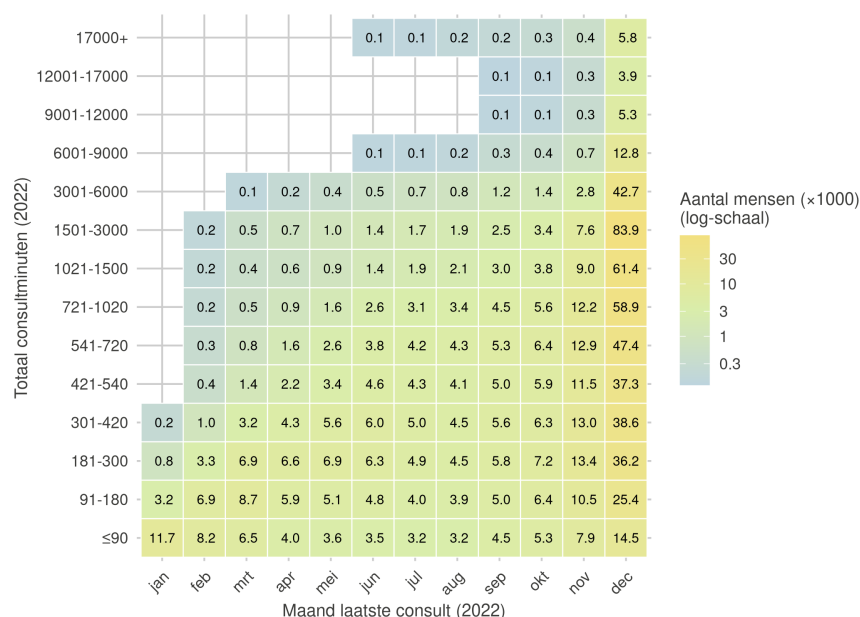
Figuur 2.10: Relatie tussen maand van het laatste consult in 2022 (x-as), prevalentie in 2023 (linker y-as) en gemiddelde kosten in 2023 (rechter y-as). Aantal consulten betreft hier de optelling van alle type consulten (groeps-, diagnose- en behandelconsulten). De afkappunten van het maximaal aantal consulten per maand zijn zo gekozen dat de groepen (ongeveer) even groot zijn



Figuur 2.11: Relatie tussen maand van het laatste consult in 2022 (x-as) en gemiddelde kosten in 2023 (rechter y-as). De breedte van de staven weerspiegelt de grootte van de groep. Aantal consulten betreft hier de optelling van alle type consulten (groeps-, diagnose- en behandelconsulten)



Figuur 2.12: Relatie tussen de interactie van maand van het laatste consult (x-as) en totaal aantal consultminuten (y-as) in 2022, en gemiddelde kosten in 2023 (× EUR 1,000). Alleen cellen met meer dan 100 personen zijn weergegeven



Figuur 2.13: Relatie tussen de interactie van maand van het laatste consult (x-as) en totaal aantal consultminuten (y-as) in 2022, en het aantal personen (x 1,000). Alleen cellen met meer dan 100 personen zijn weergegeven

2.2.4 Voorspellende waarde medicatiegebruik, ZVT en DSM voor kosten

Voor de risicoverevening is het relevant om zo goed mogelijk zicht te krijgen op kenmerken van individuen in jaar $t - 1$ die in jaar t in de hogere kostenpercentielen vallen. Dit biedt inzicht in of er bepaalde kenmerken zijn in jaar $t - 1$ die goed voorspellend zijn voor hoge kosten in jaar t . In deze sectie bekijken we dit voor medicatiegebruik (FKGs), ZVT en DSM-hoofdgroep.

Tabel 2.6 gaat over prevalenties van FKGs in 2022 per kostengroep in 2023. De rijen van deze tabellen bevatten telkens

Tabel 2.6: FKG-prevalentie in 2022 per kostengroep in 2023. De kostengroepen zijn niet exclusief: mensen kunnen dus in meerdere rijen geteld worden

Percentiel	Verzj.	FKG1	FKG2	FKG3	FKG4	FKG5	FKG6	FKG7	FKG8	FKG9	Geen FKG
Top 0.1%	942,4	2,7	1,4	12,4	8,2	0,7	0,7	23,5	0,2	14,5	48,7
Top 0.5%	4693,7	3,5	1,9	11,8	11,0	0,8	1,2	23,3	0,6	12,3	46,9
Top 1%	9376,5	4,0	2,5	12,0	13,5	0,9	1,2	23,6	0,6	10,6	45,4
Top 2%	18732,1	4,4	3,1	11,2	15,6	1,0	1,3	21,9	0,6	8,8	46,1
Top 5%	46863,2	5,3	3,3	10,4	18,9	0,8	1,2	18,6	0,5	6,6	48,0
Top 10%	93868,3	5,6	2,9	8,8	20,1	0,7	1,0	16,0	0,4	5,4	51,0
0-90%	845429,8	4,0	0,9	2,2	13,2	0,8	0,5	5,2	0,1	1,0	75,2
Totaal	939298,1	4,2	1,1	2,8	13,9	0,8	0,5	6,3	0,1	1,4	72,8

Tabel 2.7: Overzicht aantal personen en gemiddelde kosten 2024 per DSM-hoofdgroep in 2023

DSM	Omschrijving	Aantal personen	Gem. kosten 2024
0	Generalistische basis-ggz	269.408	€1.710
1	Neurobiologische ontwikkelingsstoornissen	87.366	€4.884
2	Schizofreniespectrum en andere psychotische stoornissen	48.606	€15.319
3	Bipolaire stemmingsstoornissen	24.637	€9.494
4	Depressieve stemmingsstoornissen	152.102	€4.784
5	Angststoornissen	80.800	€3.357
6	Obsessieve-compulsieve en verwante stoornissen	11.379	€5.653
7	Trauma- en stressgerelateerde stoornissen	96.022	€4.931
9	Somatische symptoomstoornis en aanverwante stoornissen	25.448	€3.525
10	Voedings- en eetstoornissen	9.942	€9.880
16	Middelgerelateerde en verslavingsstoornissen	63.716	€8.671
17	Neurocognitieve stoornissen	8.268	€4.947
18	Persoonlijke stoornissen	77.187	€7.410

een subset van alle gebruikers o.b.v. kosten in jaar t (in dit jaar: 2023). Deze subsets zijn niet exclusief: d.w.z. dat iedereen die in de groep 'Top 1%' valt per definitie ook in de groep 'Top 2%' zal vallen. Vervolgens kan in de kolommen worden afgelezen welk deel van de gebruikers in het desbetreffende kostenbakje een bepaalde FKG had in het voorgaande jaar. Oftewel: van de top 0.1% gebruikers met de hoogste kosten, had 2.7% FKG1. FKG1 is dus niet voorspellend voor hoge kosten: in de gehele populatie van ggz-gebruikers valt 4,2% van de verzekerden (in het voorgaande jaar) in FKG1. Voor bijna alle andere FKGs (behalve FKG4 en FKG5) geldt wel degelijk dat de hogere percentielgroepen vaker de desbetreffende FKG gebruikten in het voorgaande jaar. De laatste kolom, 'Geen FKG', geeft aan welk percentage in het voorgaande jaar geen FKG had. Omdat individuen in meerdere FKG-klassen kunnen vallen, kunnen de rijtotalen optellen tot meer dan 100 procent.

Uit deze tabel valt af te lezen dat een hoger kostenpercentiel in 2023 over het algemeen samenhangt met een lager percentage zonder FKG in 2022 (met uitzondering van de allerdurste gebruikers (top 0.1% en 0.5%)). Dit is niet onverwacht, want in de hogere kostenpercentielen zitten de complexere gevallen, waarvan de kans groter is dat zij reeds in 2022 gebruik maakten van medicatie. Ook is te zien dat bepaalde FKGs, in het bijzonder 3 (angststoornissen), 7 (psychose), 8 (chronische stemmingsstoornissen complex) en 9 (psychose depot), in de hogere kostengroepen veel vaker voorkomen dan in de lagere kostengroepen. Voor de overige FKGs is dit patroon niet of nauwelijks zichtbaar.

Voor de DSM en ZVT laten we per ZVT- of DSM-groep zien hoeveel individuen in 2023 een declaratie hadden met deze ZVT/DSM en wat de gemiddelde kosten in 2024 waren ⁷. Tabel 2.7 bevat het overzicht voor de DSM-hoofdgroepen. De tabel kan als volgt geïnterpreteerd worden: in 2023 waren er 87.366 unieke individuen met minimaal 1 declaratie met DSM-hoofdgroep 1. Gemiddeld maakten deze personen EUR 4.884 aan ggz-kosten in 2024. Personen met declaraties met verschillende DSM-hoofdgroepen worden bij elke hoofdgroep meegeteld.

⁷Omdat de verzekerdenjaren nog niet bekend zijn voor 2024, rapporteren we hier aantal verzekerden in plaats van aantal verzekerdenjaren

Uit de tabel kan afgelezen worden dat individuen met DSM-hoofdgroep 0 (gb-ggz) in 2023, in 2024 gemiddeld de laagste kosten hadden (EUR 1.710). Individuen met DSM-hoofdgroep 2 (schizofreniespectrum en andere psychotische stoornissen) hadden in 2024 gemiddeld de hoogste kosten (EUR 15.319).

Tabel 2.8 bevat eenzelfde overzicht voor de ZVT-groepen. Ook hier kunnen personen weer onder verschillende ZVT-groepen vallen indien zij in 2023 declaraties met verschillende ZVT-codes hadden. Uit de tabel valt af te lezen dat individuen die in 2023 ZVT 1 (psychische aandoening - lichte problematiek) hadden, in 2024 gemiddeld de laagste ggz-kosten hadden (EUR 2.098). Individuen die in 2023 ZVT 17 (psychotische stoornis - chronisch, instabiel en zeer lage motivatie/therapietrouw) hadden, maakten in 2024 gemiddelde de hoogste kosten (EUR 29.934). Ook is in deze tabel te zien dat hoewel er binnen de groepen X, Y en Z gemiddeld een oplopend patroon te zien is in kosten, dit patroon wel vrij grillig is.

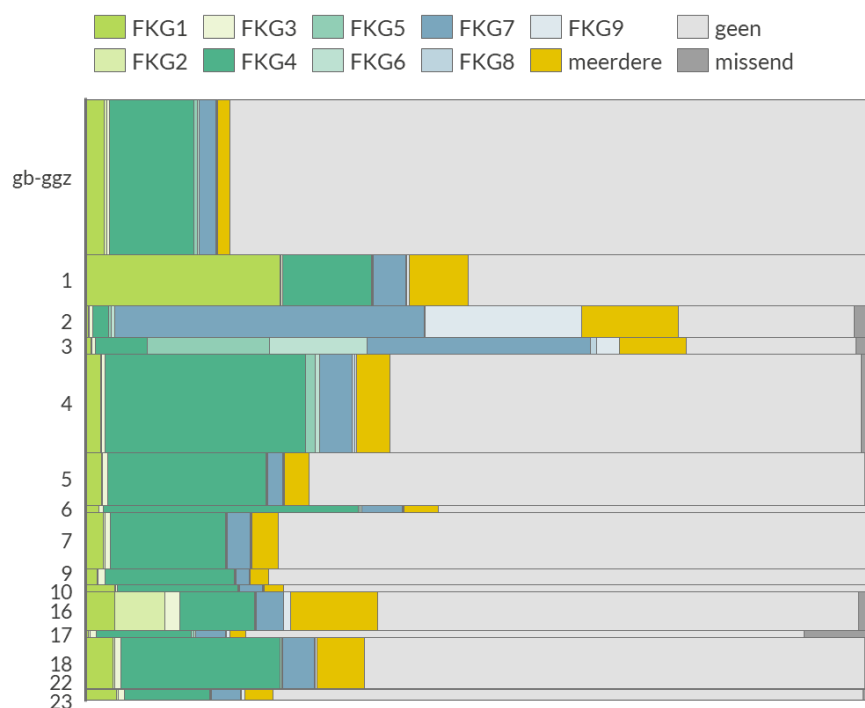
Ook hier kan worden gekeken naar interacties tussen kenmerken. Zo is het interessant om na te gaan in hoeverre er overlap bestaat tussen DSM-hoofdgroep en (psychische) FKG-gebruik: mogelijk vangen deze twee kenmerken gedeeltelijk hetzelfde. Dit is vooral relevant in het licht van het mogelijk verdwijnen van DSM-hoofdgroepinformatie van de declaraties.

Figuur 2.14 toont het gebruik van psychische FKGs per DSM-hoofdgroep in 2022. Mensen met meerdere DSM-groepen worden voor elke unieke combinatie apart meegeteld: er komen dus dubbeltellingen voor in deze figuur. Mensen met meerdere FKGs zijn als aparte categorie opgenomen (geel in de figuur). Uit de figuur blijkt dat DSM-hoofdgroepen 2 (schizofreniespectrum en andere psychotische stoornissen) en 3 (bipolaire stemmingsstoornissen) eruit springen qua FKG-gebruik: ruim 70% valt in een FKG-categorie. Dit is beduidend lager in de andere DSM-hoofdgroepen, waarbij het merendeel niet in een FKG-categorie valt. In DSM-hoofdgroepen 2 en 3 domineert FKG7 (psychotica). In de andere hoofdgroepen domineert FKG4 (chronische stemmingsstoornissen), behalve bij DSM-hoofdgroep 1 (neurobiologische ontwikkelingsstoornissen), waar FKG1 (ADHD) domineert. De 'missend'-categorie bevat mensen die wel voorkomen in de declaratiedata van 2022 (gebruikt voor de DSM-indeling), maar niet in het OT-bestand 2026 (gebruikt voor de FKG-indeling). Deze categorie is in elke staaf klein, behalve voor DSM-hoofdgroep 17 (neurocognitieve stoornissen). Dit zijn naar verwachting voornamelijk mensen die in 2022 ggz-zorg ontvingen en ook in dit jaar zijn overleden, waardoor zij niet meer in het OT-bestand 2026 voorkomen. Op basis van Figuur 2.14 kan worden geconcludeerd dat hoewel er enige inhoudelijke overlap is tussen DSM-hoofdgroepen en FKG-categorieën, dit beperkt is. Een groot deel van de verzekerden met DSM-categorie gebruikt helemaal geen FKGs. De DSM-hoofdgroep waarin iemand valt lijkt dus niet heel bepalend voor het type medicatie, en FKGs kunnen niet gebruikt worden om DSM-hoofdgroep te voorspellen.

Het is ook relevant om te kijken naar de interactie tussen ZVT en DSM. Een DSM-indeling is gebaseerd op de aard van de klachten en leidt tot een diagnose. Een ZVT-indeling is ook gebaseerd op aard van de klachten, maar op een meer geaggregeerd niveau (groep X, Y, of Z), en is daarnaast gebaseerd op zwaarte van de klachten. Een DSM-indeling zegt daarentegen niks over zwaarte van de klachten. Figuur 2.15 laat de interactie tussen ZVT en DSM zien (in 2023) en de relatie met vervolggkosten (in 2024). Mensen die in 2023 in meerdere DSM- of ZVT-groepen vielen, worden in iedere groep apart meegeteld. Deze figuur bevat dus dubbeltellingen. De figuur kan als volgt worden afgelezen: mensen die

Tabel 2.8: ZVT-codes, omschrijvingen en overzicht aantal personen en gemiddelde kosten 2024 per ZVT in 2023

Code	Omschrijving	Aantal personen	Gem. kosten 2024
X - Psychische aandoening zonder waanideeën en/of hallucinaties			
ZT01	Psychische aandoening - lichte problematiek	53.877	€2.098
ZT02	Psychische aandoening - lichte problematiek met grotere zorgvraag	29.467	€2.675
ZT03	Psychische aandoening - matige problematiek	330.776	€2.630
ZT04	Psychische aandoening - ernstige problematiek	202.176	€4.679
ZT05	Psychische aandoening - zeer ernstige problematiek	63.356	€9.613
ZT06	Psychische aandoening - sterk onredelijke overtuiging	37.847	€10.034
ZT07	Psychische aandoening - aanhoudend en/of zeer beperkend	205.936	€6.216
ZT08	Psychische aandoening - zeer risicovol/chaotische problematiek	11.418	€21.162
Y - Psychotische stoornis met wanen en hallucinaties			
ZT10	Psychotische stoornis - eerste episode	2.266	€14.695
ZT11	Psychotische stoornis - stabiel	21.993	€10.474
ZT12	Psychotische stoornis - chronisch en beperkend	23.955	€13.504
ZT13	Psychotische stoornis - beperkend met ernstige psychotische kenmerken	10.127	€16.782
ZT14	Psychotische stoornis - acute episode	5.449	€26.080
ZT15	Depressie met psychotische kenmerken - acute episode	1.631	€19.834
ZT16	Psychotische stoornis - chronisch, instabiel en ernstig misbruik	6.736	€28.262
ZT17	Psychotische stoornis - chronisch, instabiel en zeer lage motivatie/therapietrouw	4.108	€29.934
Z - Cognitieve beperking			
ZT18	Cognitieve beperking - licht	3.610	€2.948
ZT19	Cognitieve beperking - matig/lichte gedrags- of psychische complicaties	6.536	€3.986
ZT20	Cognitieve beperking - ernstig met matige gedrags- of psychische complicaties	2.574	€7.218
ZT21	Cognitieve beperking - ernstig met ernstige gedrags- of psychische complicaties	2.007	€9.039



Figuur 2.14: Gebruik psychische FKGs per DSM-hoofdgroep in 2022. Iedere staaf is geschaald tot 100%; de breedte van de staven reflecteert de grootte van de groep

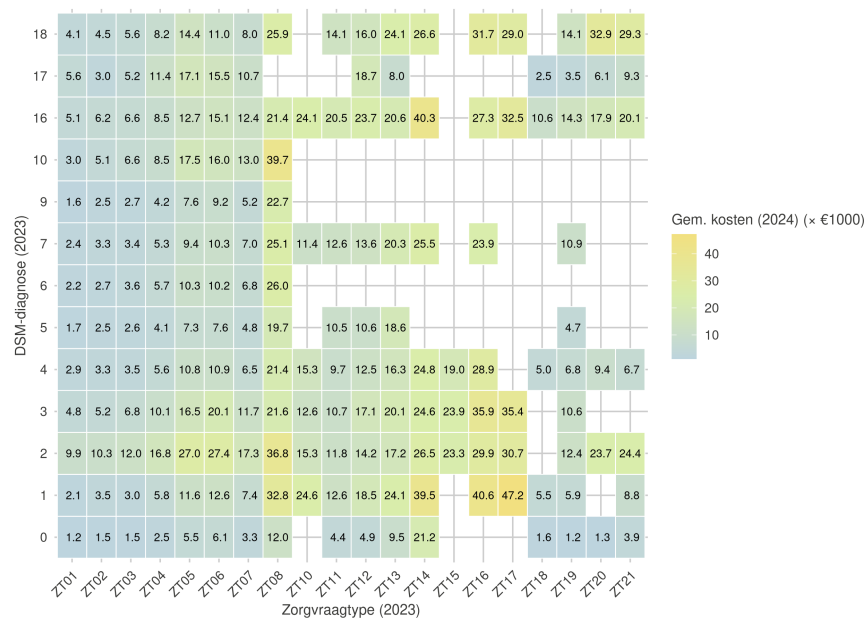
in 2023 in DSM-hoofdgroep 2 en in ZVT-categorie 5 vielen, maakten in 2024 gemiddeld EUR 27.000 aan ggz-kosten. Figuur 2.16 laat het aantal mensen per DSM*ZVT-combinatie zien. In 2023 waren er dus ongeveer 900 mensen die zowel in DSM-hoofdgroep 2 als ZVT-categorie 5 vielen. Uit beide figuren blijkt dat de hoogste vervolgstkosten werden gemaakt door mensen met DSM-hoofdgroep 1 en ZVT-categorie 17: ongeveer EUR 47.200. Deze groep bestaat echter maar uit ongeveer 200 personen. Er zijn slechts een paar DSM*ZVT-combinaties met zowel een substantieel aantal personen als hoge kosten. Zo zijn er bijvoorbeeld maar 5 combinaties met meer dan 2.000 personen en meer dan EUR 25.000 aan vervolgstkosten: DSM-hoofdgroep 2 i.c.m. ZVT-categorie 14, 16 of 17, DSM-hoofdgroep 18 i.c.m. ZVT-categorie 8 en DSM-hoofdgroep 7 i.c.m. ZVT-categorie 8.

2.2.5 Nieuwe databronnen

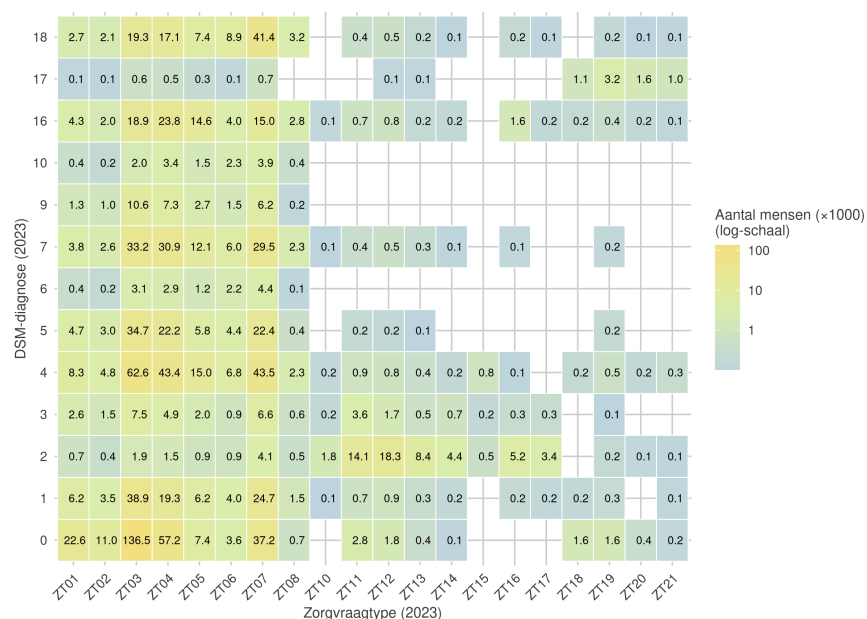
Om de voorspelkracht van het ggz-model verder te verhogen, kan het interessant zijn om nieuwe databronnen te overwegen. In deze sectie onderzoeken wij twee van zulke potentieel interessante nieuwe bronnen: jeugdzorggebruik en poh-ggz-gebruik. De insteek van deze sectie is bewust verkennend van aard: de haalbaarheid van het opnemen van deze databronnen in de risicoverevening wordt dus niet behandeld.

Jeugdzorgdata

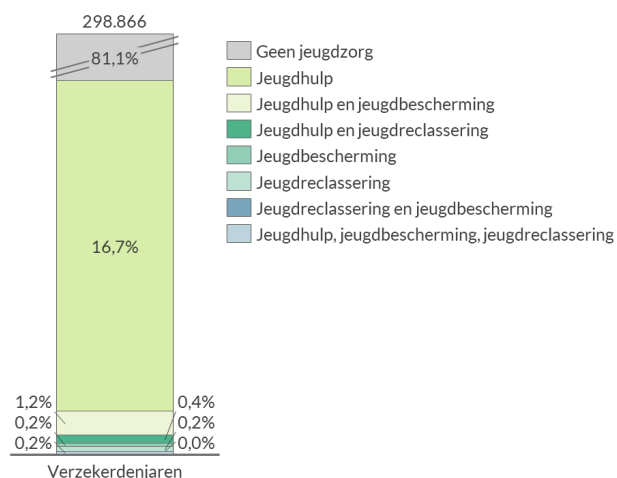
Gebruik van jeugdzorgdata is interessant omdat hiermee beter zicht kan worden verkregen op 18- en 19-jarigen. In de risicoverevening wordt geen informatie gebruikt over ggz-gebruik voordat iemand 18 wordt, terwijl historisch ggz-gebruik



Figuur 2.15: Relatie tussen de interactie van ZVT-categorie (x-as) en DSM-hoofdgroep (y-as) in 2023, en gemiddelde kosten in 2024 (x EUR 1.000). Alleen cellen met meer dan 100 personen zijn weergegeven



Figuur 2.16: Relatie tussen de interactie van ZVT-categorie (x-as) en DSM-hoofdgroep (y-as) in 2023, en het aantal personen (x 1.000). Alleen cellen met meer dan 100 personen zijn weergegeven



Figuur 2.17: Jeugdzorggebruik in 2021 en/of 2022 bij personen in OT26 die in 2023 18 of 19 jaar werden

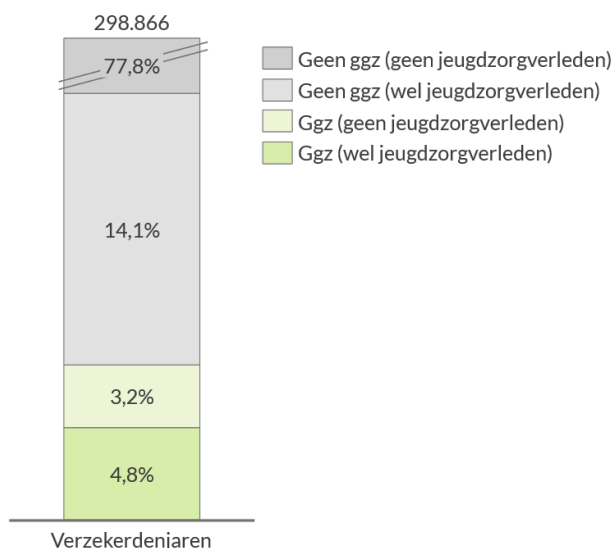
wel een belangrijke voorspeller is voor toekomstig ggz-gebruik. Daarom is het vooral voor 18- en 19-jarigen, voor wie dus geen of amper informatie beschikbaar is in de risicoverevening omdat zij pas recent zijn ingestroomd, relevant om te kijken naar jeugdzorggebruik.

Het CBS heeft gegevens beschikbaar over jeugdzorggebruik. Hieronder vallen jeugdhulp, jeugdbescherming en jeugdreclassering. Deze gegevens zijn in de beschermde CBS-microdataomgeving op individueel niveau inzichtelijk. Er zijn geen kosten beschikbaar op individueniveau van de geleverde jeugdzorg, enkel de start- en einddatum van het traject en het type jeugdzorg dat gegeven is. Door OT-data te koppelen aan deze jeugdzorgdata, kan inzicht worden verkregen in de toegevoegde waarde van jeugdzorgdata in de risicoverevening.

In onze analyses hebben wij kostendata uit 2023 (OT26) gekoppeld uit CBS-jeugdzorgdata uit 2021 en 2022.⁸ We hebben ons gericht op de subset van verzekerden met geboortjaar 2004 of 2005. Dit zijn dus mensen die in 2023 18 of 19 jaar oud werden. Het is hierbij relevant om te weten dat in de OT alleen mensen worden meegenomen die uiterlijk 30 juni van dat jaar 18 worden (WOR 1273, 2025). Onze selectie op geboortjaar 2005 neemt dus slechts de helft van alle personen die in 2023 18 worden mee; de overige helft wordt pas het jaar daarop meegenomen in de risicoverevening. In totaal resulteert dit in 298.866 verzekerdenjaren.

Figuur 2.17 toont welk percentage van de 18-/19-jarigen in 2023 gebruik heeft gemaakt van jeugdzorg in 2021 en/of 2022. Dit is uitgesplitst naar type jeugdzorg. Uit de figuur valt af te lezen dat in 2023 bijna twee op de tien (18,9%) van de 18-/19-jarigen gebruik heeft gemaakt van jeugdzorg in de twee voorgaande jaren. Dit zijn ongeveer 56.000 verzekerdenjaren. Het overgrote merendeel van deze groep gebruikte jeugdhulp; daarom wordt in de hierop volgende analyses geen onderscheid meer gemaakt naar type jeugdzorg.

⁸Alle resultaten die wij hier tonen zijn gebaseerd op eigen berekeningen van Gupta Strategists in projectnummer 10001 op basis van niet-openbare microdata van het Centraal Bureau voor de Statistiek.

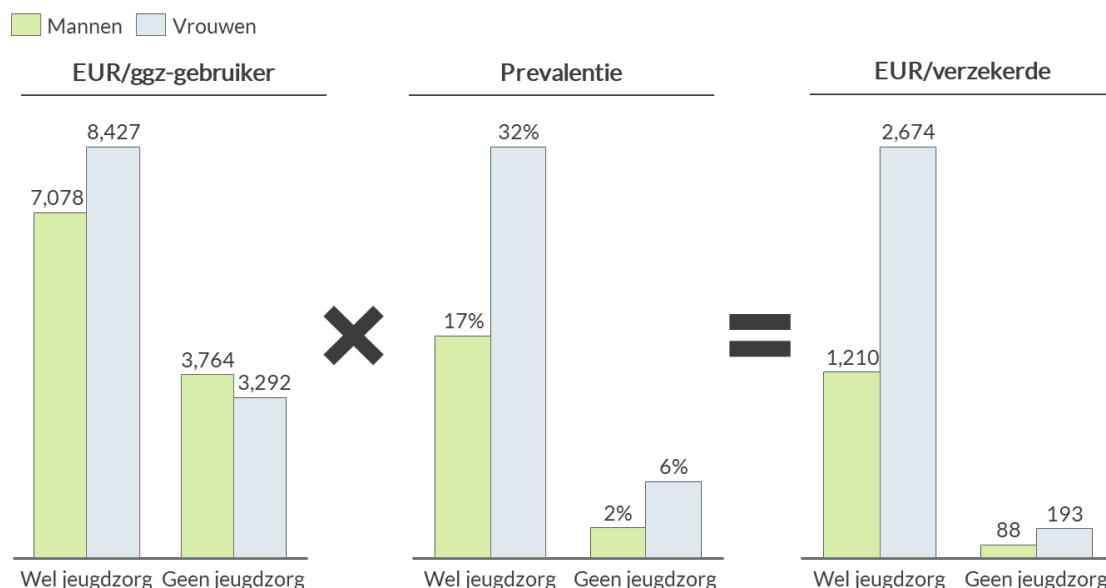


Figuur 2.18: Ggz-gebruik in 2023 bij personen in OT26 die in 2023 18 of 19 jaar werden. Jeugdzorgverleden is gedefinieerd als jeugdzorggebruik in 2021 en/of 2022

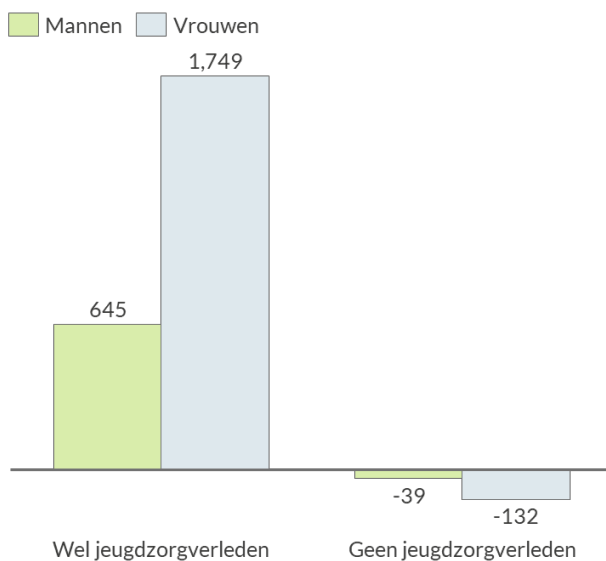
Figuur 2.18 toont voor dezelfde groep 18-/19-jarigen welk deel gebruik maakte van ggz in 2023. Dit is ongeveer 8%, waarvan 3,2% geen jeugdzorgverleden heeft en 4,8% wel. Het merendeel van de 18-/19-jarigen met ggz-gebruik heeft dus jeugdzorg gebruikt in de twee voorgaande jaren. Tegelijkertijd valt uit Figuren 2.17 en 2.18 af te leiden dat van alle mensen met een jeugdzorgverleden, het merendeel geen ggz-kosten maakte in 2023: van de eerder genoemde 18,9% met een jeugdzorgverleden, maakt 4,8% ook ggz-kosten. Voor 14,1% geldt dit niet.

Figuur 2.19 toont vervolgens voor de groep 18-/19-jarigen de samenhang tussen gemiddelde kosten per gebruiker, prevalentie van ggz-gebruik en kosten per verzekerde. De staven zijn geclusterd op wel/geen jeugdzorgverleden in 2021 en/of 2022 en zijn uitgesplitst naar geslacht. Uit deze figuur (linker paneel) valt af te leiden dat de gemiddelde kosten per ggz-gebruiker voor mensen met een jeugdzorgverleden beduidend hoger liggen dan voor mensen zonder zo'n verleden. Het middelste paneel toont dat vrouwen beduidend vaker gebruik maken van ggz dan mannen, zoals ook reeds bleek uit Figuur 2.4. Vervolgens toont het meest rechter paneel dat de gemiddelde kosten per verzekerde sterk uiteen lopen voor mannen en vrouwen: uit het middelste en linkerpaneel blijkt dat dit met name komt doordat de ggz-prevalentie van vrouwen veel hoger ligt en maar in kleine mate te wijten is aan het feit dat vrouwen die ggz-gebruiken gemiddeld duurder zijn dan mannen die ggz-gebruiken.

Uiteindelijk is het voor de beoordeling van de mogelijk toegevoegde waarde van jeugdzorgdata belangrijk om naar meerkosten te kijken. De huidige meerkosten o.b.v. OT26 zijn weergegeven in Figuur 2.20. Hieruit blijkt dat uit deze groep van 18-/19-jarigen, mannen met een jeugdzorgverleden gemiddeld EUR 645 aan meerkosten hebben en vrouwen met een jeugdzorgverleden gemiddeld EUR 1.749. Voor 18-/19-jarigen zonder jeugdzorgverleden zijn de meerkosten negatief. De hoge meerkosten zijn naar verwachting grotendeels te verklaren door het feit dat mensen met een jeugdzorgverleden beduidend vaker ggz-kosten maken, en per gebruiker ook duidelijk hogere kosten maken. Deze groep 18-/19-jarigen met een jeugdzorgverleden, bestaande uit 56.000 verzekerdenjaren, zal dus beter gecompenseerd worden als jeugdzorgge-



Figuur 2.19: Samenhang tussen kosten per ggz-gebruiker, prevalentie van ggz-gebruik en kosten per verzekerde in 2023. Analyses zijn o.b.v. personen in OT26 die in 2023 18 of 19 jaar werden. Jeugdzorgverleden is gedefinieerd als jeugdzorggebruik in 2021 en/of 2022. Alle getallen zijn gewogen naar verzekerdenjaren



Figuur 2.20: Meerkosten (feitelijk bedrag - uitgekeerd normbedrag) in 2023 bij personen in OT26 die in 2023 18 of 19 jaar werden, uitgesplitst naar geslacht. Jeugdzorgverleden is gedefinieerd als jeugdzorggebruik in 2021 en/of 2022

Tabel 2.9: Aantal verzekerdenjaren, percentage ggz-gebruikers in 2023 en gemiddelde kosten ggz-gebruikers in 2023 uitgesplits naar poh-ggz-gebruik in 2021 en/of 2022

Poh-categorie	Aantal personen	% gebruiker 2023	Gem. kosten 2023
Alleen 2021	397.397	18,8	5.043
Alleen 2022	444.141	27,9	4.148
Beide jaren (2021 & 2022)	200.973	27,9	4.838
Geen poh	13.122.380	5,2	5.463

bruik als kenmerk aan het ggz-vereveningsmodel zou worden toegevoegd.

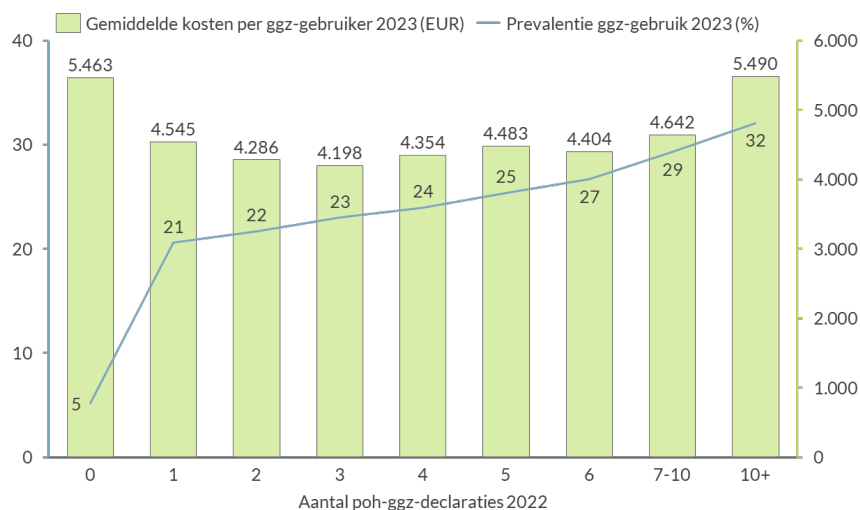
Concluderend leidt het gebruik van jeugdzorg tot een grotere kans op ggz-gebruik, hogere kosten wanneer ggz gebruikt wordt en tot hogere meerkosten. Echter, met deze data krijg je enkel extra inzicht in ongeveer 200.000 verzekerden (de 18- en 19-jarigen), waarvan maar zo'n 16.000 ggz gebruiken (van de in totaal ruim 900.000 ggz-gebruikers). Daarmee is het effect van het toevoegen van deze data op de verevenende werking waarschijnlijk zeer klein. Daarbij is de gebruikte data op dit moment alleen beschikbaar in de CBS-microdataomgeving. Mocht deze data gebruikt gaan worden in de risicoverevening, moeten alle gemeenten deze aanleveren aan het Zorginstituut, waardoor de complexiteit van de uitvoer toeneemt.

Poh-ggz-data

Een andere interessante alternatieve databron is poh-ggz-gebruik. De poh-ggz (praktijkondersteuner huisartsenzorg voor de ggz) biedt zorg voor personen met klachten van psychische, psychosociale of psychosomatische aard. In principe gaat dit om personen zonder DSM-diagnose. Het is interessant om te onderzoeken of poh-ggz-gebruik in jaar $t - 2$ en/of $t - 1$ voorspellend is voor ggz-gebruik in jaar t . Mogelijk start een deel van de ggz-gebruikers bij de poh-ggz, alvorens door te stromen naar de ggz.

Tabel 2.9 bevat een overzicht van het aantal poh-ggz gebruikers (in verzekerdenjaren) in 2021 en 2022, en welk percentage ggz-zorg ontving in 2023. In de rijen wordt onderscheid gemaakt tussen verzekerden die alleen in 2021, alleen in 2022, in zowel 2021 als 2022, of geen gebruik maakten van de poh-ggz. De tweede kolom toont het totaal aantal verzekerdenjaren per categorie. De kolom daarnaast toont het percentage dat in 2023 ggz-gebruiker was. De laatste kolom bevat de gewogen kosten. De tabel valt dus als volgt af te lezen: er waren 200.973 verzekerdenjaren die zowel in 2021 als 2022 minimaal één poh-ggz-declaratie hadden (categorie 'Beide jaren'). 27,9% van deze groep had ggz-kosten in 2023.

Uit de tabel blijkt dat het percentage mensen dat gebruik maakte van de poh-ggz in 2021 en/of 2022 en dat gebruik maakt van ggz in 2023, beduidend hoger ligt dan in de groep die in deze jaren geen gebruik maakte van de poh-ggz. Poh-ggz-gebruik zegt dus iets over toekomstig ggz-gebruik, maar nog steeds maakt bijna driekwart van de mensen die in 2022 poh-ggz gebruiken, geen ggz-kosten in 2023. Ook zijn de kosten per ggz-gebruiker niet hoger. Daarnaast blijkt ook uit de tabel dat het verder terugkijken dan alleen 2022 niet helpt om een grotere groep ggz-gebruikers in 2023 te identificeren: het percentage dat in 2023 ggz gebruikt ligt voor de groep die alleen in 2022 poh-ggz gebruikte net zo



Figuur 2.21: Aantal poh-ggz-consulten in 2022 (x-as), prevalentie in 2023 (linker y-as) en gemiddelde kosten in 2023 van ggz-gebruikers in 2023 (rechter y-as)

hoog als bij de groep die zowel in 2021 als 2022 poh-ggz gebruikte.

Om poh-ggz-gebruik nader uit te splitsen, kan ook worden gekeken naar de relatie tussen aantal poh-ggz-declaraties en vervolgcosten. Deze analyse is weergegeven in Figuur 2.21. Het aantal poh-ggz-declaraties in 2022 staat op de x-as. De blauwe lijn, corresponderend met de linker y-as, toont de prevalentie van ggz-gebruik in 2023. De groene staven, corresponderend met de rechter y-as, tonen gemiddelde ggz-kosten per gebruiker. Het is duidelijk zichtbaar dat hoewel aantal poh-declaraties in 2022 positief correleert met prevalentie in 2023, dit niet geldt voor de gemiddelde kosten per gebruiker.

Concluderend is de poh-ggz-data mogelijk interessante data, vooral om te voorspellen of iemand ggz gaat gebruiken (en niet om te differentiëren in de hoogte van kosten binnen ggz-gebruikers). Het geeft namelijk extra informatie over een aanzienlijke groep verzekerden (645.000 verzekerden bij één jaar aan data), waarvan de kans op ggz-gebruik ruim vijf keer zo hoog is als voor de populatie zonder poh-ggz-gebruik. Echter, de poh-ggz-data in de huidige vorm is niet geschikt voor de risicoverevening. Dit komt doordat de poh-ggz-kosten bij één verzekeraar niet als losse declaraties gedeclareerd worden, maar als opslag op het huisartsentarief zitten bij alle verzekeraars. Hierdoor is dus niet vast te stellen welke verzekerden daadwerkelijk gebruik gemaakt hebben van deze zorg⁹.

⁹In de analyses hebben we hier rekening mee gehouden: doordat we de verzekerden van deze verzekeraar konden identificeren, konden we ze uitsluiten van de analyses. Omdat het om een relatief kleine verzekeraar gaat, verwachten we dat de uitkomsten representatief zijn.

3 ZPM-gegevens

Dit hoofdstuk onderzoekt hoe de beschikbare informatie uit het ZPM het beste gebruikt kan worden om een zo hoog mogelijke voorspellende waarde te hebben. Dat doen we aan de hand van de volgende drie stappen:

1. Definiëren van variabelen o.b.v. de ZPM-data die mogelijk voorspellend zijn voor vervolgcosten;
2. Onderzoeken welke van deze variabelen univariaat daadwerkelijk voorspellend zijn voor vervolgcosten;
3. Excluderen van variabelen die niet voorspellend zijn voor meerkosten of waarover twijfels over validiteit en betrouwbaarheid bestaan.

Deze drie stappen resulteren in een set aan valide variabelen, gebaseerd op de ZPM-data, waar iedere variabele op zichzelf voorspellend is voor vervolgcosten. Deze set zal vervolgens worden gebruikt om het nieuwe morbiditeitskenmerk vorm te geven (zie volgend hoofdstuk). Hieronder worden de resultaten van elke stap besproken.

3.1 Definiëren van variabelen o.b.v. ZPM-declaraties

Binnen het ZPM wordt elke zorgprestatie separaat geregistreerd en gedeclareerd. Zo kan voor een cliënt die intramuraal verblijft op dezelfde dag zowel een verblijfsdag als bijvoorbeeld een consult gedeclareerd worden. Iedere declaratie heeft een declaratiecode. In totaal zijn er onder 1251 verschillende declaratiecodes declaraties gedaan in 2023. Voor elke declaratie is bekend op welke dag de bijbehorende zorgprestatie is geleverd.

De eerste twee letters van de code geven aan om wat voor type prestatie het gaat. Er zijn zes types: consult (beginnend met CO), groepsconsult (GC), verblijf (VD), overige prestaties (OV), toeslag consult (TC) en toeslag verblijf (TV). Dit wordt gevolgd door 4 cijfers, die aangeven welke prestatie binnen het desbetreffende type prestatie er geleverd wordt. Ieder type prestatie bevat andere onderliggende kenmerken.

Tabel 3.10 geeft een overzicht van de zes prestatietypes en hun onderliggende kenmerken. Hierop baseren we de variabelen voor het morbiditeitskenmerk. Omdat, zoals uit het literatuuronderzoek bleek, slechts beperkt onderzoek is gedaan naar voorspellende ZPM-variabelen, hebben wij voor elk kenmerk uit Tabel 3.10 een variabele gedefinieerd. Daarnaast hebben we kenmerken uit WOR 1255, 2025 overgenomen die daar voorspellend bleken voor vervolgcosten.

Tabel 3.10: ZPM-prestatietypen, inclusief waarden die onderliggende kenmerken kunnen aannemen

Mogelijke waarden	
Consult (CO)	
Consulttype	Diagnostiek Behandeling
Duur	In minuten (5–120 in 8 stappen)
Setting	Ambulant - kwaliteitsstatuut sectie II Ambulant - kwaliteitsstatuut sectie III - monodisciplinair Ambulant - kwaliteitsstatuut sectie III - multidisciplinair Outreaching Klinisch Forensische en beveiligde zorg, klinisch Forensische en beveiligde zorg, - niet klinische of ambulante zorg Verblijf
Beroepscategorie	Arts-specialist Arts Verpleegkundig specialist ggz Verpleegkundige Klinisch (neuro)psycholoog Psychotherapeut Gezondheidszorgpsycholoog Overige beroepen
Groepsconsult (GC)	
Groepsgrootte	2 t/m 10
Duur	Standaard 30 minuten
Beroepscategorie	Zie beroepscategorieën bij CO
Verblijf (VD)	
Verzorgingsgraad	A (licht) B (beperkt) C (matig) D (gemiddeld) E (intensief) F (extra intensief) G (zeer intensief) H (high intensive care)
Beveiligingsniveau	0 t/m 4
Overige prestaties (OV) / Toeslag consult (TC) / Toeslag verblijf (TV)	
Prestatiebeschrijving	Verschillende prestaties, bijv. rTMS, elektroconvulsietherapie, Spravato, zorgmachtiging Wet verplichte zorg, etc. Bevat ook alle prestatiecodes binnen de acute ggz (zowel consult als verblijf).

3.2 Onderzoeken relatie met vervolgcosten

De variabelen die wij gedefinieerd hebben o.b.v. de ZPM-gegevens zijn weergegeven in Tabel 3.11. Vervolgens is voor elk van deze variabelen onderzocht of ze daadwerkelijk samenhangen met vervolgcosten. De vervolgcosten zijn gebaseerd op declaratiedata van 2024. De variabelen zijn gedefinieerd o.b.v. declaratiedata uit 2023.¹⁰

Tabel 3.12 geeft de relatie weer tussen maximale verzorgingsgraad van een verblijfsdag in 2023 en vervolgcosten in 2024. De tabel valt als volgt af te lezen: 13,2 miljoen verzekerdenjaren gebruikten geen ggz in 2023. Deze groep maakte in 2024 gemiddeld EUR 90 aan ggz-kosten. Daarnaast gold voor 893 duizend verzekerdenjaren dat zij wel ggz-kosten maakten in 2023, maar geen verblijfsdag hadden. Mensen met G als maximale verzorgingsgraad maakten in 2024 de hoogste kosten (ruim EUR 43.500). Deze groep bestond uit ruim 2,6 duizend verzekerdenjaren. Uit deze tabel valt af te lezen dat er een duidelijk verband is tussen maximale verzorgingsgraad en gemiddeld vervolgcosten: over het algemeen geldt dat hoe hoger de maximale verzorgingsgraad was in 2023, hoe hoger de gemiddelde kosten zijn in 2024.

Tabel 3.12: *Gemiddelde ggz-kosten 2024 naar maximale verzorgingsgraad verblijfsdag in 2023*

Maximale verblijfsdag	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595	90
Geen verblijfsdag	892.980	3.248
Verblijfsdag A	386	12.141
Verblijfsdag B	459	15.381
Verblijfsdag C	3.973	14.880
Verblijfsdag D	6.420	17.507
Verblijfsdag E	13.270	20.165
Verblijfsdag F	10.601	27.465
Verblijfsdag G	2.650	43.506
Verblijfsdag H	8.561	39.206

Een vergelijkbare tabel is voor elk van de ZPM-variabelen gemaakt. Deze tabellen zijn te vinden in Appendix B. De tabellen geven een eerste indicatie van hoe onderscheidend iedere variabele is met betrekking tot de vervolgcosten en hoe groot de onderliggende groepen zijn.

¹⁰Voor drie variabelen (maximale setting, totaal aantal consulturen en aantal verblijfsdagen) is ook gekeken naar de declaraties uit 2022. Dit is niet gedaan voor alle variabelen, omdat uit de interviews is gebleken dat 2022 in zekere zin een opstartjaar was (vooral de eerste maanden), en dus de validiteit van de data niet gegarandeerd kan worden. Voor deze drie variabelen hebben wij gecontroleerd of de declaratiepatronen overeenkomen tussen 2022 en 2023. Wanneer er meer datajaren beschikbaar zijn, kan ervoor worden gekozen om alsnog (minimaal) 2 jaar aan data mee te nemen voor andere variabelen.

3.3 Toepassen exclusiecriteria

Een aantal van de variabelen uit Tabel 3.11 is niet meegenomen in het Random Forest-model. Dit kan zowel medisch-inhoudelijke als data-gedreven redenen hebben. Wij hebben variabelen geëxcludeerd op basis van de volgende exclusiecriteria:

1. Te kleine groep (< 1,000 verzekerdenjaren);
2. Te weinig onderscheidend (o.b.v. de tabellen van vorige stap, in Appendix);
3. Medisch-inhoudelijk niet uitlegbaar of betrouwbaar geacht.

Een variabele kan onder meerdere exclusiecriteria vallen. In totaal zijn er op basis van deze criteria 7 variabelen uit Tabel 3.11 geëxcludeerd van verdere vervolgstappen. Voor deze variabelen staat er een kruis in de laatste kolom van deze tabel. Het gaat om de volgende variabelen; tussen de haakjes is aangegeven o.b.v. welk criterium (1, 2 en/of 3 zoals hierboven gedefinieerd) de variabele is afgefallen:

- **Meest recente zorgvraagtypering (3).** Zowel in de interviews met brancheverenigingen en verzekeraars als in het gesprek met de medisch-inhoudelijk deskundigen kwam naar voren dat de ZVT op dit moment niet betrouwbaar wordt geacht. Dit standpunt is ook opgenomen in het advies dat de adviescommissie zorgvraagtypering ggz op 31 januari 2025 gedeeld heeft met de NZa (Adviescommissie zorgvraagtypering ggz, 31 januari 2025).
- **Type behandelaar - acuut (2,3).** Deze variabele is om medisch-inhoudelijke redenen afgefallen. Bij alle acute consulten moet in ieder geval een psychiater betrokken zijn, maar dit is niet altijd degene die op de declaratie staat. De behandelaar die op de declaratie staat heeft meer te maken met de manier waarop een instelling georganiseerd is, dan de inhoudelijke afweging voor de cliënt. Daarnaast bleek dit geen onderscheidende variabele voor vervolgkosten.
- **Maximaal aantal consulten per maand bij een verpleegkundig specialist (2).** Dit is geen onderscheidende variabele voor vervolgkosten.
- **Dominant type behandeling (3).** Dit is medisch-inhoudelijk niet veelzeggend, mede omdat er verschil tussen aanbieders zit in wanneer ze een behandeling als diagnostiek declareren.
- **Wel of geen Spravato (1).** Dit gaat om slechts 195 verzekerdenjaren in 2023.
- **Wel of geen rTMS (1).** Dit gaat om slechts 873 verzekerdenjaren in 2023.
- **Toeslagen binnen verblijf (1).** Alleen de verblijfstoelage 'oorlogsgerelateerd psychotrauma' komt voor in de 2023-declaratiedata. Dit gaat echter maar om 83 verzekerdenjaren.

Eén variabele hebben we op basis van de gesprekken aangepast om deze robuuster en betrouwbaarder te maken. Het gaat om de variabele 'maximale setting - ggz'. Hier hebben we de settings 'ambulant - kwaliteitsstatuut sectie III - mono-disciplinair' en 'ambulant - kwaliteitsstatuut sectie III - multidisciplinair' samengevoegd. Uit de interviews bleek dat er een grote variatie zit in de interpretatie van deze settings en dat er een prijsprikkel is om te behandelen in de multidisciplinaire setting.

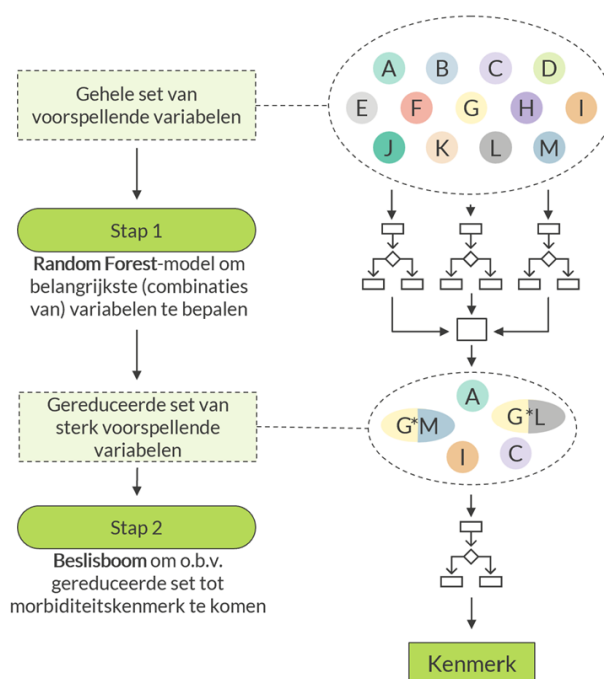
Tabel 3.11: Overzicht ZPM-variabelen per categorie

Categorie	Variabele	Type variabele	Geïnccludeerd
Verblijfsdagen			
	Maximale verzorgingsgraad verblijfsdag	Categorisch	✓
	Maximale verzorgingsgraad verblijfsdag - acuut	Categorisch	✓
	Aantal verblijfsdagen	Numeriek	✓
	Aantal verblijfsdagen - acuut	Numeriek	✓
Setting			
	Maximale setting - ggz	Categorisch	✓
	Maximale setting - fz	Categorisch	✓
	Type setting - ggz	Binair (per setting)	✓
Zorgvraagtypering			
	Meest recente zorgvraagtypering	Categorisch	✗
Behandelaar			
	Type behandelaar	Binair (per type)	✓
	Type behandelaar - acuut	Binair (per type)	✗
	Maximale behandelaar	Categorisch	✓
	Aantal unieke behandelingen	Numeriek	✗ ^a
	Maximum aantal behandelingen per maand bij een arts	Numeriek	✓
	Maximum aantal behandelingen per maand bij een verpleegkundig specialist	Numeriek	✗
Type behandeling			
	Dominant type behandeling	Categorisch	✗
	Combinaties van type behandeling	Categorisch	✗ ^a
	Aandeel groepsconsult in totale consultduur	Numeriek	✗ ^a
	Groepsgrootte groepsconsult	Binair (per grootte)	✓
Duur behandeling			
	Totaal aantal consulturen	Numeriek	✓
	Totaal aantal consulturen - acuut	Numeriek	✓
	Maximaal aantal consulturen per maand	Numeriek	✓
	Maand laatste consult	Categorisch	✓
Toeslagen			
	Wel of geen Spravato	Binair	✗
	Wel of geen rTMS	Binair	✗
	Toeslagen binnen verblijf	Binair	✗
Overige prestaties			
	Wel of geen elektroconvulsietherapie	Binair	✓
	Wel of geen zorgmachtiging	Binair	✓

^a Deze variabelen zijn in eerste instantie geïnccludeerd, maar later met voortschrijdend inzicht toch afgevalen vanwege de validiteit. Zie paragraaf 4.1.2.

4 Morbiditeitskenmerk

Het nieuwe morbiditeitskenmerk wordt gebaseerd op de 37 ZPM-variabelen zoals gedefinieerd in het vorige hoofdstuk. Dit zijn stuk voor stuk valide variabelen die voorspellend zijn voor meerkosten. De variabelen in deze initiële set vormen het startpunt tot het vormgeven van een nieuw morbiditeitskenmerk dat gebruikt kan worden in het ggz-model, ter vervanging van het huidige DKG-kenmerk. Het uiteindelijke morbiditeitskenmerk moet zowel goed voorspellend voor vervolgcosten als uitlegbaar en stabiel zijn. Om dit te bereiken willen we uit de gehele set aan voorspellende variabelen eerst de sterkst voorspellende variabelen selecteren. Dit doen we met behulp van een Random Forest-model. Vervolgens gebruiken we deze sterk voorspellende variabelen in een beslisboom om zo tot een nieuw morbiditeitskenmerk te komen. Figuur 4.22 geeft de aanpak schematisch weer.



Figuur 4.22: Schematisch overzicht vormgeving nieuw morbiditeitskenmerk

4.1 Random Forest

Een Random Forest (RF)-model (Breiman, 2001) bestaat uit honderden onafhankelijke beslisbomen, ieder getraind op een ander willekeurig deel van de data. De voorspellingen van al die verschillende bomen worden gemiddeld om tot een finale voorspelling te komen. Hierdoor wordt een stabielere resultaat verkregen dan bij het fitten van slechts één beslisboom. Random Forests zijn zeer geschikt voor het soort datasets dat beschikbaar is in de risicoverevening, want dit model is goed schaalbaar naar grote datasets, is geschikt voor zowel categorische als continue variabelen, en kan belangrijke tweewegsinteracties detecteren zonder dat deze *a priori* gedefinieerd moeten worden.

Wij hebben een RF-model gebruikt om aan de hand van 34 ZPM-variabelen uit 2023 en 3 uit 2022 de ggz-kosten in 2024 te voorspellen. Hiervoor hebben wij gebruik gemaakt van het package *ranger* in R. De volledige dataset (alle verzekerden

die ggz-kosten maakten in 2023; $N = 945.274$) is willekeurig opgesplitst in een trainingset (70%) en een testset (30%). Het model omvatte 500 beslisbomen, waarbij bij iedere split willekeurig 20 variabelen zijn geselecteerd ($mtry = 20$)¹¹. De maximale boomdiepte werd niet beperkt ($max.depth = 0$), om complexe patronen vast te kunnen leggen, en omdat er in de volgende stap nog selectie van variabelen plaatsvindt. Geordende categorische variabelen werden behandeld als ordinale (=gerangschikte) variabelen om de inherente rangorde in deze categorieën te behouden.

Voor het kwantificeren van de relatieve voorspellende bijdrage van elke variabele is *permutation importance* gebruikt. *Permutation importance* is een evaluatiemaat die meet wat de toename in voorspelfout is wanneer de waarden van een variabele willekeurig door elkaar worden geschud (gepermuteerd), waardoor de associatie met de uitkomstvariabele verbroken wordt. Deze methode heeft belangrijke voordelen ten opzichte van de meer gebruikelijke *Gini impurity*, die meet hoeveel een variabele bijdraagt aan het verminderen van node impurity tijdens het bouwen van de boom.¹²

Om interacties tussen variabelen te kwantificeren gebruiken we de *H-statistic* (Friedman et al., 2008), een evaluatiemaat die de sterkte van tweewegsinteracties meet. De H-statistiek meet in hoeverre het gezamenlijke effect van twee variabelen afwijkt van de som van hun individuele effecten, waarbij een waarde van 0 duidt op puur additieve effecten en een waarde van 1 op volledige interactie.

4.1.1 Resultaten

Figuur 4.23 toont voor een willekeurige steekproef van de testset¹³ de relatie tussen geobserveerde en voorspelde ggz-kosten in 2024. De voorspelde kosten zijn bepaald met het RF-model zoals hierboven beschreven. Uit de figuur valt af te lezen dat de voorspelkracht van dit model niet optimaal is: hoewel er een positieve relatie bestaat tussen geobserveerde en voorspelde kosten, blijft nog veel variantie in geobserveerde kosten onverklaard.

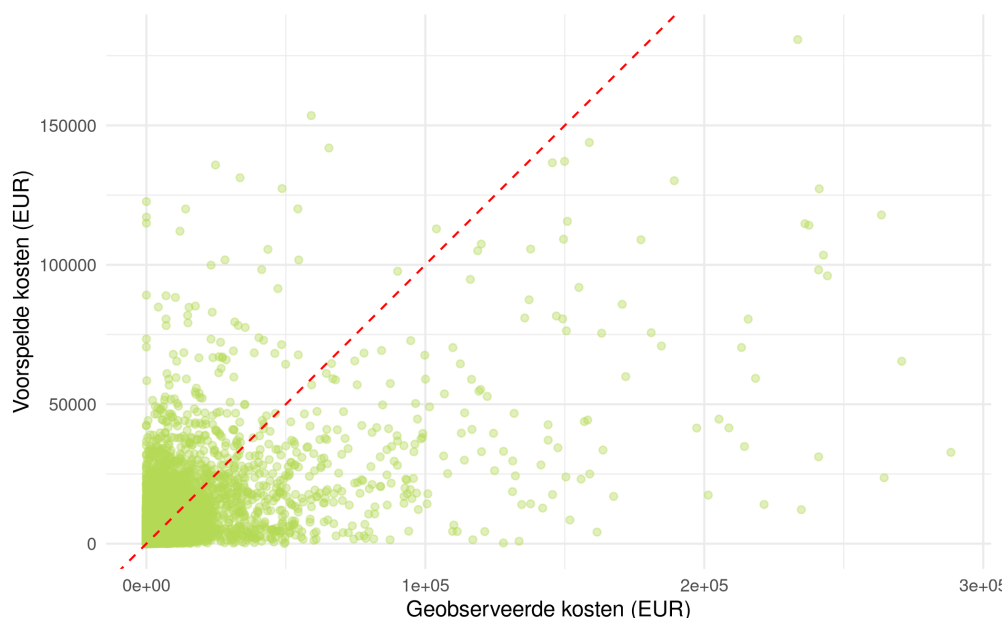
De R-kwadraat op de testset is 36% en de gemiddelde absolute afwijking (GAA) is EUR 3.878.¹⁴ Gemiddeld wordt dus 36% van de geobserveerde variatie in kosten in 2024 (binnen de testset) verklaard door dit model, en wijken voorspellingen gemiddeld bijna EUR 4.000 af van de geobserveerde kosten. Uit Figuur 4.22 valt ook af te lezen dat mensen met lage daadwerkelijke kosten gemiddeld te hoge voorspelde kosten hebben, en mensen met hoge daadwerkelijke kosten gemiddeld te lage voorspelde kosten hebben.

¹¹ Deze waarde voor $mtry$ ligt tussen de standaard aanbeveling voor regressiemodellen ($p/3$, met p het aantal voorspellende variabelen) en de waarde voor classificatiemodellen ($\sqrt{p}$). Dit biedt een balans tussen decorrelatie van bomen en voldoende beschikbare variabelen bij elke split

¹² Er zijn verschillende redenen waarom in deze context *permutation importance* te verkiezen is boven *Gini impurity*. Ten eerste geeft de *Gini impurity* een vertekend beeld bij gecorreleerde predictoren: wanneer twee sterk gecorreleerde variabelen beide informatief zijn, kan de variabele die het eerst gebruikt wordt in de boom kunstmatig hoog scoren, terwijl de andere variabele ondergewaardeerd wordt. *Permutation importance* is robuuster omdat het de totale voorspelprestatie van het complete model evalueert. Ten tweede heeft de *Gini impurity* de neiging om continue en categorische variabelen met veel niveaus te bevoordelen, omdat deze meer mogelijke splitpunten bieden. *Permutation importance* is niet gevoelig voor deze bias omdat het uitsluitend kijkt naar het effect op voorspelkracht, onafhankelijk van het aantal mogelijke splits. Tot slot biedt *permutation importance* een directe interpretatie in termen van modelprestatie (verandering in voorspelfout), terwijl de *Gini impurity* een abstractere maat is die moeilijker te interpreteren is.

¹³ De gehele testset is te groot om in een spreidingsdiagram zoals dit te tonen: te veel punten zouden elkaar overlappen.

¹⁴ De GAA is vergelijkbaar met de gewogen gemiddelde absolute afwijking (GGAA), een zeer gangbare evaluatiemaat binnen de risicoverevening, alleen dan niet gewogen naar verzekerdenjaren. Deze maat is ook wel bekend onder de naam *mean absolute error*.



Figuur 4.23: Geobserveerde versus voorspelde ggz-kosten in 2024 in de testset. Voorspelde kosten zijn gebaseerd op een Random Forest-model met 37 voorspellende variabelen gebaseerd op het ZPM

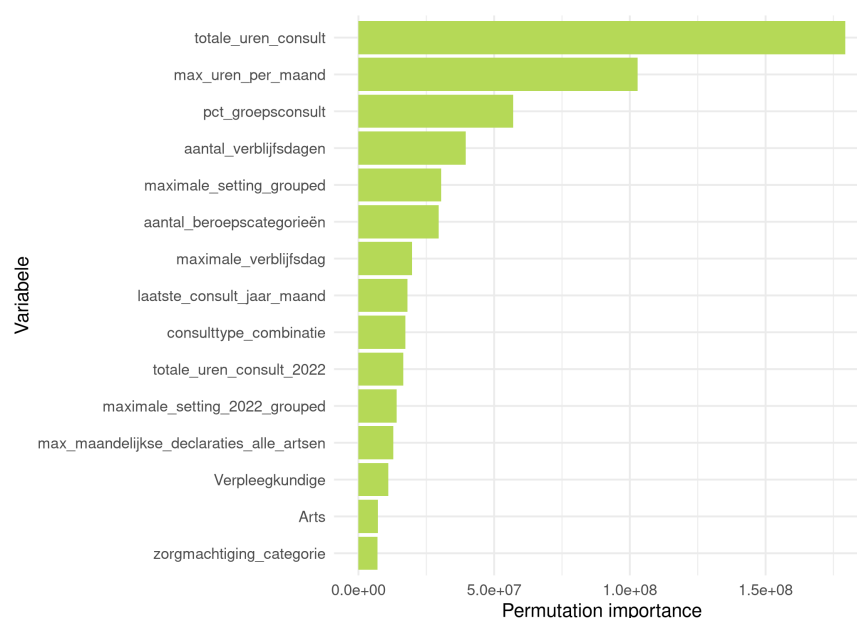
Figuur 4.24 toont de top-15 variabelen met de hoogste *permutation importance*. Hieruit volgt dat het totaal aantal uren consult dat iemand ontvangen heeft in jaar $t-1$ en het maximaal aantal uren in een maand in $t-1$ het sterkst voorspellend zijn voor zorgkosten in jaar t . Vervolgens zijn het percentage groepsconsulten¹⁵, het aantal verblijfsdagen en de maximale setting waarin iemand een consult heeft gehad (ambulant, klinisch, etc.) het meest voorspellend voor zorgkosten in het volgende jaar.

Over het excluseren van de ZVT: Op basis van de conclusies uit het vorige hoofdstuk is besloten om zeven variabelen, waaronder meest recente ZVT, niet mee te nemen in het RF-model. Omdat van de ZVT mogelijk wel verwacht kan worden dat deze sterk voorspellend is voor vervolgcosten, hebben wij ook eenzelfde RF-model als hierboven beschreven gefit, maar dan mét deze zeven eerder geëxcludeerde variabelen. Hieruit blijkt dat de meest recente ZVT niet sterk voorspellend is voor vervolgcosten. Dit geldt ook voor de overige geëxcludeerde variabelen. Deze variabelen waren dus hoe dan ook niet boven komen drijven voor inclusie in de beslisboom o.b.v. voorspelkracht. Een figuur van de variabelen opgenomen in dit RF-model, gesorteerd op voorspelkracht (o.b.v. permutation importance), is te vinden in Appendix C, Figuur C1.

Figuur 4.25 toont de sterkste interacties. Hierbij is alleen gekeken naar de interacties tussen de top-10 belangrijkste variabelen. Dit is van belang omdat de H-statistic een relatieve maat is: deze toont alleen hoeveel extra voorspelkracht

¹⁵ Het aandeel groepsconsulten als percentage van de totale consultduur lijkt wellicht een vreemde voorspeller, maar blijkt samen te hangen met aard van de klacht. Zo zijn er bepaalde DSM-hoofdgroepen (verslavingen, eetstoornissen) waar groepsconsulten een groter onderdeel vormen van de behandeling dan bij andere hoofdgroepen. Deze variabele lijkt dus een (imperfecte) proxy hiervoor.

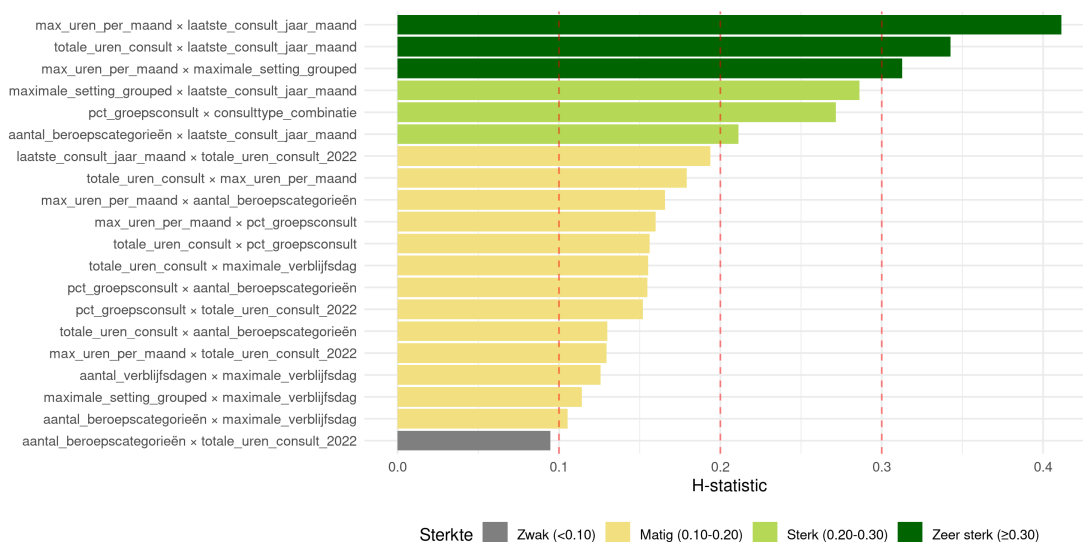
de interactie tussen twee variabelen oplevert, maar neemt niet mee hoe voorspellend de variabelen *an sich* zijn. Daarom is het niet erg interessant om te kijken naar álle interacties, want zelfs als twee zwak voorspellende variabelen samen een hoge H-statistic hebben, zou het alsnog weinig toevoegen om deze variabelen mee te nemen in het morbiditeitskenmerk. Omdat de H-statistic computationeel intensief is om te berekenen, hebben wij uit de trainingset een steekproef van 200,000 observaties getrokken (ongeveer een derde van de totale grootte). Wat opvalt is dat de laatste maand waarin een cliënt in jaar $t-1$ nog een consult gehad heeft een sterke interactie heeft met andere sterk voorspellende variabelen, zoals maximum aantal consulturen per maand, totaal aantal uren consult in een jaar en maximale setting. Deze variabele kwam al voor in de top-15 zoals weergegeven in Figuur 4.24, maar heeft in interactie met andere variabelen een nog belangrijkere rol. Verder komen voornamelijk variabelen naar voren in de interacties die ook individueel al een belangrijke rol speelden.



Figuur 4.24: De 15 belangrijkste variabelen uit het Random Forest-model, gebaseerd op de permutation importance

Dit RF-model richt zich op de beste voorspelling voor de gehele populatie. Het is echter van belang om specifiek aandacht te besteden aan de groep met de hoogste kosten. Variabelen die voorspellend zijn voor specifiek deze groep, maar niet voor de gehele populatie, komen niet bovendrijven in Figuur 4.24 en worden daardoor wellicht over het hoofd gezien. Daarom hebben wij een tweede RF-model gefit voor een subset van de eerdere populatie, namelijk de top-5% van ggz-gebruikers in 2023 met de hoogste kosten in 2024.

De geobserveerde versus voorspelde kosten voor deze groep zijn weergegeven in Figuur 4.26. De top-15 belangrijkste variabelen zijn weergegeven in Figuur 4.27. De belangrijkste interacties tussen de top-10 belangrijkste variabelen worden getoond in Figuur 4.28. In deze figuren zien we wederom veel dezelfde variabelen terugkomen, aangevuld met maximale verzorgingsgraad van een verblijfsdag, of iemand een zorgmachtiging heeft en in iets mindere mate het totaal aantal uren consult in jaar $t-2$ en aantal verblijfsdagen in jaar $t-2$. Deze laatste drie variabelen komen ook naar voren in interactie



Figuur 4.25: De belangrijkste interacties tussen de top-10 belangrijkste variabelen uit het Random Forest-model

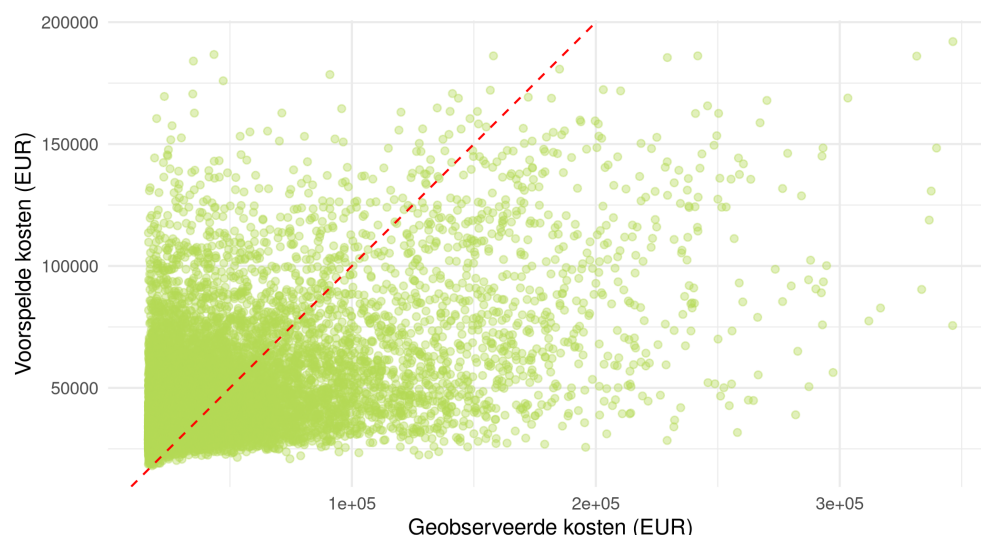
met andere variabelen. Interessant daarin is de interactie tussen totaal aantal uren consult in jaar $t-1$ en jaar $t-2$, wat waarschijnlijk verklaard wordt doordat de 'zwaarste' groep cliënten met de hoogste kosten in het komende jaar t veel consulten in beide voorgaande jaren gehad hebben.

4.1.2 Definitieve variabelenselectie voor beslisboom

Aan de hand van de uitkomsten van de analyses uit paragraaf 4.1.1 selecteren we de meest voorspellende variabelen. Daarbij nemen we alle variabelen die in de top tien voorkomen van individueel belang voor alle verzekerden of voor de top 5% duurste verzekerden, aangevuld met variabelen die bijdragen aan de top tien van interacties voor een van beide selecties van verzekerden. Dat leidt tot selectie van de volgende negen variabelen:

1. Totaal aantal uren consult in jaar $t-1$ (totale_uren_consult)
2. Totaal aantal uren consult in jaar $t-2$ (totale_uren_consult_2022)
3. Maximaal aantal uren consult per maand in jaar $t-1$ (max_uren_per_maand)
4. Laatste consultmaand in jaar $t-1$ (laatste_consult_jaar_maand)
5. Maximale setting in jaar $t-1$ (maximale_setting_grouped)
6. Aantal verblijfsdagen in jaar $t-1$ (aantal_verblijfsdagen)
7. Aantal verblijfsdagen in jaar $t-2$ (aantal_verblijfsdagen_2022)
8. Maximale verzorgingsgraad van een verblijfsdag in jaar $t-1$ (maximale_verblijfsdag)
9. Zorgmachtigingcategorie in jaar $t-1$ (zorgmachtiging_categorie)

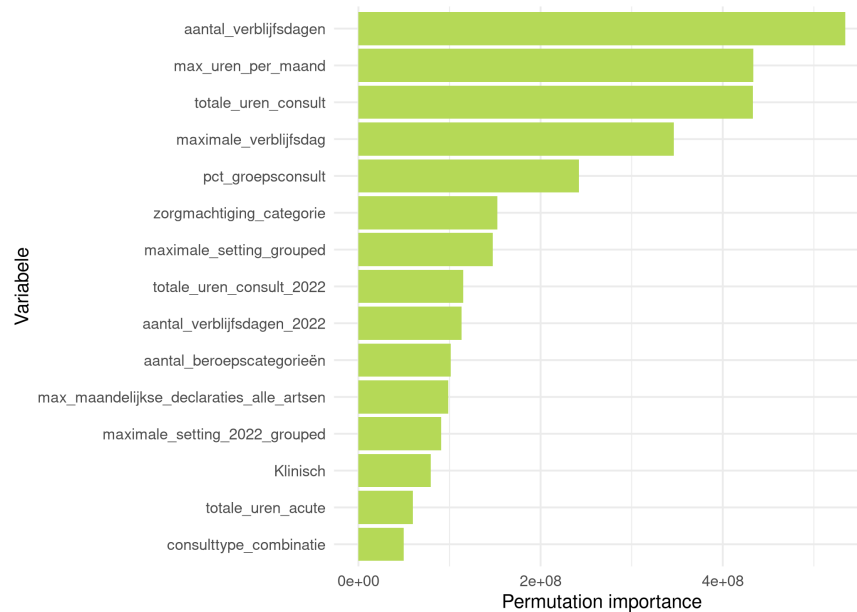
De eerste vijf variabelen hebben betrekking op consulten, de volgende drie op verblijfsdagen en de laatste gaat over of iemand een zorgmachtiging heeft of niet. Variabelen die op basis van de uitkomsten van de RF-modellen wel naar voren komen (ze staan wel in top 10) maar toch zijn afgevallen zijn:



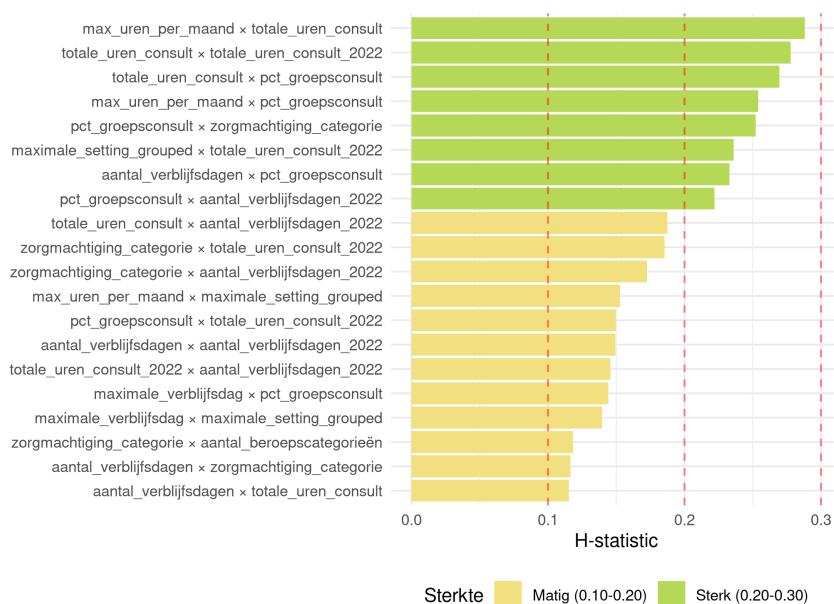
Figuur 4.26: Geobserveerde versus voorspelde ggz-kosten in 2024 in de testset, voor de 5% ggz-gebruikers in 2023 die in 2024 de hoogste kosten hadden. Voorspelde kosten zijn gebaseerd op een Random Forest-model met 37 voorspellende variabelen gebaseerd op het ZPM

- **Aandeel groepsconsulten:** deze variabele blijkt op basis van de beschikbare data niet goed bepaald te kunnen worden. Doordat iedere behandelaar die betrokken is bij een groepsconsult deze kan declareren, ontstaan dubbel-tellingen in het aantal groepsconsulten. Bovendien zijn er sterke vermoedens dat het aantal betrokken behandelaren niet enkel medisch-inhoudelijk gestuurd is, maar ook varieert over instellingen afhankelijk van eigen beleid en beschikbaarheid. Dit maakt dat deze variabele geen uniforme, passende voorspeller is.
- **Aantal unieke behandelaren:** deze variabele hangt sterk samen met grootte van een instelling: kleinere instellingen zullen vaak niet elk type behandelaar in dienst hebben terwijl ze wel dezelfde zorg kunnen leveren.
- **Combinaties van type behandeling:** uit de interviews halen we signalen dat er niet uniform over aanbieders en jaren omgegaan wordt met het indelen van het type behandeling. Zo kunnen er in een jaar of binnen een contract van een aanbieder prikkels zijn om meer consulten als diagnostiek te declareren.

Voordat de negen geselecteerde variabelen die meegenomen zijn in de beslisbomen in de volgende onderzoeksstap zijn nog een paar aanpassingen doorgevoerd aan de definitie van deze variabelen. De reden hiervoor is dat variabelen met betrekking tot acute zorg niet separaat naar boven komen als relevante variabelen. Hetzelfde geldt voor forensische zorg. Er zouden echter onlogische uitkomsten ontstaan als we de acute en forensische zorg zouden uitsluiten van de consulten en verblijfsdagen. Daarom wordt het aantal uren consult, het aantal verblijfsdagen en de maximale setting steeds bepaald over alle geleverde zorg (inclusief acute consulturen en verblijfsdagen en setting forensische zorg).



Figuur 4.27: De 15 belangrijkste variabelen uit het Random Forest-model voor de 5% ggz-gebruikers in 2023 die in 2024 de hoogste kosten hadden, gebaseerd op de permutation importance



Figuur 4.28: De belangrijkste interacties tussen de top-10 belangrijkste variabelen uit het Random Forest-model voor de 5% ggz-gebruikers in 2023 die in 2024 de hoogste kosten hadden

4.2 Beslisboom

Een nadeel van het RF-model is dat het model veel minder transparant is dan een simpele beslisboom. Dat maakt dit model minder geschikt om het uiteindelijk morbiditeitskenmerk mee vorm te geven, omdat het belangrijk is dat de resulterende categorisering inzichtelijk en transparant is. Daarom wordt voor stap 2, zoals weergegeven in Figuur 4.22, een beslisboom gebruikt. Op basis van de hierboven gedefinieerde kenmerken worden individuen stapsgewijs toegewezen aan een specifieke categorie. Deze categorisering vormt het nieuwe morbiditeitskenmerk.

Bij het maken van de beslisboom moet een afweging gemaakt worden tussen voorspelkracht en uitlegbaarheid van het resulterende kenmerk. Het is daarom logisch om een aantal verschillende modelvarianten te maken en deze door te rekenen, zodat deze getoetst kunnen worden aan de hand van het toetsingskader.

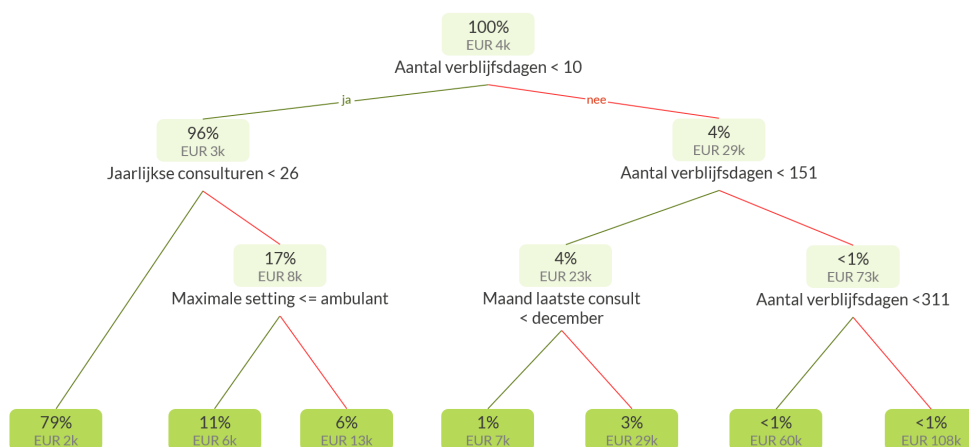
De verschillende modelvarianten kunnen op meerdere manieren verkregen worden. Allereerst kunnen de parameters van de beslisboom die de complexiteit van de resulterende boom bepalen gevarieerd worden. De belangrijkste parameter is hierbij de *complexity parameter* (cp). Deze parameter bepaalt hoeveel verbetering in modelprestatie nodig is voordat een splitsing in de beslisboom wordt doorgevoerd. Een hogere cp-waarde resulteert dus in een eenvoudiger boom doordat kleine, mogelijk ruisgevoelige splitsingen worden tegengehouden. Een tweede manier om verschillende modelkenmerken te verkrijgen is door te variëren in de kenmerken die de beslisboom kan gebruiken.

Wij rekenen drie modelvarianten door:

1. Een **eenvoudig** kenmerk, waarbij we een hogere waarde van de cp-parameter kiezen. Dit resulteert in een minder diepe boom met minder categorieën. Hierdoor zal de boom minder geneigd zijn tot overfitten, maar zal er minder variantie verklaard worden.
2. Een **complex** kenmerk, waarbij we een lagere waarde van de cp-parameter kiezen. Dit resulteert in een diepere boom met meer categorieën. Hierdoor kan de boom meer variatie verklaren, maar zal er meer risico zijn op overfitten en het ontstaan van kleine, minder stabiele klassen.
3. Een **gesplitst** kenmerk, waarin er aparte, relatief ondiepe bomen worden gemaakt voor de consultgerelateerde variabelen en de verblijfsdagerelateerde variabelen. Tot slot wordt een derde categorisering gemaakt o.b.v. of er voor iemand een zorgmachtiging is aangevraagd. Ieder individu wordt dus ingedeeld in drie categorieën: voor verblijf, consult en zorgmachtiging. Dit resulteert naar verwachting in een beter uitlegbaar kenmerk (omdat verblijfs- en consultprestaties niet langer door elkaar lopen in de boom), maar omdat de interactie tussen verblijfs- en consultkenmerken niet meer kan worden meegenomen, zal de voorspelkracht naar verwachting ook lager liggen.

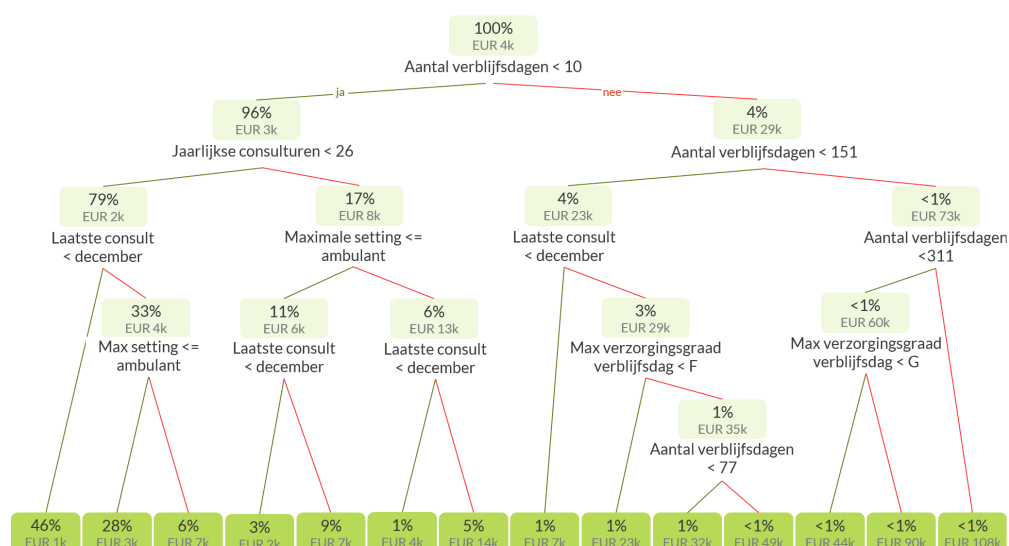
Elk van deze varianten is gebaseerd op dezelfde data en kenmerken. De data bestaat uit iedereen die in $t - 1$ (hier: 2023) ggz-kosten maakte ($N = 945.274$). Van de negen voorspellende variabelen zijn er zeven gebaseerd op $t - 1$ en twee op $t - 2$ (totale jaarlijkse consultduur en aantal verblijfsdagen). Bij het maken van de boom gebruiken we 70% van de data om de boom te trainen. De overige 30% wordt gebruikt om de boom te evalueren. Wij houden aan dat elke categorie uit minimaal 1000 mensen moet bestaan. Omdat we slechts 70% van alle data gebruiken om de boom te maken, zetten we deze parameter op 70% van $1000 = 700$. Voor het maken van de boom gebruikten wij het R-package **rpart**.

Bovenstaande resulteert in de beslisbomen in figuren 4.29, 4.30 en 4.31. Merk hierbij op dat niet alle geselecteerde variabelen vanuit paragraaf 4.1.2 gebruikt worden: het totaal aantal uren consult in jaar t-2, het totaal aantal verblijfsdagen in jaar t-2 en het maximaal aantal uren consult per maand komen niet terug in de beslisbomen. Schijnbaar is de voorspelkracht van deze variabelen niet hoog genoeg. Ook het wel of niet aanvragen van een zorgmachtiging komt niet in het eenvoudige of complexe kenmerk voor. Het eenvoudige kenmerk resulteert in 7+1 klassen (waarbij +1 de afslagklasse is), het complexe kenmerk resulteert in 14+1 klassen en het gesplitste resulteert in 11+1 klassen.

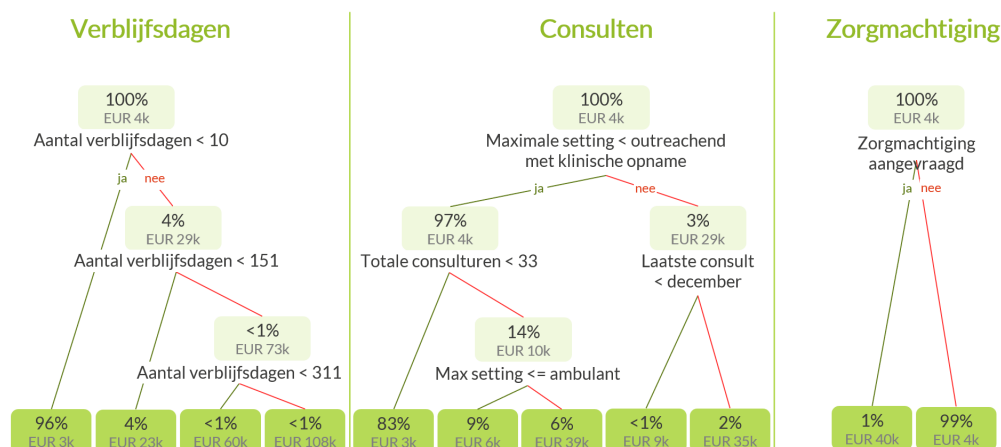


Figuur 4.29: Beslisboom die hoort bij het eenvoudige kenmerk. Het weergegeven percentage in elk groene vak representeert het aandeel verzekerden in 2024 dat ingedeeld wordt in de betreffende klasse. De kosten representeren de gemiddelde kosten van die klasse

Alle verzekerden die minstens één declaratie hebben met een prestatiecode, gaan door de beslisboom heen en vallen daarmee niet in de afslagklasse, maar ten minste in klasse 1 van het kenmerk. In 2023 wordt hierdoor 0,17% van de verzekerden niet ingedeeld, terwijl ze wel ggz-kosten hebben gemaakt in 2022. Het grootste deel hiervan komt door de overige prestatie 'SuperBrains', een e-health platform en app gericht op het ondersteunen van de behandeling.



Figuur 4.30: Beslisboom die hoort bij het complexe kenmerk. Het weergegeven percentage in elk groene vak representeert het aandeel verzekerden in 2024 dat ingedeeld wordt in de betreffende klasse. De kosten representeren de gemiddelde kosten van die klasse



Figuur 4.31: Beslisboom die hoort bij het gesplitste kenmerk. Het weergegeven percentage in elk groene vak representeert het aandeel verzekerden in 2024 dat ingedeeld wordt in de betreffende klasse. De kosten representeren de gemiddelde kosten van die klasse

Tabel 4.13: Normbedragen nieuwe kenmerk drie modelvarianten

Kenmerk	Omschrijving	Normbedrag
Eenvoudig 0	Geen DKG	-218
Eenvoudig 1	<10 dagen; <26 uren	1.540
Eenvoudig 2	<10 dagen; >26 uren; setting ambulant	4.837
Eenvoudig 3	<10 dagen; >26 uren; setting >ambulant	9.444
Eenvoudig 4	>10 dagen; <151 dagen; voor dec. laatste consult	2.720
Eenvoudig 5	>10 dagen; <151 dagen; dec. laatste consult	23.781
Eenvoudig 6	>151 dagen	49.381
Eenvoudig 7	>311 dagen	93.129
Complex 0	Geen DKG	-226
Complex 1	<10 dagen; <26 uren; voor dec. laatste consult	460
Complex 2	<10 dagen; <26 uren; dec. laatste consult; setting ambulant	2.403
Complex 3	<10 dagen; <26 uren; dec. laatste consult; setting>ambulant	5.701
Complex 4	<10 dagen; >26 uren; setting ambulant; voor dec. laatste consult	681
Complex 5	<10 dagen; >26 uren; setting ambulant; dec. laatste consult	6.038
Complex 6	<10 dagen; >26 uren; setting>ambulant; voor dec. laatste consult	1.931
Complex 7	<10 dagen; >26 uren; setting>ambulant; dec. laatste consult	11.171
Complex 8	>10 dagen; <151 dagen; voor dec. laatste consult	3.148
Complex 9	>10 dagen; <151 dagen; dec. laatste consult; VG dag<F	18.888
Complex 10	>10 dagen; <151 dagen; dec. laatste consult; VG dag>F; <77 dagen	26.534
Complex 11	>10 dagen; <151 dagen; dec. laatste consult; VG dag>F; >77 dagen	44.326
Complex 12	>151 dagen; <311 dagen; VG dag<G	36.989
Complex 13	>151 dagen; <311 dagen; VG dag>G	75.928
Complex 14	>311 dagen	94.503
Gesplitst V0	Afslagklasse verblijf	-40
Gesplitst V1	=>1 en <10 dagen	3.322
Gesplitst V2	>10 dagen; <151 dagen	8.224
Gesplitst V3	>151 dagen; <311 dagen	37.489
Gesplitst V4	>311 dagen	84.080
Gesplitst C0	Afslagklasse consult	-177
Gesplitst C1	Max setting<outr. met kl. opname; uren<33	1.639
Gesplitst C2	Max setting<outr. met kl. opname; uren>33; setting=ambulant	5.234
Gesplitst C3	Max setting<outr. met kl. opname; uren>33; setting>ambulant	8.897
Gesplitst C4	Max setting=>outr. met kl. opname; voor dec. laatste consult	-3.005
Gesplitst C5	Max setting=>outr. met kl. opname; dec. laatste consult	17.242

4.3 Modelvarianten

In deze paragraaf bespreken we de uitkomsten van de normbedragen van de nieuwe modelvarianten, beoordelen we deze modelvarianten aan de hand van het toetsingskader en sluiten we af met de aanbevelingen voor het tweede deel van het onderzoek.

4.3.1 Uitkomsten normbedragen

In tabel 4.13 worden de normbedragen weergegeven van zowel het huidige DKG-kenmerk als die van de nieuwe kenmerken. In Appendix D zijn de overige normbedragen weergegeven. De normbedragen voor de afslagklassen zijn vergelijkbaar met die van het huidige kenmerk (-226 euro). Dit geldt ook voor het gesplitste kenmerk, waar de twee afslagklassen samen optellen tot -217. De hogere normbedragen liggen tussen de 93.129 en 101.322 euro, wat hoger is dan die van

het huidige kenmerk (87.004 euro).

De normbedragen van het eenvoudige en complexe kenmerk komen overeen, al zit er meer differentiatie in het complexe kenmerk. Bijvoorbeeld klasse 1 van het eenvoudige kenmerk komt overeen met klassen 1 en 2 van het complexe kenmerk en ligt met 1.540 euro daar ook tussenin (460 en 2.403 euro). De normbedragen van het gesplitste kenmerk zijn hiermee lastiger te vergelijken. In het deel van de beslisboom met verblijfsdagen, worden alleen verzekerden meegenomen die minstens één verblijfsdag hebben gehad, waardoor het normbedrag bij de klasse V1 veel hoger ligt dan de eerste klassen in de andere kenmerken. Daarbij zie je in dit kenmerk een negatief normbedrag bij klasse C4 (maximale setting is outreaching met klinische opname en laatste consult was voor december). Dit komt doordat de samenhang met verblijfsdagen erg groot is, waardoor verzekerden wel een totaal positief normbedragen ontvangen. Desondanks lijkt dit onlogisch, is dit lastig interpreteerbaar en zorgt het voor een rare prikkelwerking.

In alle drie de kenmerken speelt de variabele 'laatste consult in december' een belangrijke rol. Deze variabele heeft een aanzienlijke invloed op de normbedragen: in het eenvoudige en het gesplitste kenmerk loopt het verschil op tot ruim 20.000 euro, terwijl dit in het complexe kenmerk uiteen loopt van 2.000 tot 40.000 euro, afhankelijk van of er al dan niet een consult in december heeft plaatsgevonden. Ook de verzorgingsgraad van een verblijfsdag (die alleen in het complexe kenmerk een rol speelt) heeft een grote invloed op het normbedrag: tussen de 8.000 (tussen klasse 9 en 10) en 39.000 euro (tussen klasse 12 en 13).

Tot slot vallen twee dingen op in de normbedragen van de andere kenmerken. Ten eerste veranderen de normbedragen van de FKG's fors in het complexe model. Er wordt minder verevend over het kenmerk (afslagklasse gaat van -35,6 naar -26,7 euro), wat met name komt door forse dalingen in de normbedragen voor FKG's 6 tot en met 9 (Bipolaire stoornissen complex, Psychose, Chronische stemmingsstoornis complex en Psychose depot). Ten tweede wordt er meer verevend over het MHK-kenmerk (afslagklasse gaat van -46,6 naar -52,1 in het complexe model en -53 in het eenvoudige en gesplitste model). Dit komt met name door een grote stijging in klasse 1 van dat kenmerk.

4.3.2 Beoordeling modelvarianten

Beoordelingskader

In figuur 4.32 zijn de drie modelvarianten beoordeeld op de gebruikelijk maatstaven van het toetsingskader, ten opzichte van het huidige model (uitgangsmodel 'M0', OT2026). Alle drie de modelvarianten presteren op verevenende werking beter dan het uitgangsmodel. Het complexe model laat over de hele linie de grootste verbetering zien, met name voor de groepen met de hoogste kosten en voor individuele voorspelkracht (R^2 stijgt met ruim 4 procentpunt).

Op de prikkel tot doelmatigheid scoren alle drie de varianten slechter dan het huidige model. De koppeling aan zorggebruik (consulturen, verblijfsdagen) vormt een negatieve prikkel voor volumebeheersing. Het criterium 'laatste consult in december' is een extra risicofactor in alle varianten, maar het sterkst in het complexe model.

Alle drie de modelvarianten zijn minder complex dan het uitgangsmodel. Het eenvoudige model scoort hier het beste door de meest transparante klassen, waarbij trends eenvoudiger en uitlegbaarder door te vertalen zijn naar de raming.

Op validiteit, meetbaarheid en stabiliteit scoren alle drie de varianten iets lager dan het uitgangsmodel. De gebruikte variabelen zijn inhoudelijk goed te rechtvaardigen, maar het criterium 'laatste consult in december' vormt een risico voor zowel validiteit als meetbaarheid op de langere termijn vanwege het gevaar van gaming. Stabiliteit is nog niet volledig te toetsen bij gebrek aan voldoende datajaren, maar de klassengrootte is stabiel. Het eenvoudige model scoort hier het beste door het kleinste aantal klassen.

	Eenvoudige model	Complexe model	Gesplitste model
Verevenende werking	+	++	+
Doelmatigheidsprikkel	-	--	-
Beheersbare complexiteit	++	+	+
Validiteit, meetbaarheid en stabiliteit	-	-	--

Figuur 4.32: Beoordelingskader voor de drie doorgerekende modelvarianten. Score is ten opzichte van het huidige model M0 (OT 2026)

In onderstaande paragrafen lichten we de verschillende elementen van het toetsingskader verder toe.

Verevenende werking

Om de verevenende werking te beoordelen zijn in Tabel 4.14 zijn verschillende beoordelingsmaatstaven¹⁶ weergegeven voor alle varianten. We hebben hierin de gebruikelijke maatstaven vanuit het standaard toetsingskader uitgebreid met een

¹⁶Hierin zijn ook de resultaten voor de EPA-groep opgenomen. We hanteren de EPA-definitie zoals deze is opgesteld door een gesprekstafel, die onder het programma Kwaliteitstransparantie GGZ hangt (IZA-afspraken en onder procesbegeleiding van het Zorginstituut). Deze is te vinden op <https://www.vektis.nl/inzichten/factsheet-epa>. In bijlage F staan een aantal inzichten over deze EPA-groep.

aantal optionele maatstaven in overleg met de begeleidingscommissie. Het algemene beeld is dat alle modelvarianten beter presteren dan het uitgangsmodel. Het complexe model valt hier in positieve zin op, dit model laat bijna altijd de grootste verbetering zien qua verevenende werking.

Tabel 4.14: Verevenende werking bij toepassing van modelvarianten M0, eenvoudig, complex en gesplitst geschat op data van 2023 (18+)

		Aantallen N 2023	M0	Gemiddeld resultaat		
				Eenvoudig	Complex	Gesplitst
Subgroepen	CHRAAN ^a	Wel chronische aandoening	841.990	35,9	15,3	15,0
		Geen chronische aandoening	13.322.904	-2,3	-1,0	-0,9
		GGAA Chronische aandoeningen ^b	-	10,9	9,6	8,5
	Kosten t ^d	Top 1% hoogste kosten in jaar t	9.377	-90.506	-88.331	-86.471
		Top 3% hoogste kosten in jaar t	18.722	-31.468	-30.916	-30.504
		Top 5% hoogste kosten in jaar t	18.768	-13.988	-13.392	-12.864
		Geen kosten in jaar t	13.225.597	169,0	163,6	141,8
	Kosten t-1 ^d	Top 1% hoogste kosten in jaar t-1	8.599	-12.273	-10.060	-5.793
		Top 3% hoogste kosten in jaar t-1	17.340	-2.476	-1.436	-2.017
		Top 5% hoogste kosten in jaar t-1	17.435	-3.042	-1.545	-1.949
		Geen kosten in jaar t-1	13.284.007	0,4	0,8	0,7
		Geen kosten in jaar t-1 en wel in t-2 of t-3	504.241	-43,6	-30,4	-32,0
	Polissen	Maximaal vrijwillig eigen risico	1.411.557	50	50	48,1
		10% hoogste premies	644.395	-91,5	-86,3	-76,8
		10% laagste premies	1.254.743	8,3	7,5	4,9
		Beperkende voorwaarden	3.526.239	6,1	5,8	4,0
		Gewogen richtingscoëfficiënt op polisniveau ^c	-	-0,148*	-0,171*	-0,152*
	EPA	EPA in t	210.995	-2.851	-2.884	-2.502
		EPA in t-1	200.585	-493	-639	-373

^a Op basis van ZIN lijst (alleen chronische aandoeningen ggz, n=5).

^b Gemiddelde Gewogen Absolute Afwijking.

^c Verband tussen normkosten en vereveningsresultaat.

^d Top X% telkens binnen de groep met ggz-kosten > 0.

* Statistisch significant verschillend van nul (p<0,05).

Bovenaan de tabel zijn de uitkomsten op subgroepniveau voor de chronische aandoeningen weergegeven. Duidelijk te zien is dat voor alle drie de modelvarianten het resultaat voor zowel de groep met als zonder chronische aandoeningen dicht bij nul komt te liggen. Ook de GGAA van de afzonderlijke aandoeningen neemt in alle gevallen af. In alle gevallen is dit effect het sterkst bij het complexe model. NB: in overleg met ZIN is gebleken dat de indeling voor de chronische ggz-aandoeningen slechts deels compleet is. Ook in de OT 2026 merkten we al op dat hierdoor de resultaten niet goed met voorgaande jaren te vergelijken zijn. Omdat we hier echter telkens naar hetzelfde (data)jaar kijken kunnen we wel stellen dat hier een verbetering van de verevenende werking zichtbaar is.

Vervolgens zijn in de tabel een aantal uitkomsten voor subgroepen gebaseerd op kosten in jaar t weergegeven. Merk op dat dit niet een standaard maatstaf is, gebruikelijk is om het model te beoordelen op basis van subgroepen in t-1 omdat op die manier beoordeeld kan worden in hoeverre voorspelbaar winstgevend of verlieslatende groepen verevend worden. Omdat de groep met zeer hoge kosten in t in de context van het ggz-model echter wel heel relevant is, en een negatief

vereveningsresultaat ook daadwerkelijk kan leiden tot negatieve prikkelwerking voor verzekeraars, vinden we het nuttig om deze groepen toch te bekijken. Te zien is dat in alle varianten, net zoals het uitgangsmodel, een sterk negatief resultaat wordt behaald voor de groepen met zeer hoge kosten. Tegelijkertijd wordt de groep zonder kosten in t overgecompenseerd. Alle modelvarianten presteren hier beter dan het uitgangsmodel, alle resultaten komen dicht bij nul te liggen. Dit geldt in het bijzonder voor de complexe variant, met als meest opvallende resultaat dat de overcompensatie op niet-gebruikers daalt van 169,0 euro naar 141,8 euro per verzekerdenjaar.

Als derde zijn subgroepen op basis van kosten in $t-1$ weergegeven, conform het standaard beoordelingskader. Hier is een meer gemengd beeld te zien. Alle modelvarianten verminderen de ondercompensatie voor de hoogste kostengroepen, maar verhogen tegelijk licht de overcompensatie op niet-gebruikers in $t-1$ (van 0,4 euro naar ca. 0,8 euro per verzekerdenjaar). Het complexe model presteert verreweg het beste voor de allerhoogste subgroep (top 1% kosten in $t-1$), de ondercompensatie voor deze groep wordt ruim gehalveerd. Echter presteert dit model wel juist iets slechter voor de top 3 en 5%. Mogelijk zorgen de kleinere DKG-klassen in dit model ervoor dat de top 1% groep beter gevangen wordt, maar gaat dit ten kosten van de groepen met kosten nét daaronder. Overigens zijn de uitkomsten nog steeds beter dan voor het uitgangsmodel. Ten slotte is in deze sectie van de tabel ook het resultaat weergegeven voor de subgroep die géén kosten maakt in $t-1$, maar wel in $t-2$ of $t-3$. Ook hier presteren alle modelvarianten beter dan het uitgangsmodel, waarbij opvalt dat het eenvoudige model hier het beste resultaat geeft voor deze subgroep. Het complexe model presteert het minst goed van alle varianten hier, al zijn de verschillen relatief klein.

Ten slotte zijn de resultaten op polisniveau weergegeven. Op alle subgroepen presteren het eenvoudige en complexe model beter dan het uitgangsmodel. Het complexe model presteert hier het best, zeker voor de polissen met de 10% hoogste premies. Voor het gesplitste model is het beeld wisselender: voor de meeste polistypen ligt de verevende werking iets verder van nul dan in het uitgangsmodel. De richtingcoëfficiënt op polisniveau ten slotte ligt voor alle modelvarianten verder van nul dan in het uitgangsmodel. Dit betekent dat er een sterker verband ontstaat tussen normkosten en vereveningsresultaat per polis (dus 'ongezonde' polissen hebben ook een slechter vereveningsresultaat). Het is onduidelijk wat dit veroorzaakt.

In tabel 4.15 is voor alle DSM-subgroepen (op basis van $t-1$) het gemiddelde vereveningsresultaat in de verschillende modelvarianten weergegeven. Dit geeft niet een eenduidig beeld: op een aantal DSM-groepen presteert het uitgangsmodel beter, voor andere juist de modelvarianten. Op de groep zónder DSM geeft het uitgangsmodel het resultaat dat het dicht bij nul ligt, al gaat het hier om erg kleine verschillen. Ook tussen de verschillende modelvarianten is het beeld niet eenduidig, vaak geeft het complexe model het beste resultaat maar in een aantal gevallen ook juist niet.

Tabel 4.15: Vereveningsresultaat per DSM-subgroep in 2022 voor de verschillende modelvarianten

DSM	Omschrijving	M0	Eenvoudig	Complex	Gesplitst
0	Basis-ggz	812	959	733	992
1	Neurobiologische ontwikkelingsst.	-163	90	145	-29
2	Schizofreniespectrum	-1486	-1857	-878	-1799
3	Bipolaire stemmingsstoornissen	-1120	-743	-276	-820
4	Depressieve stemmingsstoornissen	-503	-95	-9	-147
5	Angststoornissen	-92	249	263	172
6	Obsessieve-compulsieve stoornissen	-875	-403	-282	-553
7	Trauma- en stressgerelat. stoornissen	-652	-354	-300	-415
9	Somatische symptoomstoornissen	108	458	305	364
10	Voedings- en eetstoornissen	-888	-1904	-2118	-2355
16	Middelgerelat. en verslavingsst.	1213	-610	-928	-357
17	Neurocognitieve stoornissen	730	755	1012	905
18	Persoonlijkheidsstoornissen	160	-775	-604	-922
Geen		0	0,4	-1,4	1,9

In tabel 4.16 zijn de maatstaven ter signalering weergegeven voor de verschillende modelvarianten. Op individuniveau geldt hetzelfde beeld als hierboven, alle modelvarianten presteren beter dan het uitgangsmodel voor zowel de R^2 als de CPM. Het complexe model springt er hier opnieuw uit, met een verbetering van ruim 4 procentpunt van de R^2 . Bij de andere twee modellen gaat het ook om een forse stijging van ca. 2 procentpunt.

Tabel 4.16: Maatstaven ter signalering van modelvarianten M0, eenvoudig, complex en gesplitst geschat op data van 2023 (18+)

		M0	Eenvoudig	Complex	Gesplitst
Individu	R^2	27,70	29,66	31,80	29,47
	CPM	35,26	36,10	38,60	35,64
Risicodrager	GGARV t.o.v. M0 ^a		1,8	3,7	1,3
	Gewogen richtingscoëfficiënt op risicodragersniveau ^{b c}	-0,030	-0,051	-0,034	-0,052

^a Gemiddelde Gewogen Absolute Resultaat Verschuiving.

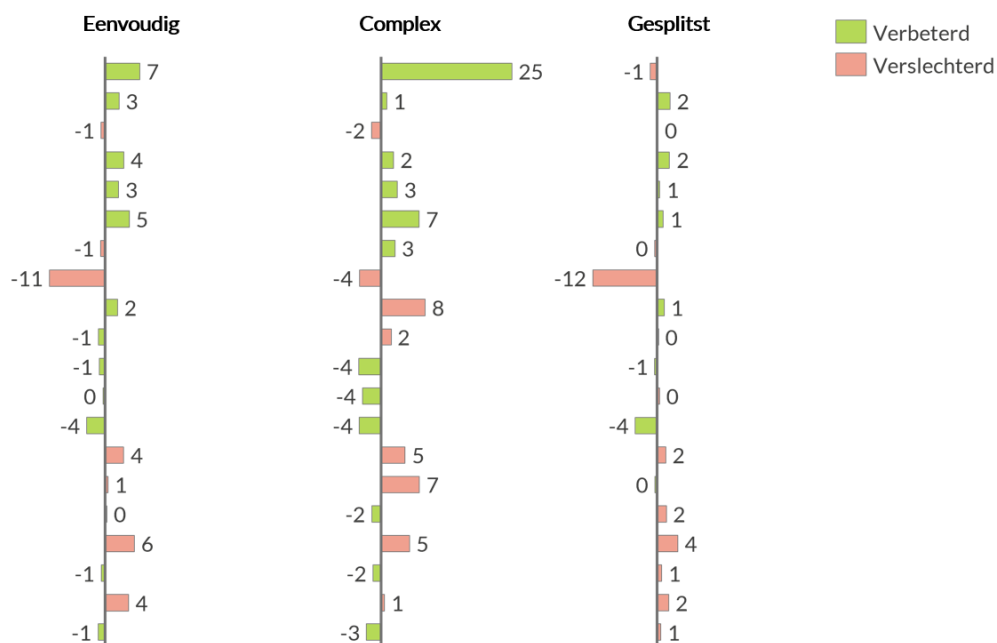
^b Verband tussen normkosten en vereveningsresultaat.

^c Geen van allen is statistisch significant verschillend van nul ($p < 0,05$).

Op risicodragerniveau zien we dat het complexe model niet onverwacht de grootste impact heeft met een GGARV van 3,7 euro per verzekerdenjaar. Net als op polisniveau zien we dat de richtingscoëfficiënt licht verder van nul komt te liggen, een indicatie dat de verevende werking iets verslechterd. Dit geldt het minst voor het complexe model. In figuur 4.33 zien we de verandering in het resultaat per risicodrager bij de verschillende modellen ten opzichte van het uitgangsmodel¹⁷. Het beeld is wisselend, het resultaat verbetert voor de ene risicodrager en verslechtert voor de andere. Positief in het eenvoudige en complexe model is dat de resultaten voor risicodrager 1 en 20 beide dicht bij nul komen. In het complexe model is een zeer sterke verbetering van 25 euro per verzekerdenjaar te zien voor risicodrager 1 (de risicodrager met het slechtste resultaat in M0). In het gesplitste model komen deze resultaten juist verder van nul te liggen. In de figuur zien

¹⁷ Merk op: net als in de OT 2026 (WOR 1275) is vanwege herleidbaarheid van risicodragers alleen het resultaat ten opzicht van M0 weergegeven en niet de absolute resultaten.

we verder een opvallende verslechtering van het vereveningsresultaat voor risicodragers 8 bij alle modelvarianten. De oorzaak hiervan heeft mogelijk te maken met de specifieke verzekerdenpopulatie van deze verzekeraar.



Figuur 4.33: Vereveningsresultaat per risicodragers ten opzichte van model M0 van model eenvoudig, complex en gesplitst. Met kleuring is aangegeven of het gemiddelde resultaat dicht bij nul komt te liggen (groen, 'verbeterd') of verder van nul af (rood, 'verslechterd')

Doelmatigheidsprikkel

Vooraf is het relevant om nogmaals op te merken dat de overstap naar ZPM-data betekent dat er andere prikkels zijn dan bij de DBC-data. Onder het DBC-systeem werd alle zorg gedeclareerd als een integrale behandeling van maximaal 1 jaar, waarin geen inzicht was in wat er in die periode precies geleverd was (hoeveel consulten, door wie, hoe lang, in welke setting, wanneer). Omdat bij de ZPM-data elke individuele prestatie apart gedeclareerd wordt, is er veel meer informatie over onder andere de duur, het type behandelaar, de setting en de timing van de behandeling. De databron stuurt dus inherent op andere en meer gedifferentieerde prikkels dan voorheen.

Bij de beoordeling van de doelmatigheidsprikkel hanteert het toetsingskader drie aspecten: prikkels voor prijsbeheersing, volumebeheersing en de juiste zorg op de juiste plek.

Geen van de drie voorgestelde modelvarianten is direct gebaseerd op kosten. De indeling in klassen vindt plaats op basis van zorggebruik (consulturen, verblijfsdagen, zorgmachtiging), niet op de prijs daarvan. Hiermee scoren alle drie de varianten gelijk aan het uitgangsmodel.

Alle drie de varianten zijn direct gebaseerd op zorggebruik. Dit geldt met name voor het totaal aantal consulturen en het aantal verblijfsdagen, die een belangrijke rol spelen in alle drie de beslisbomen. De beperking van zorgvolume resulteert in een lagere vereveningsbijdrage, wat een negatieve prikkel vormt voor volumebeheersing. Het relatief hoge normbedrag van de eerste klasse in het eenvoudige model is daarbij een aandachtspunt: een relatief goedkope declaratie leidt al tot een vereveningsbijdrage van 1.540 euro. Een extra aandachtspunt is de variabele 'laatste consult in december'. Dit kan een prikkel geven tot extra consulten in december, omdat dit leidt tot een (fors) hogere vereveningsbijdrage. Dat risico geldt voor alle drie de varianten, maar is het sterkst bij het complexe model omdat deze hier op meerdere plaatsen in de boom voorkomt, zowel bij de lichtere als zwaardere ggz-gebruikers.

De indeling in klassen op basis van maximale setting kan een prikkel geven om zorg zwaarder in te zetten dan medisch noodzakelijk, omdat een hogere setting leidt tot een hogere klasse en daarmee een hogere vereveningsbijdrage. Hetzelfde geldt voor het onderscheid in verzorgingsgraad van de verblijfsdag, die in het complexe model leidt tot hogere normbedragen. Dit geldt met name voor de zwaardere ggz-gebruikers.

In het toetsingskader wordt een volumeprikkel gezien als onwenselijk, maar in de ggz-context ligt dit genuanceerder. Het is bekend, dat met name voor zwaardere ggz-patiënten er sprake is van beperkte toegankelijkheid tot de ggz. Daarom is het belangrijk om bij de afweging een onderscheid te maken tussen 'gewenst' volume (behandeling die wel noodzakelijk is maar niet altijd geleverd wordt) en 'ongewenst' volume (niet-noodzakelijke zorg die wel geleverd wordt vanwege een hogere vereveningsbijdrage). Zo bezien zou je ook kunnen zeggen dat 'laatste consult in december' zorgt voor een positieve prikkel om extra veel mensen te behandelen¹⁸. Echter, vinden we dit wel een erg risicovolle prikkel die snel leidt tot ongewenst volume. Daarentegen leiden de setting en verzorgingsgraad eerder tot gewenst volume, juist bij de zwaardere ggz-gebruikers voor wie de toegankelijkheid in het geding is.

¹⁸ Ook met het oog op cliëntenstops aan het eind van het jaar doordat plafondafspraken behaald/overschreden zijn.

Concluderend scoren alle modelvarianten op de doelmatigheidsprikkel lager dan het uitgangsmodel, voornamelijk doordat de indeling sterker gekoppeld is aan zorggebruik dan bij het huidige DKG-kenmerk. Het eenvoudige en gesplitste model beperken dit nadeel het meest, door minder variatie tussen de klassen.

Complexiteit

De afleiding van de variabelen en de kenmerken is een stuk eenvoudiger dan de afleiding van het huidige DKG-kenmerk. Daarmee scoren alle nieuwe modelvarianten positief ten opzichte van het huidige model. Het complexe model wordt door het Zorginstituut echter wel complexer geacht dan het eenvoudige en gesplitste model. Het complexe model heeft een groter aantal klassen en hierin worden variabelen meermaals gebruikt worden om tot indeling te komen. Hierdoor is het lastiger om trends in ggz-gebruik door te vertalen naar de raming.

Validiteit, meetbaarheid en stabiliteit

Bij de beoordeling van validiteit, meetbaarheid en stabiliteit worden drie vragen gesteld: zijn de gebruikte criteria valide en medisch inhoudelijk te rechtvaardigen, zijn ze eenduidig meetbaar, en zijn de resulterende klassen stabiel over de tijd?

Op het vlak van validiteit scoren alle drie de modelvarianten overwegend positief. De gebruikte variabelen (consulturen, verblijfsdagen, maximale setting en zorgmachtiging) zijn inhoudelijk goed te rechtvaardigen als indicatoren van zorgzwaarte. Ze sluiten aan bij kenmerken die in de klinische praktijk worden gebruikt om de ernst van een aandoening en de intensiteit van de benodigde zorg te duiden. Er zijn echter twee aandachtspunten. Ten eerste worden in de consulturen alle consulten meegenomen, waaronder groepsconsulten. Zoals in paragraaf 4.1.2 al beschreven werd, is het niet duidelijk hoe goed de beschikbare data zijn om de groepsconsulttijd te bepalen. Ten tweede is ook hier het criterium 'laatste consult in december' een aandachtspunt. Hoewel dit op zichzelf een objectief en meetbaar criterium is, is de medisch-inhoudelijke rechtvaardiging ervan beperkt: de maand waarin een behandeling eindigt zegt op zichzelf weinig over de zorgzwaarte van een patiënt. Het hoge normbedrag dat aan dit criterium is gekoppeld vergroot het risico dat dit criterium op termijn zijn validiteit verliest doordat verzekeraars of aanbieders hun gedrag hierop aanpassen (gaming).

Een risicovereveningskenmerk is meetbaar wanneer het verzekerden op een objectieve en betrouwbare wijze indeelt in éénduidige klassen en wanneer de benodigde gegevens volledig en correct beschikbaar zijn. Voor alle drie de varianten worden verzekerden objectief en betrouwbaar ingedeeld. Echter, er bestaat een risico dat correctheid van de benodigde gegevens in gedrang komt, wanneer verzekeraars of aanbieders gaan handelen naar de prikkels.

De stabiliteit is nog niet volledig te toetsen, doordat slechts op een jaar de normbedragen bepaald kunnen worden. We hebben wel gekeken naar de stabiliteit van de klassengrootte op basis van twee datajaren. Hieruit blijkt dat deze stabiel is. Ook is de grootte voor alle klassen in alle modellen ten minsten 1.000 verzekerdenjaren. Voor het eenvoudige model is de stabiliteit het grootste, doordat deze het minste aantal klassen heeft.

4.3.3 Conclusie en aanbevelingen

In deze paragraaf beschrijven we de conclusies die we trekken uit en de aanbevelingen die we baseren op de hierboven beschreven uitkomsten.

We constateren dat geen van de drie modelvarianten het fundamentele probleem van het ggz-model volledig oplost: ook de meest complexe variant met de sterkste verevenende werking slaagt er niet in het structurele verlies op ggz-gebruikers weg te nemen. Voor een structurele oplossing is het daarom belangrijk om ook te kijken naar aanvullingen die niet ex-ante van aard zijn (dit wordt verder uitgewerkt in de eindrapportage, wanneer ook de bevindingen van de tweestapsregressie bekend zijn).

Kijken we specifiek naar de modelvarianten, dan komen uit de analyses de volgende aanbevelingen voor het vervolgonderzoek naar voren:

- **Keuze model:** we raden aan om het gesplitste model niet verder te onderzoeken, omdat de normbedragen van dit model lastig interpreteerbaar zijn. De keuze tussen het eenvoudige en complexe model is nog niet te maken. Daarvoor is het van belang eerst de andere aanbevelingen te onderzoeken. Het is ook mogelijk om een tussenvariant te nemen (waarbij je meer klassen hebt dan het eenvoudige model en minder dan het complexe model).
- **Criterium 'laatste consult in december':** dit criterium introduceert een sterke prikkel tot gaming en heeft een grote invloed op de normbedragen in alle drie de varianten. Wij zijn van mening dat dit criterium op deze manier niet meegenomen kan worden. Onderzocht moet worden hoe de negatieve doelmatigheidsprikkel verminderd kan worden en welke impact dat heeft op de verevenende werking¹⁹.
- **Laagste normbedrag:** het laagste normbedrag van zowel het gesplitste model (1.639 euro) als het eenvoudige model (1.540 euro) is hoog. Dit geeft een sterke volumeprikkel. Onderzocht moet worden of het nuttig is om een 'tussenklasse' toe te voegen om het eerste normbedrag te verlagen. Dit kan 'handmatig' toegevoegd worden aan de beslisboom.
- **Betrouwbaarheid groepsconsultdata:** het aandeel groepsconsulten ten opzichte van de totale consultduur bleek een voorspellende variabele in het Random Forest-model. Later is echter gebleken dat deze data niet voldoende betrouwbaar zijn, waardoor de variabele is afgefallen. Buiten dit onderzoek wordt de komende maanden nader onderzocht of en hoe de betrouwbaarheid van deze data verbeterd kan worden. De uitkomsten daarvan zijn van belang voor de verdere ontwikkeling van het modelkenmerk. Dit is extra belangrijk omdat groepsbehandeling gezien wordt als passende zorg en gestimuleerd wordt²⁰.
- **De meerwaarde van DSM-informatie:** tijdens dit onderzoek was onzeker of DSM-informatie beschikbaar zou blijven, waardoor deze buiten beschouwing is gelaten bij het vormgeven van het kenmerk. Nu deze informatie naar verwachting toch beschikbaar blijft, is het waardevol te onderzoeken of en hoe DSM-informatie de voorspelkracht van het kenmerk kan versterken. Daarbij verdient het de aandacht of specifieke diagnosegroepen — zoals DSM-

¹⁹ Bijvoorbeeld door te kijken naar tenminste 1 consult in december van tenminste 30 minuten én minstens 1 consult in de maanden daarvoor of tenminste 1 consult in december en x euro aan declaraties in jaar t-1.

²⁰ <https://www.zorginstituutnederland.nl/werkagenda/psychische-aandoeningen/groepsbehandeling-in-de-ggz>, geraadpleegd op 5 juni 2026.

hoofdgroep 2 (Schizofreniespectrum en andere psychotische stoornissen) – aanvullende voorspellende waarde hebben, eventueel in combinatie met andere variabelen.

- **Stabiliteit:** de stabiliteit van de normbedragen over meerdere jaren moet worden onderzocht. De huidige analyses zijn gebaseerd op slechts één datajaar, waardoor nog geen volledig oordeel over stabiliteit mogelijk is.
- **Grenswaarde aantal verblijfsdagen:** de eerste splitsing in het aantal verblijfsdagen ligt op 10 dagen, een relatief lage grenswaarde die is bepaald op basis van de beste verevenende werking. Mogelijk moet deze grenswaarde hoger met het oog op prikkelwerking. Er moet onderzocht worden wat de verhoging van deze grenswaarde doet met de verevenende werking. Het grootste deel van de begeleidingscommissie vond deze drempelwaarde overigens redelijk, mede omdat opname een significante drempel vormt die moeilijk te beïnvloeden is.
- **ZVT-data:** op basis van de interviews met brancheverenigingen, verzekeraars en medisch-inhoudelijk deskundigen kwam naar voren dat de zorgvraagtypering (ZVT) op dit moment niet betrouwbaar wordt geacht. Daarbij kwam uit het RF-model dat de ZVT niet sterk voorspellend is voor vervolgcosten. Echter, dit is uitgevoerd op basis van data 2023, waar nog een leereffect in zit. Mogelijk geeft het gebruik van nieuwere gegevens een ander beeld. Daarbij is mogelijk de interactie tussen DSM en ZVT interessant.
- **Gebruik EPA-definitie:** in dit onderzoek hebben we relatief laat de EPA-data ontvangen (deze was niet eerder beschikbaar), waardoor we deze niet mee hebben kunnen nemen in dit deel van het onderzoek. Het is mogelijk een (gedeeltelijke) interessante afbakening van een subgroep die gebruikt kan worden in het vormen van het modelkenmerk, of in het beoordelingskader waarmee de modellen getoetst worden.

5 Nieuwe schattingsmethode: twee- en vierstapsregressie

5.1 Inleiding

In het laatste deel van dit onderzoek bekijken we kansrijke aanpassingen aan het model in zijn geheel om het model te verbeteren. Globaal zijn deze in drie categorieën in te delen, namelijk:

1. Het toevoegen van nieuwe kenmerken, bijv. het toevoegen van meerjarige/levenslange kenmerken, kenmerken gebaseerd op jeugd-ggz-data of kenmerken uit het somatische model;
2. Het combineren/samenvoegen van bestaande kenmerken (bijv. een interactie tussen het MHK-, het FKG- en het nieuwe morbiditeitskenmerk);
3. Het wijzigen van de schattingsmethode.

Er is ruimte voor een verkennend onderzoek naar één aanpassing. Wij hebben gekozen om ons te richten op optie 3, omdat we verwachten dat dit de meeste nieuwe inzichten oplevert. Ook zijn optie 1 en 2 deels al aan bod gekomen in de eerdere hoofdstukken (waar we op basis van literatuuronderzoek beoordelen welke toevoegingen/combinaties van variabelen het ggz-model zouden kunnen verbeteren en waar we nader hebben gekeken naar de potentiële toegevoegde waarde van poh-ggz- en jeugdzorgdata).

In overleg met de begeleidingscommissie is gekozen om **tweestapsregressie** als nieuwe schattingsmethode te onderzoeken. Zelf hebben we daar vierstapsregressie aan toegevoegd. Zie bijlage E voor een overzicht van opties die zijn overwogen, waaronder *constrained regression*.

5.2 Literatuur en eerder onderzoek

5.2.1 Tweestapsregressie

Tweestapsmodellen worden in de literatuur veelvuldig gebruikt om zorgkosten te voorspellen. In Duan et al, 1982 wordt dit model al beschreven. In een tweestapsmodel wordt eerst de *kans* ingeschat dat een verzekerde kosten maakt. Vervolgens wordt, binnen de verzameling van *verzekerden die daadwerkelijk kosten maken*, de verwachte hoogte van de kosten ingeschat. De verwachte kosten per verzekerde kunnen dan berekend worden door de uitkomst van beide stappen te vermenigvuldigen, oftewel:

$$[\text{Verwachte kosten}] = [\text{Kans op kosten} > 0] * [\text{Verwachte kosten als kosten} > 0].$$

Door het gebruik van deze twee stappen is het model in het bijzonder geschikt voor datasets met een groot aantal individuen zonder kosten ('*zero-inflated data*'). Dit maakt het model daarom ook een geschikte kandidaat voor het voorspellen van ggz-kosten.

Stap 1: Logistische regressie

Voor de eerste stap wordt over het algemeen gebruik gemaakt van *logistische regressie*²¹. Een groot voordeel hiervan is

²¹Alternatieven voor logistische regressie maken gebruik van de *probit* functie of de *complementary log-log* functie. Wij kiezen voor logistische regressie omdat dit de meest bekende variant is en daarnaast zijn de coëfficiënten (relatief) het eenvoudigst te interpreteren.

dat er altijd een waarde tussen de 0 en 1 wordt voorspeld. Een algemeen logistisch model heeft de vorm van:

$$\log\left(\frac{P}{1-P}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n, \quad (1)$$

waar $P = P(y_i > 0 | x_i)$ de kans op kosten > 0 is. De rechterkant van deze vergelijking is hetzelfde als voor een lineair (OLS) model, de linkerkant is waar het verschil zit. De term $\frac{P}{1-P}$ wordt ook wel de *odds*²² genoemd; de coëfficiënten van een logistische regressie geven op basis van formule (1) dus de *log-odds* van een gebeurtenis. Bij het bespreken van de normbedragen verderop in dit hoofdstuk lichten we de betekenis hiervan uitgebreider toe.

Het omschrijven van formule (1) geeft voor kans P :

$$P = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n)}}. \quad (2)$$

Deze functie wordt ook wel de logistische functie genoemd.

Stap 2: Lineaire regressie voor kosten > 0

Voor de tweede stap gebruiken we een lineair (OLS-)model, net zoals in de meeste voorbeelden in de literatuur. Dit model is grotendeels gelijk aan het huidige ggz-model, maar wordt hier dus alleen geschat op verzekerden met kosten > 0 in jaar t . Anders dan in het huidige model leggen we niet de restrictie op dat het model geen negatieve kosten mag voorspellen. Wel leggen we de gebruikelijke restricties op dat het somproduct van de normbedragen en verzekerdenaantallen van alle kenmerken behalve leeftijd/geslacht gelijk is aan nul. Dit is hoofdzakelijk om normbedragen vergelijkbaar te maken met het huidige model; op de modeluitkomsten heeft dit nagenoeg geen impact.

Over de keuze van modelkenmerken (variabelen): zoals blijkt uit vergelijking (1) kunnen voor het logistische model exact dezelfde modelkenmerken (FKG, DKG, etc.) gebruikt worden als voor het lineaire model. Er kan ook worden gekozen om voor (een van) beide stappen een beperktere selectie van kenmerken te gebruiken. Dit kan met name de complexiteit verminderen. Voor een zo goed mogelijke verevenende werking kiezen we er in dit onderzoek echter voor om in beide stappen *altijd alle variabelen te gebruiken*.

5.2.2 Vierstapsregressie

Een uitbreiding van het tweestapsmodel is mogelijk door binnen de groep met kosten > 0 een tweede onderscheid te maken, namelijk een groep met hoge en een groep met lage kosten. Deze methodiek wordt ook beschreven in Duan et al, 1982: daar wordt het tweede onderscheid gemaakt door te kijken naar intramurale en extramurale patiënten (merk op dat dit onderzoek zich richtte op zorgkosten in het algemeen).

²²De (weinig gebruikte) Nederlandse term hiervoor lijkt *wedverhoudingen* te zijn.

In het algemeen kunnen de verwachte kosten voor een dergelijk model berekend worden door:

$$[\text{Verwachte kosten}] = [\text{Kans op kosten} > 0] * \left([\text{Kans op hoge kosten}] * [\text{Verwachte kosten bij hoge kosten}] + (1 - [\text{Kans op hoge kosten}]) * [\text{Verwachte kosten bij lage kosten}] \right).$$

In totaal moeten voor bovenstaande vergelijking vier modellen geschat worden (twee keer logistisch en twee keer lineair), waardoor deze uitbreiding feitelijk een *vierstapsregressie* is.

5.2.3 Eerder onderzoek binnen de risicoverevening

Tweestapsregressie in de vorm zoals hierboven beschreven is binnen de context van het ggz-model voor risicoverevening eerder onderzocht in een masterscriptie (Los, 2020). In dat onderzoek leidde het gebruik van tweestapsregressie tot slechts een beperkte verbetering van de verevenende werking op de meeste maatstaven. Wel was op subgroepen een verbetering van het vereveningsresultaat te zien, in de vorm van een licht positief vereveningsresultaat voor ongezonde verzekerden. Naast deze scriptie is in WOR 948 door KPMG onderzocht wat de impact is van het splitsen van het model in de twee delen. Onder andere is gekeken naar het splitsen van het model op basis van de verzekerden met MHK = 0 en MHK > 0 (naar verwachting met respectievelijk lage en hoge ggz-kosten). Vervolgens worden deze twee modellen los geschat, met dus ook twee sets aan (lineaire) normbedragen. Dit onderzoek liet slechts een zeer beperkte verbetering van de verevenende werking zien, onder andere doordat MHK (en een alternatieve splitsing op basis van 3 jaar wel of niet ggz-kosten) de groep met en zonder kosten niet voldoende onderscheidt.

Voor beide onderzoeken moet worden opgemerkt dat deze op oudere data zijn uitgevoerd (resp. kostendata 2016 en 2015) en met oudere modelkenmerken (resp. OT2019 en OT2018). In de tussentijd zijn modelkenmerken verbeterd en zijn DBC's vervangen door het ZPM. Daarnaast is in de masterscriptie niet naar effecten op risicodragerniveau gekeken en verschilt de methodiek in WOR 948 wezenlijk van logistische regressie.

5.3 Modelvarianten

Om de impact van tweestapsregressie goed te beoordelen is het wenselijk om hierin ook de (mogelijke) nieuwe vormgeving van het morbiditeitskenmerk mee te nemen. Er zijn daarom verschillende varianten van het tweestapsmodel doorgerekend op basis van de verschillende morbiditeitskenmerken zoals beschreven in het vorige hoofdstuk.

5.3.1 Doorgerekende varianten

De volgende modelvarianten zijn doorgerekend:

1. **Model M0 2S:** tweestapsmodel met daarin de modelkenmerken zoals in het uitgangsmodel M0 (model 2026).
2. **Model Eenvoudig 2S:** tweestapsmodel met daarin de modelkenmerken zoals het model Eenvoudig uit het vorige hoofdstuk.
3. **Model Complex 2S:** tweestapsmodel met daarin de modelkenmerken zoals het model Complex uit het vorige hoofdstuk.

4. **Model Complex 4S:** vierstapsmodel met daarin de modelkenmerken zoals het model Complex uit het vorige hoofdstuk. Binnen de groep met kosten > 0 wordt een verdere uitsplitsing gemaakt naar de groep met de 10% hoogste en de groep met de 90% laagste kosten²³.
5. **Model Complex 4S EPA:** vierstapsmodel met daarin de modelkenmerken zoals het model Complex uit het vorige hoofdstuk. Binnen de groep met kosten > 0 wordt een verdere uitsplitsing gemaakt naar de groep binnen de EPA-definitie en de groep daarbuiten.

We rekenen geen varianten door op basis van het Gesplitste kenmerk uit hoofdstuk 4, omdat deze modelvariant al als minder wenselijk is beoordeeld dan de andere twee varianten.

5.3.2 Keuzes doorrekening

Bij de doorrekening van het tweestapsmodel moeten een aantal technische keuzes gemaakt worden. Over het algemeen hebben deze beperkte invloed op de modeluitkomst en/of zijn enkel van invloed op de interpretatie en vergelijkbaarheid van de uitkomsten.

1. **In het logistische model worden gewichten (in verzekerdenjaren) niet meegenomen.** In het gebruikelijke lineaire model kan met het gewicht eenvoudig rekening gehouden worden door een verzekerde naar rato van het aantal verzekerendendagen mee te laten wegen bij de modelschatting en tegelijk de kosten met de omgekeerde ratio te verhogen. Ditzelfde is niet mogelijk voor logistische regressie, praktisch gezien alleen al omdat de doelvariabele (kosten wel/niet groter dan 0) alleen de waarde 1 of 0 kan aannemen. Er zijn verschillende manieren om gewichten toch mee te nemen²⁴. Deze methoden kennen allemaal echter nadelen. Daarnaast verwachten we dat de impact van het niet meenemen van gewichten klein is, onder meer omdat sterfte een veel kleinere rol speelt voor ggz-kosten vergeleken met somatische kosten. Wel kan dit van invloed zijn op de groep 18-jarigen die instromen in het ggz-model.
2. **Normbedragen van het lineaire model worden zodanig geschaald dat de totale ggz-kosten verdeeld worden.** In een OLS-model (en varianten daarop die gebruikt worden binnen de risicoverevening) geldt automatisch dat de totale verevenende som gelijk is aan de totale kosten in het model. Voor een tweestapsmodel is dit niet meer het geval²⁵. Daarom moeten de normbedragen achteraf geschaald worden om deze eigenschap te behouden. We kiezen ervoor om dit te doen vóórdat we de modelmaatstaven berekenen. Overigens moet opgemerkt worden dat het verschil in de praktijk klein is, de verevenende som in de tweestapsmodellen in dit onderzoek week in alle gevallen minder dan 20 miljoen af van de totale kosten (ruim 5,5 miljard).
3. **Voor het logistische model gebruiken we een *intercept* en gelden de afslagklassen als referentieklassen.** Dit betekent dat we niet de gebruikelijke restricties opleggen dat het somproduct van 'normbedragen' (coëfficiënten) en verzekerden gelijk is aan nul voor alle kenmerken behalve leeftijd en geslacht. Hoewel dit technisch wel mogelijk is,

²³Dit is een beetje een arbitraire grens, hiermee verdelen we ongeveer de kosten over de twee groepen.

²⁴Er kan bijvoorbeeld gekozen worden om verzekerden die niet het hele jaar verzekerd zijn alleen minder zwaar mee te laten tellen bij de modelschatting. Statistisch is dit echter ook niet juist; data voor deze verzekerden is niet minder betrouwbaar. Andere opties zijn om het aantal verzekerendendagen direct als variabele mee te nemen of de *complementary log-log* functie te gebruiken om een ander soort model te schatten.

²⁵Deze eigenschap geldt wél voor de twee modellen apart: het voorspelde aantal verzekerden met kosten > 0 is in het logistische model exact gelijk aan het werkelijk aantal, en de verevenende som in het lineaire model is nog steeds gelijk aan de totale kosten. Na vermenigvuldiging vervalt deze eigenschap echter.

geldt door het niet-lineaire karakter van het model niet een volledig vergelijkbare interpretatie. Daarnaast zijn zulke restricties ook niet gebruikelijk in de literatuur, waardoor uitkomsten moeilijker met andere studies te vergelijken zouden zijn.

5.4 Uitkomsten

5.4.1 Normbedragen

Om de werking van het tweestapsmodel en de interpretatie van de uitkomsten te demonstreren zijn in Tabel 5.17 de coëfficiënten/normbedragen na schatting van model **Eenvoudig 2S** weergegeven. Zie Bijlage E2 voor de andere modellen.

Toelichting interpretatie

In de derde kolom van Tabel 5.17 zijn de coëfficiënten van de logistische regressie weergegeven. Hiervan is de exponent genomen. Dat wil zeggen dat we e^{β_i} bekijken. Hiermee kijken we niet op de schaal van *log-odds* maar op de schaal van *odds*, wat de interpretatie makkelijker maakt. De *odds* voor een individu kunnen berekend worden door het **vermenigvuldigen** van deze coëfficiënten.

Merk op dat we een intercept gebruiken, die voor ieder individu van toepassing is. Daarnaast zijn de gebruikelijke afslagklassen niet als variabele in het model opgenomen²⁶. Naar deze klassen wordt verwezen als 'referentieklassen'. Binnen een kenmerk kunnen de logistische coëfficiënten steeds geïnterpreteerd worden als factor ten opzichte van de referentieklassen. Zo geldt bijvoorbeeld dat een verzekerde met FKG ADHD 1,25x hogere *odds* op kosten heeft dan een verzekerde in de afslagklasse (geen FKG).

Rekenvoorbeeld. De intercept in Tabel 5.17 is gelijk aan 0,04. Voor een vrouw van 30, met FKG ADHD, wonend in regio 3 geldt dan:

$$\text{Odds op kosten} > 0 = 0,04 * 1,40 * 1,25 * 0,91 * \text{overige factoren},$$

waarbij 1,40 = coëfficiënt vrouw van 30-34 jaar, 1,25 = coëfficiënt FKG ADHD en 0,91 = coëfficiënt regio 3. Als we aannemen dat de overige factoren niet van invloed zijn (bijvoorbeeld doordat deze persoon verder in de referentieklassen valt), is dit gelijk aan circa 0,064. Voor de *kans* geldt dan:

$$\text{Kans op kosten} > 0 = \frac{0,064}{1 + 0,064} \simeq 6,0\%$$

.

²⁶ Dit is noodzakelijk om multicollineariteit te voorkomen nu we niet de gebruikelijke restricties opleggen.

Tabel 5.17: Normbedragen voor Eenvoudig 2S

Naam	Omschrijving	Logistische coëfficiënt (geëxponentieerd)	Lineaire coëfficiënt (normbedrag)
Intercept		0,04	n.v.t.
LG	M, 18-24	Referentie	6.619
LG	M, 25-29	0,99	6.270
LG	M, 30-34	0,95	5.942
LG	M, 35-39	0,85	6.078
LG	M, 40-44	0,79	5.829
LG	M, 45-49	0,71	5.850
LG	M, 50-54	0,61	5.478
LG	M, 55-59	0,55	5.618
LG	M, 60-64	0,47	5.510
LG	M, 65-69	0,34	5.739
LG	M, 70-74	0,35	6.658
LG	M, 75-79	0,31	6.469
LG	M, 80-84	0,36	6.372
LG	M, 85-89	0,34	6.016
LG	M, 90+	0,25	5.587
LG	V, 18-24	1,84	6.603
LG	V, 25-29	1,55	5.828
LG	V, 30-34	1,40	5.516
LG	V, 35-39	1,18	5.622
LG	V, 40-44	1,03	5.472
LG	V, 45-49	0,91	5.558
LG	V, 50-54	0,79	5.413
LG	V, 55-59	0,68	5.347
LG	V, 60-64	0,55	5.312
LG	V, 65-69	0,41	5.651
LG	V, 70-74	0,41	6.115
LG	V, 75-79	0,37	6.456
LG	V, 80-84	0,40	6.411
LG	V, 85-89	0,33	6.341
LG	V, 90+	0,24	5.587
FKG	Geen FKG psych. aandoeningen	Referentie	-300
FKG	ADHD	1,25	-437
FKG	Verslaving exclusief nicotine	2,33	-482
FKG	Angststoornissen (benzodiazepinen)	1,70	2.119
FKG	Chronische stemmingsstoornissen	1,95	254
FKG	Bipolaire stoornissen regulier	10,67	-532
FKG	Bipolaire stoornissen complex	15,98	305
FKG	Psychose	3,78	1.545
FKG	Chronische stemmingsstoornissen complex	9,09	289
FKG	Psychose depot	6,70	3.584
Regio	1	Referentie	525
Regio	2	0,97	34
Regio	3	0,91	81
Regio	4	0,89	-51
Regio	5	0,84	-90
Regio	6	0,86	-149
Regio	7	0,82	36
Regio	8	0,81	-224
Regio	9	0,82	-163
Regio	10	0,78	-290

Tabel 5.18: Normbedragen voor Eenvoudig 2S

Naam	Omschrijving	Logistische coëfficiënt (geëxponentieerd)	Lineaire coëfficiënt (normbedrag)
DKG eenvoudig	0	Referentie	-1.210
DKG eenvoudig	1	10,50	-1.454
DKG eenvoudig	2	27,54	1.357
DKG eenvoudig	3	45,49	5.237
DKG eenvoudig	4	5,08	4.700
DKG eenvoudig	5	160,91	18.691
DKG eenvoudig	6	40,60	50.848
DKG eenvoudig	7	100,77	89.258
MHK	Geen GGZ-MHK	Referentie	-784
MHK	≥1x in 3 jr kosten>0	3,52	-460
MHK	≥2x in 5 jr in top-10%	3,95	1.016
MHK	≥2x in 5 jr in top-5%	4,12	3.146
MHK	≥2x in 5 jr in top-2,5%	4,35	6.208
MHK	≥2x in 5 jr in top-1%	4,66	13.031
MHK	5x in 5 jr in top-5%	9,05	13.919
MHK	5x in 5 jr in top-2,5%	5,08	25.844
SES	Zeer laag 18-69	Referentie	-50
SES	70+	Referentie	455
SES	Laag 18-69	0,97	-91
SES	70+	0,87	-256
SES	Midden 18-69	0,92	-114
SES	70+	0,87	-285
SES	Hoog 18-69	0,87	297
SES	70+	0,91	-318

Tabel 5.19: Normbedragen voor Eenvoudig 2S

Naam	Omschrijving	Logistische coëfficiënt (geëxponentieerd)	Lineaire coëfficiënt (normbedrag)
AVI	70+	Referentie	0
AVI	IVA 18-34	0,94	2.106
AVI	35-44	1,08	889
AVI	45-54	1,21	46
AVI	55-64	1,30	-248
AVI	65-69	1,58	-327
AVI	AO excl. IVA 18-34	1,21	2.195
AVI	35-44	1,45	938
AVI	45-54	1,58	506
AVI	55-64	1,61	334
AVI	65-69	1,75	3
AVI	Bijstandsgerechtigden 18-34	1,51	2.922
AVI	35-44	1,36	1.005
AVI	45-54	1,43	376
AVI	55-64	1,36	337
AVI	65-69	1,49	1.019
AVI	Studenten 18-34	1,01	-991
AVI	Zelfstandigen 18-34	0,86	-638
AVI	35-44	0,93	-669
AVI	45-54	0,84	-494
AVI	55-64	0,83	-325
AVI	65-69	0,98	-586
AVI	Hoogopgeleiden 18-34	0,99	-637
AVI	35-44	1,08	-582
AVI	Referentiegroep 18-34	Referentie	-87
AVI	35-44	Referentie	-175
AVI	45-54	Referentie	-220
AVI	55-64	Referentie	-182
AVI	65-69	Referentie	-115
PPA	Wlz-instelling met behandeling, blijvend 18-69	0,40	-2.531
PPA	70-79	0,54	-3.975
PPA	80+	0,42	-3.458
PPA	Wlz-instelling zonder behandeling of extramurale Wlz, blijvend 18-69	0,83	-1.811
PPA	70-79	1,51	-3.753
PPA	80+	0,91	-2.961
PPA	Wlz-instelling met behandeling, instromend 18-69	3,27	14.118
PPA	70-79	5,77	8.453
PPA	80+	4,06	4.597
PPA	Wlz-instelling zonder behandeling of extramurale Wlz, instromend 18-69	2,24	4.072
PPA	70-79	3,69	1.913
PPA	80+	2,93	46
PPA	Eenpersoonshuishouden 18-69	1,17	490
PPA	70-79	1,34	541
PPA	80+	0,99	271
PPA	Overig 18-69	Referentie	-126
PPA	70-79	Referentie	-304
PPA	80+	Referentie	208

Uitkomsten

Als we kijken naar coëfficiënten bij leeftijd/geslacht valt op dat voornamelijk jonge vrouwen een hoge logistische coëfficiënt hebben en daarmee dus modelmatig een hogere kans op ggz-kosten. Dit is ook in lijn met de hogere prevalentie voor deze groep. Als we kijken naar de lineaire normbedragen valt ten eerste op dat deze (veel) hoger dan gebruikelijk in het ggz-model zijn. Dit is een direct gevolg van het feit dat dit lineaire model enkel op de groep met positieve kosten wordt geschat en deze groep heeft logischerwijze hogere kosten. De hoogste normbedragen zijn in lijn met de verwachting voor 18-24-jarigen, maar opvallend is dat daarna vooral hoge normbedragen voor de hoogste leeftijdsklassen te zien zijn. Deze groep heeft wel een (zeer) lage logistische coëfficiënt. Dit lijkt dus een groep die weinig kans maakt op ggz-kosten, maar als er kosten worden gemaakt zijn die wel relatief hoog.

Bij de FKG's zien we bij alle klassen een logistische coëfficiënt groter dan 1: het hebben van een FKG zorgt dus voor een grotere kans op ggz-kosten (zoals je zou verwachten). Met name bij de twee FKG's voor bipolaire stoornissen wordt deze kans sterk vergroot. Niet iedere FKG heeft een positief lineair normbedrag. Binnen de groep met kosten > 0 zorgt het hebben van een FKG dus niet altijd voor gemiddeld hogere kosten. Dit is deels verklaarbaar doordat de farmaceutische kosten niet in het ggz-model terechtkomen (daarnaast heeft FKG 2 in het huidige model ook een negatief normbedrag).

De DKG-klassen springen er duidelijk uit als het gaat om de hoogte van de logistische coëfficiënt. Indeling in DKG 5 leidt bijvoorbeeld tot wel 160x hogere *odds* op kosten dan de afslagklasse. Verder valt bij de hoogste DKG-klassen op dat het lineaire normbedrag vrijwel gelijk is aan het normbedrag in het reguliere model. Aangezien voor deze groepen de kans op kosten door de hoge logistische coëfficiënt vrijwel zeker bijna 100% is, is dit goed te verklaren.

Bij de andere kenmerken zien we dat vooral indeling in de MHK-klassen ook zorgt voor een hogere kans op kosten. Verder zien we bij de logistische en lineaire coëfficiënten voornamelijk uitkomsten die we ook zouden verwachten. Zo geven bijvoorbeeld regioklasse 1 en een zeer lage SES de grootste kans op kosten (merk op dat de andere coëfficiënten binnen deze klassen kleiner dan 1 zijn). Binnen AVI zorgen IVA, arbeidsongeschikt en bijstand voor de grootste kans op kosten en hebben deze klassen ook de hoogste lineaire normbedragen. Ten slotte geeft indeling in PPA 1-3 (Wlz-instelling met behandeling) een veel lagere kans op ggz-kosten.

Praktische overwegingen

Hieronder bespreken we een aantal uitvoeringstechnische overwegingen die relevant zijn indien invoer van of nader onderzoek naar een tweestapsmodel zou worden overwogen:

- Voor een tweestapsmodel moet zoals beschreven met twee sets aan normbedragen gewerkt worden. Dit verhoogt de complexiteit en de hoeveelheid werk in de uitvoering, al worden de benodigde berekeningen niet direct (veel) complexer.
- In het huidige model wordt door ZIN in de ex-post situatie criteriumneutraliteit toegepast op kenmerken waarvan de verwachte ontwikkeling van verzekerdenaantallen onzeker is. In de gebruikelijke vorm gebeurt dit door het normbedrag van de afslagklasse zodanig aan te passen dat de totale verevenende bijdrage van het kenmerk nul is. Het is onduidelijk wat het equivalent van deze bewerking in een tweestapsmodel is. Doordat de logistische

coëfficiënten met elkaar vermenigvuldigd worden kunnen deze niet voor één kenmerk aangepast worden zonder dat dit ook van invloed is op de verevenende som van een ander kenmerk. Er kan gekozen worden om alleen de lineaire normbedragen aan te passen, maar het is onduidelijk of dit de gewenste 'neutraliteit' geeft. We bevelen aan om dit verder te onderzoeken (naast de impact op andere ex-post maatregelen) als een tweestapsmodel als een daadwerkelijke optie wordt gezien.

- Het wordt mogelijk moeilijker voor verzekeraars om op eigen data het model te schatten. De oorzaak hiervan zijn kenmerken die niet door een verzekeraar af te leiden zijn, zoals o.a. SES. Door de multiplicatieve werking van de logistische coëfficiënten kunnen deze variabelen het resultaat sterker beïnvloeden dan in een lineair model het geval is.

5.4.2 Verevenende werking

In Tabel 5.20 zijn de maatstaven voor de verevenende werking van de verschillende tweestapsmodellen weergegeven. Ter vergelijking zijn ook telkens de corresponderende maatstaven voor de lineaire modellen uit hoofdstuk 4 weergegeven.

Bovenaan de tabel is te zien dat de tweestapsmodellen duidelijk beter presteren op de groepen met chronische aandoeningen. Net als in het vorige hoofdstuk moet hierbij opgemerkt worden dat hier slechts een deel van de verzekerden met een chronische aandoening geïdentificeerd wordt. Voornamelijk het gemiddelde resultaat ligt (veel) dichter bij nul dan in de lineaire modellen, maar ook op de GGAA van individuele aandoeningen is een verbetering zichtbaar. Een tweestapsmodel lijkt dus beter in staat deze groep te identificeren en te verevenen.

In de volgende sectie van de tabel zijn de resultaten voor verschillende subgroepen ingedeeld op kosten jaar t weergegeven. Net als in het vorige hoofdstuk geldt dat dit niet een standaardmaatstaf is, maar wel interessante informatie kan geven in het kader van dit onderzoek. Voor alle groepen is een verbetering van het resultaat in de tweestapsmodellen ten opzichte van de corresponderende lineaire modellen te zien. Het gaat wel om slechts een kleine verbetering. Ook met een tweestapsmodel lijkt deze groep met hoge kosten in jaar t dus niet goed gevangen te kunnen worden. Waarschijnlijk komt dit omdat onderliggende variabelen voor deze groep simpelweg ontbreken en dus ook een andere schattingsmethode weinig verschil maakt.

Voor subgroepen gebaseerd op kosten $t-1$ geldt vrijwel hetzelfde als hierboven, met een kleine verbetering op bijna alle subgroepen. Uitzondering hierop is de groep zonder kosten in $t-1$. Hier draait het resultaat van licht positief naar licht negatief en komt per saldo iets verder van nul te liggen.²⁷ Er kan echter ook beargumenteerd worden dat een licht negatief resultaat op deze groep wenselijk is om bijvoorbeeld selectieprikkels te verminderen.

Op polisniveau is een ander beeld te zien. Voor alle tweestapsmodellen komt het resultaat bij de verschillende polistypen duidelijk verder van nul te liggen. Dit geldt het sterkst voor de groep verzekerden met maximaal vrijwillig eigen risico, waar afhankelijk van het model de overcompensatie met 12 tot 15 euro stijgt. Vergelijkbare stijgingen zijn te zien bij polissen met de 10% laagste premies of beperkende voorwaarden. De gewogen richtingscoëfficiënt op polisniveau komt

²⁷In de tabel is afgerond op hele euro's; bovenstaande geldt als ook naar een extra cijfer achter de komma wordt gekeken.

ook verder van nul te liggen.

Tabel 5.20: Verevenende werking van de tweestapsmodellen vergeleken met de lineaire modellen op data 2023 (18+)

		Aantallen	Gemiddeld resultaat					
		Aantallen	M0	Eenvoudig	Complex	M0 2S	Eenvoudig 2S	Complex 2S
Subgroepen	CHRAAN	Wel chr. aandoening ^a	841.990	36	15	15	3	4
		Geen chr. aandoening ^a	13.322.904	-2	-1	-1	-0	-0
		GGAA (n = 5) ^b		11	10	8	7	6
	Kosten t	Top 1% in t	9.377	-90.506	-88.331	-86.471	-89.207	-85.448
		Top 3% in t	18.722	-31.468	-30.916	-30.504	-30.420	-30.050
		Top 5% in t	18.768	-13.988	-13.392	-12.864	-13.066	-12.565
		Geen kosten in t	13.225.597	169	164	142	165	139
	Kosten t-1	Top 1% in t-1	8.599	-12.273	-10.060	-5.793	-11.661	-5.293
		Top 3% in t-1	17.340	-2.476	-1.436	-2.017	-1.135	-1.690
		Top 5% in t-1	17.435	-3.042	-1.545	-1.949	-1.294	-1.679
		Geen kosten in t-1	13.284.007	0	1	-2	-1	-1
		Geen kosten in t-1 en wel in t-2 of t-3	504.241	-44	-30	-32	-19	-23
	Polissen	Max, vrijw, ER	1.411.557	50	50	48	64	60
		10% hoogste premies	644.395	-92	-86	-77	-93	-80
		10% laagste premies	1.254.743	8	7	5	17	13
		Beperkende voorwaarden	3.526.239	6	6	4	16	12
		Gewogen richtingscoëfficiënt op polisniveau		-0,148*	-0,171*	-0,152*	-0,200*	-0,191*
	EPA ^e	EPA in t	210.995	-2.851	-2.884	-2.502	-2.845	-2.439
		EPA in t-1	200.585	-493	-639	-373	-521	-339

^a Op basis van ZIN lijst.

^b Gemiddelde Gewogen Absolute Afwijking.

^c Verband tussen normkosten en vereveningsresultaat.

^d Top X% telkens binnen de groep met ggz-kosten > 0.

^e EPA groep op basis van definitie Vektis.

* Statistisch significant verschillend van nul (p<0,05).

In Tabel 5.21 zijn de maatstaven ter signalering weergegeven. Te zien is dat de tweestapsmodellen op individuniveau beter presteren dan de lineaire modellen: in alle gevallen stijgt de R^2 met ongeveer 1 procentpunt. Ook de CPM neemt licht toe. Op risicodragerniveau is wel een verslechtering te zien, de gewogen richtingscoëfficiënt komt verder van nul te liggen.

Concluderend zien we dat het tweestapsmodel beter presteert op individu-niveau en ook voor de meeste subgroepen. Op polisniveau zorgt het echter voor een opvallende verslechtering. De precieze redenen hiervoor kunnen niet met zekerheid vastgesteld worden. Een mogelijke verklaring ligt in de zelfselectie van verzekerden. Een verzekerde die kiest voor een polis met maximaal eigen risico en een lage premie weet waarschijnlijk van zichzelf dat de kans op zorgkosten klein is. Dit zorgt voor (een deel van) de gebruikelijke overcompensatie van deze groepen. Bij tweestapsregressie wordt in de eerste stap direct de kans op kosten geschat: het is mogelijk dat hiermee deze overschatting versterkt wordt, juist

Tabel 5.21: Maatstaven ter signalering van modelvarianten op data van 2023 (18+)

		M0	Eenvoudig	Complex	M0 2S	Eenvoudig 2S	Complex 2S
Individu	R^2	27,70	29,66	31,80	28,80	30,61	32,55
	CPM	35,26	36,10	38,60	35,42	36,27	38,75
Risicodragers	GGARV ^a		1,8	3,7	3,8	4,4	5,3
	Gewogen richtingscoëfficiënt op risicodragersniveau	-0,03	-0,05	-0,03	-0,09	-0,10	-0,07

^a Gemiddelde Gewogen Absolute Resultaat Verschuiving ten opzichte van M0

^b Verband tussen normkosten en vereveningsresultaat,

* Statistisch significant verschillend van nul ($p < 0.05$)

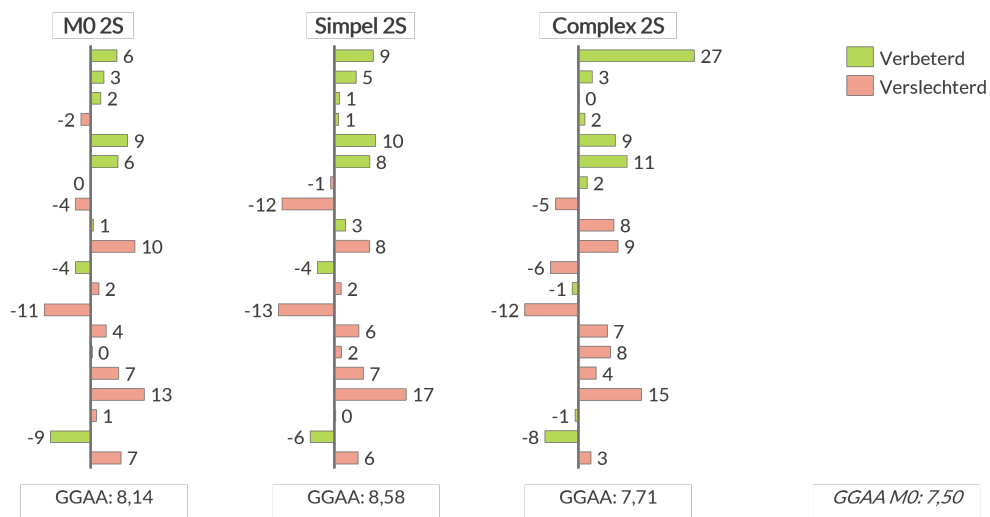
omdat de kans op kosten voor deze groep voor het model niet goed te voorspellen is. In Tabel 5.22 is duidelijk te zien dat de logistische modellen de kans op kosten in de groep met maximaal eigen risico sterk overschatten. Hetzelfde geldt in mindere mate voor de polissen met de 10% laagste premies of beperkende voorwaarden.

Tabel 5.22: Voorspelde prevalentie vs werkelijk van verzekerden met ggz-kosten > 0 op polisniveau per model

Prevalentie (aantal unieke bsn met kosten > 0)	Werkelijk N	M0 2S	Voorspeld Eenvoudig 2S	Complex 2S
Max. vrijw. ER	30.724	54.891	54.834	53.368
10% hoogste premies	56.314	47.677	48.011	49.544
10% laagste premies	86.334	90.587	90.522	89.826
Beperkende voorwaarden	242.581	251.965	251.783	250.116

In Figuur 5.34 bekijken we ten slotte nog de veranderingen in het vereveningsresultaat per risicodragers. Merk op dat alle weergegeven getallen ten opzichte van het huidige (M0) model zijn. In de figuur valt ten eerste op dat het gebruik van een tweestapsmodel in de verschillende modelvarianten een vergelijkbaar effect heeft; we zien over het algemeen telkens bij dezelfde risicodragers een verbetering of verslechtering van het resultaat. Verder is het beeld op de verevenende werking wisselend. Positief is dat de risicodragers bovenaan (met een negatief resultaat in M0) bijna allemaal verbeteren. Tegelijkertijd is er ook een grotere overcompensatie bij veel risicodragers aan de onderkant van de figuur te zien. Op basis van de GGAA zorgt de tweestapsregressie gemiddeld genomen ervoor dat resultaten per risicodragers verder van nul komen te liggen.

Resultaat per risicodragers ten opzichte van M0 (uitgangsmodel).



Figuur 5.34: Vereveningsresultaat per risicodragers ten opzichte van model M0 van de verschillende tweestapsmodellen. Risicodragers zijn gesorteerd op basis van het resultaat in M0 van hoog naar laag (slechtste resultaat staat bovenaan). Met kleuring is aangegeven of het gemiddelde resultaat dicht bij nul komt te liggen (groen, 'verbeterd') of verder van nul af (rood, 'verslechterd')

Vierstapsmodel

Naast de verschillende varianten van een tweestapsmodel zijn ook twee vierstapsmodellen doorgerekend. In het eerste model wordt de groep met kosten > 0 verder uitgesplitst naar de groep met de 10% hoogste en 90% laagste kosten. Dit resulteert in 4 sets aan coëfficiënten, zie bijlage E voor het volledige overzicht. Als alternatief is ook een model doorgerekend waarin de groep met kosten > 0 wordt uitgesplitst naar de groep die binnen de EPA-definitie valt en de groep waarvoor dat niet geldt.

In Tabel 5.23 zijn de maatstaven voor de verevenende werking van deze modelvariant weergegeven, met ter vergelijking het uitgangsmodel M0 en het corresponderende tweestapsmodel. In het algemeen is duidelijk zichtbaar dat de vierstapsvarianten slechts een zeer geringe toegevoegde waarde ten opzichte van het tweestapsmodel hebben. Alleen bij de groepen in de top 1% of 3% hoogste kosten in t of $t - 1$ is een daadwerkelijke verbetering te zien bij het eerste model. Op andere maatstaven, bijvoorbeeld de chronische aandoeningen, valt het resultaat juist slechter uit. De variant met splitsing op basis van de EPA-groep presteert iets beter, met vergelijkbare resultaten op de chronische aandoeningen en een lichte verbetering op polissen en (logischerwijze) de EPA-groep zelf. Wel zien we een verslechtering op de groepen met hoge kosten. De groep met alleen kosten in $t-2$ of $t-3$ verbeterd ten slotte wel sterk, waarschijnlijk omdat in de definitie van de EPA-groep ook naar deze jaren wordt gekeken.

Voor beide modellen valt op dat slechts een geringe verbetering zichtbaar is ook voor de specifieke groepen waarop de extra splitsing plaats vindt. De zijn de hoge kosten groepen in t in het eerste model, en de EPA-groep in t in het andere. Dit is in lijn met de eerder getrokken conclusie dat de huidige modelvariabelen deze groepen niet goed kunnen onderscheiden. De extra logistische regressie is daardoor weinig effectief.

Een vergelijkbaar beeld is te zien in Tabel 5.24 met de maatstaven ter signalering. De uitkomsten van de vierstapsmodellen verschillen slechts marginaal van het tweestapsmodel.

Tabel 5.23: Verevenende werking van de vierstapsmodellen vergeleken op data van 2023 (18+)

		Aantallen		Gemiddeld resultaat			
		Aantallen	M0	Complex 2S	Complex 4S	Complex 4S EPA	
Subgroepen	CHRAAN	Wel chr. aandoening ^a	841,990	36	4	15	4
		Geen chr. aandoening ^a	13,322,904	-2	-0	-1	-0
		GGAA (n = 5) ^b		11	6	7	6
	Kosten t	Top 1% in t	9,377	-90,506	-85,448	-84,723	-85,351
		Top 3% in t	18,722	-31,468	-30,050	-29,900	-30,059
		Top 5% in t	18,768	-13,988	-12,565	-12,560	-12,607
		Geen kosten in t	13,225,597	169	139	139	140
		Kosten t -1	Top 1% in t-1	8,599	-12,273	-5,293	-4,858
	Top 3% in t-1		17,340	-2,476	-1,690	-1,467	-1,793
	Top 5% in t-1		17,435	-3,042	-1,679	-1,813	-1,810
	Geen kosten in t-1		13,284,007	0	-1	-2	-0
	Geen kosten in t-1 en wel in t-2 of t-3		504,241	-44	-23	-22	-5
	Polissen	Max. vrijw. ER	1,411,557	50	60	61	59
		10% hoogste premies	644,395	-92	-80	-83	-79
		10% laagste premies	1,254,743	8	13	13	12
		Beperkende voorwaarden	3,526,239	6	12	13	12
	Gewogen richtingscoëfficiënt op polisniveau			-0.148*	-0.191*	-0.190*	-0.194*
	EPA ^e	EPA in t	210,995	-2,851	-2,439	-2,417	-2,394
		EPA in t-1	200,585	-493	-339	-312	-286

^a Op basis van ZIN lijst.

^b Gemiddelde Gewogen Absolute Afwijking.

^c Verband tussen normkosten en vereveningsresultaat.

^d Top X% telkens binnen de groep met ggz-kosten > 0.

^e EPA groep op basis van definitie Vektis.

* Statistisch significant verschillend van nul (p<0,05).

Tabel 5.24: Maatstaven ter signalering van modelvarianten op data van 2023 (18+)

		M0	Complex 2S	Complex 4S	Complex 4S EPA
Individu	R^2	27,70%	32,55%	32,52%	32,62%
	CPM	35,26%	38,60%	38,86%	38,67%
Risicodrager	GGARV ^a		5.31	5.36	5.51
	Gewogen richtingscoëfficiënt op risicodragersniveau	-0.03	-0.07	-0.07	-0.08

^a Gemiddelde Gewogen Absolute Resultaat Verschuiving ten opzichte van M0

^b Verband tussen normkosten en vereveningsresultaat,

* Statistisch significant verschillend van nul ($p < 0.05$)

5.5 Conclusies

Op basis van het onderzoek concluderen wij dat het gebruiken van een tweestapsmodel voor het voorspellen van de ggz-kosten **op dit moment niet wenselijk is**. Deze schattingsmethode geeft slechts een beperkte verbetering van de verevenende werking op individu-niveau en een aantal subgroepen. Daar staat tegenover dat de resultaten op polissen slechter worden en dat daarnaast de complexiteit van het model sterk toeneemt.

Een tweestapsmodel kan opnieuw overwogen worden op het moment dat er nieuwe variabelen aan het model toegevoegd worden, die het model mogelijk beter in staat stellen om onderscheid tussen de groep met en zonder kosten te maken. Het uitgevoerde onderzoek in dit stuk geeft onder meer inzicht in de praktische overwegingen en interpretatie die nodig zijn bij daadwerkelijke invoer van een tweestapsmodel. Deze kennis kan gebruikt worden op het moment dat een nieuwe afweging gemaakt moet worden.

Een vierstapsmodel lijkt op dit moment ook niet van voldoende toegevoegde waarde. Ook hier geldt dat aanvullende kenmerken nodig zouden zijn om tot een daadwerkelijk beter resultaat te komen.

6 Aanbevelingen

De aanbevelingen voor deel II van het onderzoek bevatten twee hoofdthema's: aanbevelingen voor het nieuwe morbiditeitscriterium en aanbevelingen voor het ggz-model in het algemeen.

Specifiek kijkend naar het nieuwe morbiditeitscriterium hebben we de onderstaande aanbevelingen voor het vervolgonderzoek. Deze staan uitgebreider toegelicht in 4.3.3. In het kort zijn het nader onderzoek naar het criterium 'laatste consult in december', het laagst gehanteerde normbedrag, de betrouwbaarheid van groepsconsultdata, de meerwaarde van DSM-data, de stabiliteit van het model. Daarnaast zou in de toekomst een nieuwe beoordeling gemaakt kunnen worden over de betrouwbaarheid van de ZVT-data en de ondergrens van het aantal verblijfsdagen. Tot slot bevelen we aan om nader te kijken naar de mogelijke meerwaarden van de EPA-afbakening voor het ggz-model.

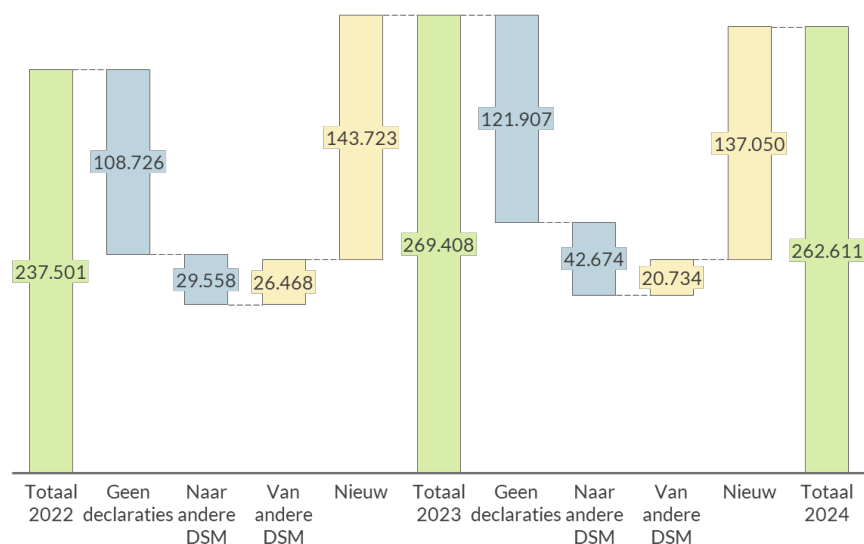
We verwachten dat ook met de aanpassingen vanuit bovenstaande aanbevelingen het ggz-model niet in staat is om de ggz-zorgkosten goed te voorspellen. Dit ligt aan de fluctuerende aard van ggz-gebruik (zoals ook gebleken uit eerder onderzoek en de analyses uit hoofdstuk 2). Hierdoor functioneert de risicoverevening niet optimaal en worden verzekeraars structureel ondergecompenseerd voor ggz-gebruikers. Dit leidt tot een financiële prikkel voor verzekeraars om geen aantrekkelijke polissen aan te bieden voor (potentiële) ggz-gebruikers, met alle ongewenste maatschappelijke gevolgen van dien. Op basis van hoofdstuk vijf concluderen we dat ook de twee- en vierstapsregressie als nieuwe ex-ante schattingsmethoden dit niet zullen oplossen, met name omdat het met de huidige variabelen lastig is te voorspellen welke verzekerden kosten gaan maken. Daarom bevelen we aan om te kijken naar andere maatregelen. Mogelijke opties zijn gevalsnormering, of een aanpassing aan de drempelwaarde van de hogekostencompensatie. Hiervoor is het belangrijk om eerst met elkaar te na te denken wat we precies willen bereiken met deze maatregelen.

Referenties

- Adviescommissie zorgvraagtypering ggz (31 januari 2025). *Advies zorgvraagtypering ggz, deel 3*. Adviescommissie zorgvraagtypering ggz.
- Breiman, Leo (2001). "Random forests". In: *Machine Learning* 45.1, p. 5–32.
- Duan et al (1982). *A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care*. Rand.
- Friedman, Jerome H. en Popescu, Bogdan E. (2008). "Predictive learning via rule ensembles". In: *Ann. Appl. Stat.* 2.3, p. 916–954.
- IBO mentale gezondheid en ggz (2025). *Uit balans*. Rijksoverheid.
- Liu, Lei, Shih, Ya-Chen Tina, Strawderman, Robert L., Zhang, Daowen, Johnson, Bankole A. en Chai, Haitao (2019). "Statistical analysis of zero-inflated nonnegative continuous data". In: *Statistical Science* 34.2, p. 253–279.
- Los, Maureen (2020). "Exploring Alternative Estimation Methods for the Dutch Risk Equalization Model for Mental Healthcare Costs". Masterscriptie. Tilburg University.
- Neelon, Brian, O'Malley, A. James en Smith, Valerie A. (2016). "Modeling zero-modified count and semicontinuous data in health services research part 1: background and overview". In: *Statistics in Medicine* 35.27, p. 5070–5093.
- Roos, Anne-Fleur, Diepstraten, Maaïke en Douven, Rudy (2021). *When financials get tough, life gets rough? Problematic debts and ill health*. Centraal Planbureau.
- Van Tilburg, Maartje (2025). "Combining the Dutch somatic and mental health care risk equalization model into one model". Masterscriptie. ESHPM.
- WOR 1060 (2021). *Wat is het resterende probleem van chronisch zieke verzekerden binnen de risicoverevening?* Gupta Strategists.
- WOR 1090 (2022). *Het zorgprestatie-model in relatie tot DKG-g en MHK-g*. Significant APE.
- WOR 1158 (2023). *Constrained regression als schattingsmethode voor de risicoverevening: mogelijkheden, effecten en afwegingen*. ESHPM.
- WOR 1202 (2024). *Vervolgonderzoek constrained regression: extra restricties gebaseerd op risicoklassen en alternatieve definities van (on)gezond*. ESHPM.
- WOR 1255 (2025). *Ggz-model zonder DSM-hoofdgroep*. Significant APE.
- WOR 1273 (2025). *Gegevensfase, Onderzoek risicoverevening 2026*. Gupta Strategists.
- WOR 1275 (2025). *Overall Toets, Onderzoek risicoverevening 2026*. Gupta Strategists.
- WOR 948 (2018). *Onderzoek splitsing verzekerdenbestand*. KPMG.
- WOR 958 (2019). *Verbetering compensatie voor GGZ-cliënten met zeer hoge kosten GGZ*. PwC.

Appendix

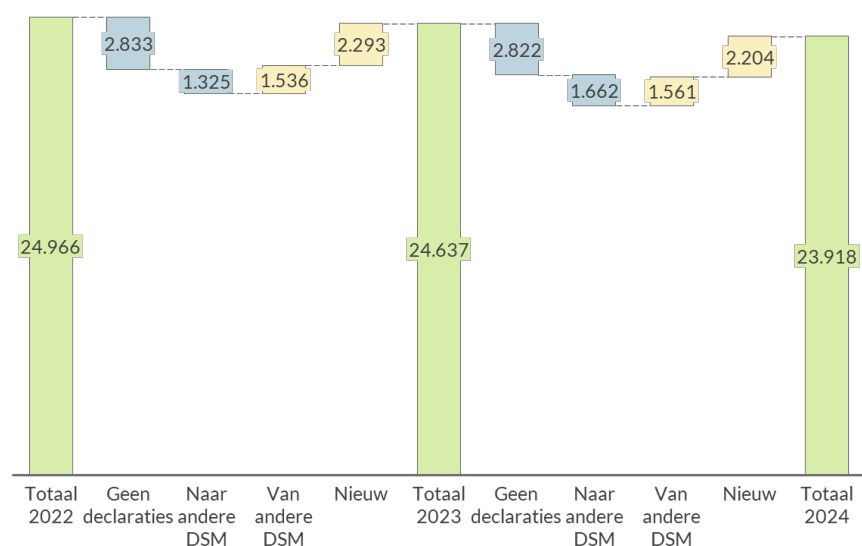
A. Patronen van zorggebruik



Figuur A1: Verloop van aantal personen met een declaratie met DSM-hoofdgroep 0 (gb-ggz) in de jaren 2022–2024. De groene staven geven totalen weer, de blauwe uitstroom en de gele instroom. ‘Naar andere DSM’ bevat de mensen die in het volgende jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz). ‘Van andere DSM’ bevat de mensen die in het vorige jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz)

Tabel A1: Kostenontwikkeling (retrospectief en prospectief) voor individuen met DSM-hoofdgroep 0 (gb-ggz) in 2023. De groepen geven de jaren aan waarin deze individuen (naast 2023) minimaal 1 declaratie hadden met DSM-hoofdgroep 0. De gemiddelde jaarlijkse kosten (in EUR) zijn weergegeven

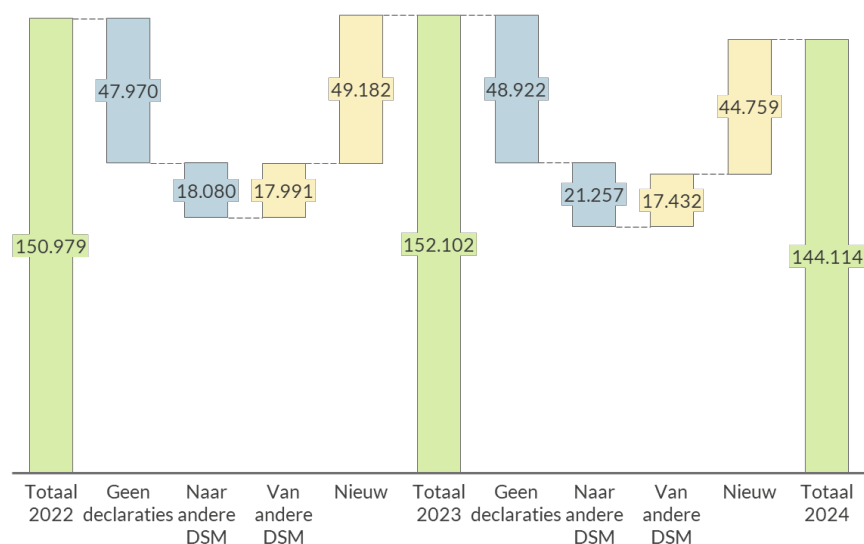
Groep	Aantal	Gem. schade 2022	Gem. schade 2023	Gem. schade 2024
Totaal 2023	269.408	927	1.928	1.710
2022-2023	65.302	1.595	1.996	1.390
2022-2023-2024	33.915	1.940	2.446	2.691
2023	99.279	400	1.839	1.250
2023-2024	70.912	565	1.742	2.180



Figuur A2: Verloop van aantal personen met een declaratie met DSM-hoofdgroep 3 (bipolaire stemmingsstoornissen) in de jaren 2022–2024. De groene staven geven totalen weer, de blauwe uitstroom en de gele instroom. 'Naar andere DSM' bevat de mensen die in het volgende jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz). 'Van andere DSM' bevat de mensen die in het vorige jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz)

Tabel A2: Kostenontwikkeling (retrospectief en prospectief) voor individuen met DSM-hoofdgroep 3 (bipolaire stemmingsstoornissen) in 2023. De groepen geven de jaren aan waarin deze individuen (naast 2023) minimaal 1 declaratie hadden met DSM-hoofdgroep 3. De gemiddelde jaarlijkse kosten (in EUR) zijn weergegeven

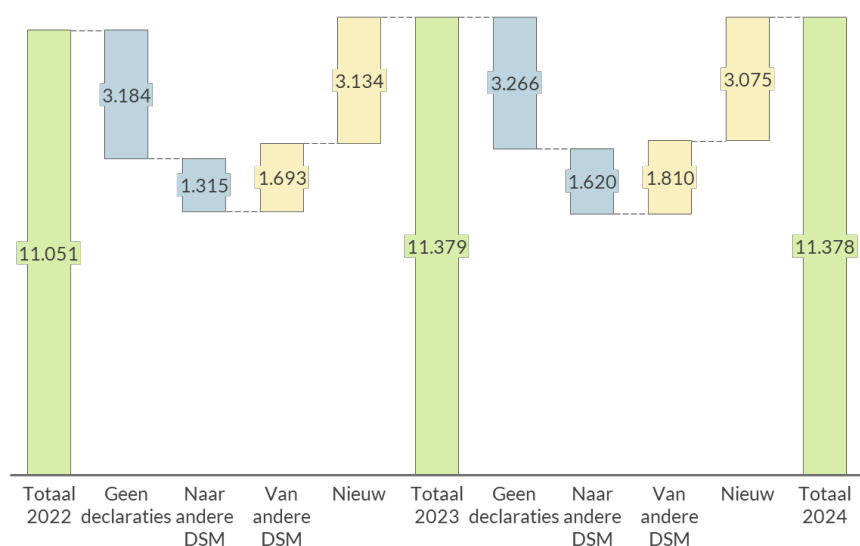
Groep	Aantal	Gem. schade 2022	Gem. schade 2023	Gem. schade 2024
Totaal 2023	24.637	9.174	10.808	9.494
2022-2023	3.455	10.381	7.938	3.336
2022-2023-2024	17.353	10.145	10.147	10.278
2023	1.029	2.496	12.391	4.827
2023-2024	2.800	4.118	17.864	13.948



Figuur A3: Verloop van aantal personen met een declaratie met DSM-hoofdgroep 4 (depressieve stemmingsstoornissen) in de jaren 2022–2024. De groene staven geven totalen weer, de blauwe uitstroom en de gele instroom. ‘Naar andere DSM’ bevat de mensen die in het volgende jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz). ‘Van andere DSM’ bevat de mensen die in het vorige jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz)

Tabel A3: Kostenontwikkeling (retrospectief en prospectief) voor individuen met DSM-hoofdgroep 4 (depressieve stemmingsstoornissen) in 2023. De groepen geven de jaren aan waarin deze individuen (naast 2023) minimaal 1 declaratie hadden met DSM-hoofdgroep 4. De gemiddelde jaarlijkse kosten (in EUR) zijn weergegeven

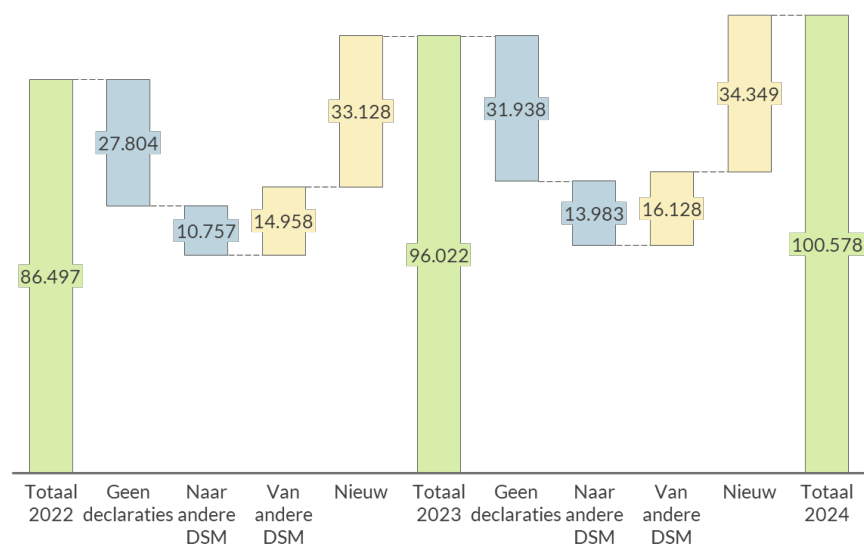
Groep	Aantal	Gem. schade 2022	Gem. schade 2023	Gem. schade 2024
Totaal 2023	152.102	4.179	6.131	4.784
2022-2023	42.237	5.668	4.501	2.059
2022-2023-2024	42.692	7.741	8.362	7.192
2023	27.942	953	4.665	2.020
2023-2024	39.231	996	6.503	7.067



Figuur A4: Verloop van aantal personen met een declaratie met DSM-hoofdgroep 6 (obsessieve-compulsieve en verwante stoornissen) in de jaren 2022–2024. De groene staven geven totalen weer, de blauwe uitstroom en de gele instroom. ‘Naar andere DSM’ bevat de mensen die in het volgende jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz). ‘Van andere DSM’ bevat de mensen die in het vorige jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz)

Tabel A4: Kostenontwikkeling (retrospectief en prospectief) voor individuen met DSM-hoofdgroep 6 (obsessieve-compulsieve en verwante stoornissen) in 2023. De groepen geven de jaren aan waarin deze individuen (naast 2023) minimaal 1 declaratie hadden met DSM-hoofdgroep 6. De gemiddelde jaarlijkse kosten (in EUR) zijn weergegeven

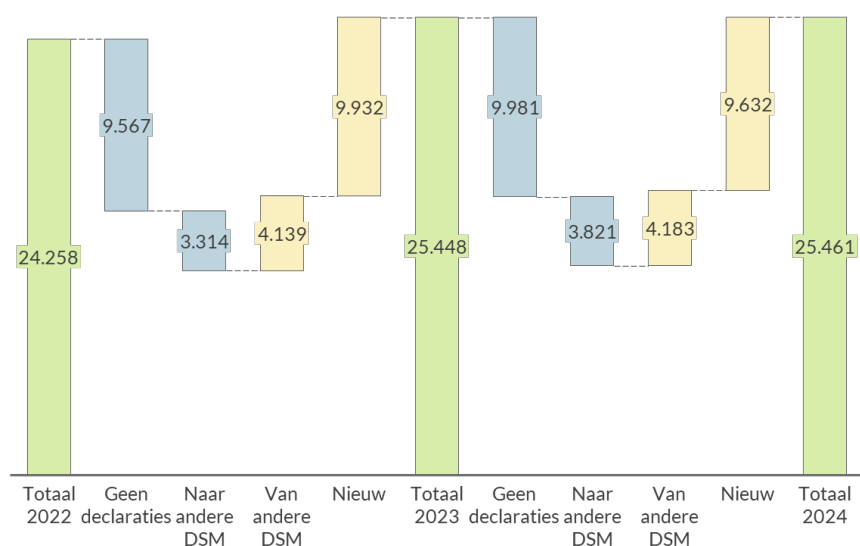
Groep	Aantal	Gem. schade 2022	Gem. schade 2023	Gem. schade 2024
Totaal 2023	11.379	5.086	6.785	5.653
2022-2023	3.139	6.970	5.375	2.515
2022-2023-2024	3.413	8.350	9.563	8.341
2023	1.747	1.388	4.955	2.902
2023-2024	3.080	1.646	6.182	7.433



Figuur A5: Verloop van aantal personen met een declaratie met DSM-hoofdgroep 7 (trauma- en stressgerelateerde stoornissen) in de jaren 2022–2024. De groene staven geven totalen weer, de blauwe uitstroom en de gele instroom. ‘Naar andere DSM’ bevat de mensen die in het volgende jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz). ‘Van andere DSM’ bevat de mensen die in het vorige jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz)

Tabel A5: Kostenontwikkeling (retrospectief en prospectief) voor individuen met DSM-hoofdgroep 7 (trauma- en stressgerelateerde stoornissen) in 2023. De groepen geven de jaren aan waarin deze individuen (naast 2023) minimaal 1 declaratie hadden met DSM-hoofdgroep 7. De gemiddelde jaarlijkse kosten (in EUR) zijn weergegeven

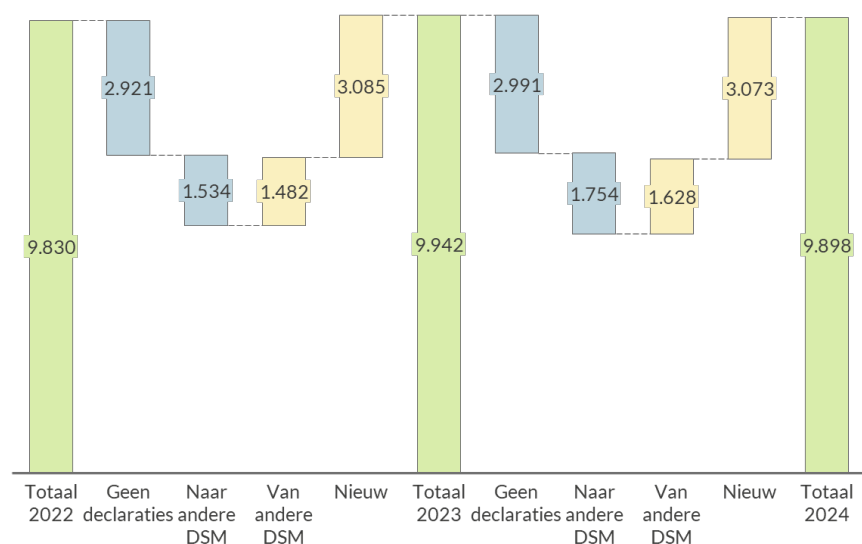
Groep	Aantal	Gem. schade 2022	Gem. schade 2023	Gem. schade 2024
Totaal 2023	96.022	4.141	6.045	4.931
2022-2023	24.978	5.470	4.601	2.142
2022-2023-2024	22.958	8.174	9.576	8.580
2023	20.943	1.449	4.643	2.153
2023-2024	27.143	1.586	5.470	6.553



Figuur A6: Verloop van aantal personen met een declaratie met DSM-hoofdgroep 9 (somatische symptoomstoornis en aanverwante stoornissen) in de jaren 2022–2024. De groene staven geven totalen weer, de blauwe uitstroom en de gele instroom. 'Naar andere DSM' bevat de mensen die in het volgende jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz). 'Van andere DSM' bevat de mensen die in het vorige jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz)

Tabel A6: Kostenontwikkeling (retrospectief en prospectief) voor individuen met DSM-hoofdgroep 9 (somatische symptoomstoornis en aanverwante stoornissen) in 2023. De groepen geven de jaren aan waarin deze individuen (naast 2023) minimaal 1 declaratie hadden met DSM-hoofdgroep 9. De gemiddelde jaarlijkse kosten (in EUR) zijn weergegeven

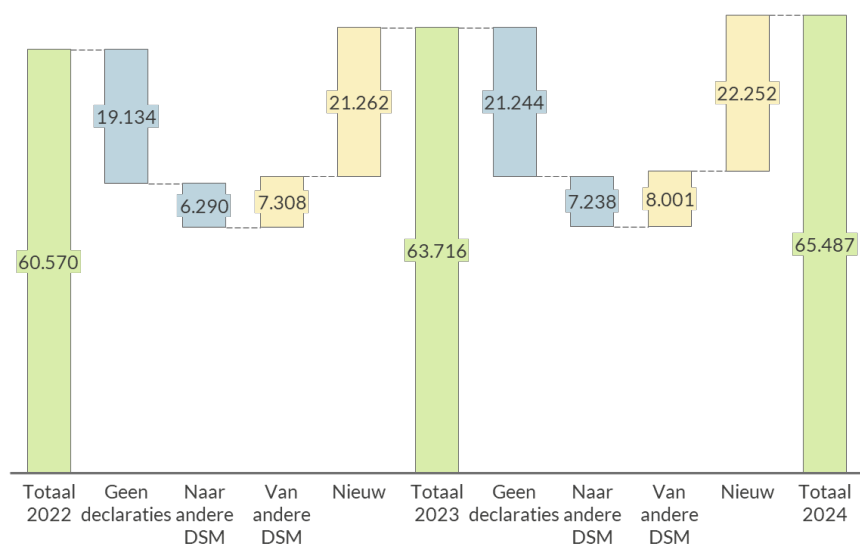
Groep	Aantal	Gem. schade 2022	Gem. schade 2023	Gem. schade 2024
Totaal 2023	25.448	3.248	4.991	3.525
2022-2023	7.157	5.026	3.601	1.622
2022-2023-2024	4.220	6.915	8.303	6.651
2023	6.645	1.364	4.066	1.667
2023-2024	7.426	1.135	5.274	5.245



Figuur A7: Verloop van aantal personen met een declaratie met DSM-hoofdgroep 10 (voedings- en eetstoornissen) in de jaren 2022–2024. De groene staven geven totalen weer, de blauwe uitstroom en de gele instroom. 'Naar andere DSM' bevat de mensen die in het volgende jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz). 'Van andere DSM' bevat de mensen die in het vorige jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz)

Tabel A7: Kostenontwikkeling (retrospectief en prospectief) voor individuen met DSM-hoofdgroep 10 (voedings- en eetstoornissen) in 2023. De groepen geven de jaren aan waarin deze individuen (naast 2023) minimaal 1 declaratie hadden met DSM-hoofdgroep 10. De gemiddelde jaarlijkse kosten (in EUR) zijn weergegeven

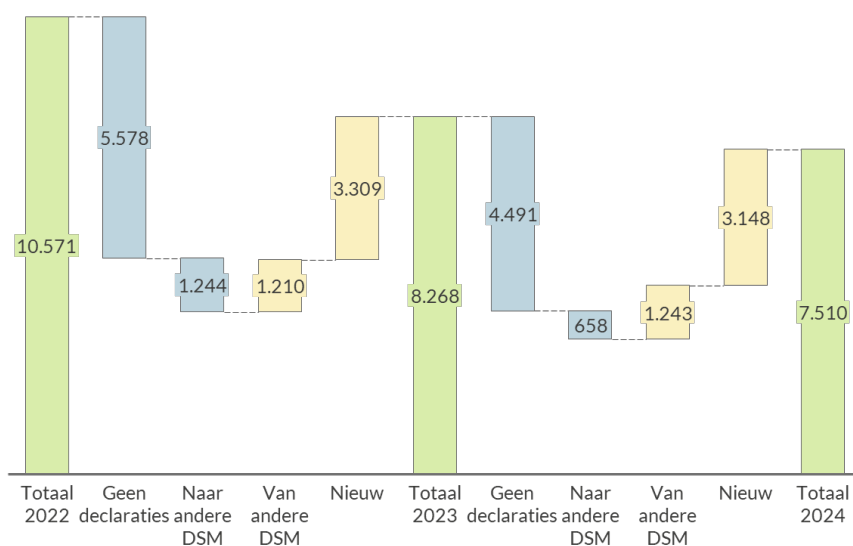
Groep	Aantal	Gem. schade 2022	Gem. schade 2023	Gem. schade 2024
Totaal 2023	9.942	8.359	12.018	9.880
2022-2023	3.287	11.059	8.749	3.965
2022-2023-2024	2.088	17.256	22.689	17.197
2023	1.458	2.771	8.204	4.331
2023-2024	3.109	2.150	10.096	13.823



Figuur A8: Verloop van aantal personen met een declaratie met DSM-hoofdgroep 16 (middelgerelateerde en verslavingsstoornissen) in de jaren 2022–2024. De groene staven geven totalen weer, de blauwe uitstroom en de gele instroom. 'Naar andere DSM' bevat de mensen die in het volgende jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz). 'Van andere DSM' bevat de mensen die in het vorige jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz)

Tabel A8: Kostenontwikkeling (retrospectief en prospectief) voor individuen met DSM-hoofdgroep 16 (middelgerelateerde en verslavingsstoornissen) in 2023. De groepen geven de jaren aan waarin deze individuen (naast 2023) minimaal 1 declaratie hadden met DSM-hoofdgroep 16. De gemiddelde jaarlijkse kosten (in EUR) zijn weergegeven

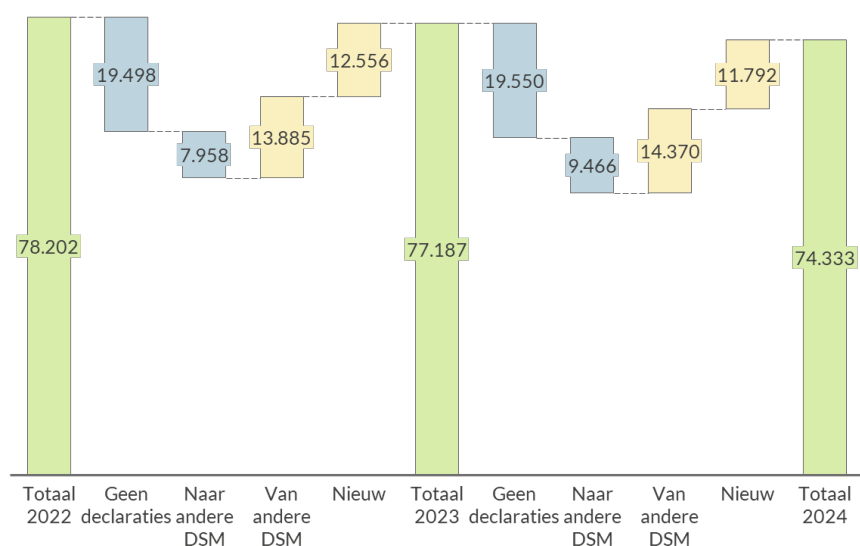
Groep	Aantal	Gem. schade 2022	Gem. schade 2023	Gem. schade 2024
Totaal 2023	63.716	7.692	11.214	8.671
2022-2023	16.183	10.928	8.356	2.668
2022-2023-2024	18.963	13.908	16.117	14.681
2023	12.299	1.787	8.558	2.618
2023-2024	16.271	1.691	10.351	12.213



Figuur A9: Verloop van aantal personen met een declaratie met DSM-hoofdgroep 17 (neurocognitieve stoornissen) in de jaren 2022–2024. De groene staven geven totalen weer, de blauwe uitstroom en de gele instroom. 'Naar andere DSM' bevat de mensen die in het volgende jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz). 'Van andere DSM' bevat de mensen die in het vorige jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz)

Tabel A9: Kostenontwikkeling (retrospectief en prospectief) voor individuen met DSM-hoofdgroep 17 (neurocognitieve stoornissen) in 2023. De groepen geven de jaren aan waarin deze individuen (naast 2023) minimaal 1 declaratie hadden met DSM-hoofdgroep 17. De gemiddelde jaarlijkse kosten (in EUR) zijn weergegeven

Groep	Aantal	Gem. schade 2022	Gem. schade 2023	Gem. schade 2024
Totaal 2023	8.268	6.186	11.215	4.947
2022-2023	2.311	11.356	8.764	1.116
2022-2023-2024	1.438	9.079	9.536	6.816
2023	2.838	2.643	12.705	2.467
2023-2024	1.681	2.585	13.504	12.803



Figuur A10: Verloop van aantal personen met een declaratie met DSM-hoofdgroep 18 (persoonlijkheidsstoornissen) in de jaren 2022–2024. De groene staven geven totalen weer, de blauwe uitstroom en de gele instroom. 'Naar andere DSM' bevat de mensen die in het volgende jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz). 'Van andere DSM' bevat de mensen die in het vorige jaar geen declaratie meer hadden met deze DSM-hoofdgroep, maar wel een declaratie (incl. gb-ggz)

Tabel A10: Kostenontwikkeling (retrospectief en prospectief) voor individuen met DSM-hoofdgroep 18 (persoonlijkheidsstoornissen) in 2023. De groepen geven de jaren aan waarin deze individuen (naast 2023) minimaal 1 declaratie hadden met DSM-hoofdgroep 18. De gemiddelde jaarlijkse kosten (in EUR) zijn weergegeven

Groep	Aantal	Gem. schade 2022	Gem. schade 2023	Gem. schade 2024
Totaal 2023	77.187	7.418	8.829	7.410
2022-2023	21.535	8.305	5.998	2.760
2022-2023-2024	29.211	10.396	11.669	10.183
2023	7.481	3.251	7.102	3.810
2023-2024	18.960	3.465	8.350	9.840

B. Relatie ZPM-variabelen met vervolgkosten

NB: rijen zijn niet weergegeven indien het aantal verzekerdenjaren voor de desbetreffende rij minder dan 10 was.

Tabel B1: Aandeel groepsconsulten in totale consultduur

Percentage groepsconsulten	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen consult	6.659,3	2.947,32
0% groepsconsult	791.666,4	3.273,12
0-10%	16.210,6	20.730,56
10-20%	12.862,9	14.785,68
20-30%	12.249	12.349,20
30-40%	11.821,4	11.548,98
40-50%	12.050,6	10.650,96
50-60%	12.577,3	9.761,10
60-70%	14.069,4	8.736,18
70-80%	15.968,2	7.697,91
80-90%	17.756,7	6.651,36
90-100%	15.407,6	4.255,02

Tabel B2: Aantal acute verblijfsdagen

Aantal acute verblijfsdagen	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen acute GGZ	900.601	3.755,74
1-7 dagen	38.026,7	17.826,71
8-30 dagen	659,7	53.422,36
31-90 dagen	12,0	72.601,85

Tabel B3: Aantal unieke beroepscategorieën behandelaren

Aantal beroepscategorieën	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
0	13.232.254,7	91,60
1	325.382,6	1.421,45
2	289.068,6	2.557,56
3	157.864,4	4.675,60
4	84.323,5	8.479,25
5	45.734,2	14.782,13
6	21.713,6	22.501,11
7	7.256,1	30.060,81
8	1.297,1	37.244,78

Tabel B4: Aantal verblijfsdagen

Aantal verblijfsdagen	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
0 dagen	14.118.575,2	288,03
1-7 dagen	7.902,2	14.716,88
8-30 dagen	14.993,6	18.824,57
31-90 dagen	15.563,6	23.329,60
91-180 dagen	4.842,0	41.153,86
181-365 dagen	3.018,2	78.098,36

Tabel B5: Maximale verzorgingsgraad verblijfsdag acute zorg

Maximale verzorgingsgraad verblijfsdag acute zorg	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen acute verblijfsdag	930.164,2	4.086,77
Verblijfsdag D	145,9	23.225,98
Verblijfsdag E	1.207,0	25.400,37
Verblijfsdag F	1.608,0	29.838,47
Verblijfsdag G	1.933,7	35.619,98
Verblijfsdag H	4.240,5	35.142,41

Tabel B6: Beroepscategorie behandelaar acute zorg (dubbeltellingen toegestaan)

Beroepscategorie behandelaar	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen acute GGZ	900.601,0	3.755,74
Arts – specialist (Wet Big artikel 14)	23.448,8	21.026,98
Arts (Wet Big artikel 3)	26.721,3	20.281,60
Gezondheidszorgpsycholoog (Wet Big artikel 3)	878,2	33.354,51
Klinisch (neuro) – psycholoog (Wet Big artikel 14)	546,9	32.931,56
Overige beroepen	2.093,8	26.901,25
Psychotherapeut (Wet Big artikel 3)	97,7	45.384,50
Verpleegkundig specialist geestelijke gezondheidszorg (Wet Big artikel 14)	6.317,3	23.076,75
Verpleegkundige (Wet Big artikel 3)	33.432,8	18.334,42

Tabel B7: Aantal uren acute ggz-consulten

Acute uren	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen acute GGZ	900.601,0	3.755,74
0–1 uur	3.051,1	15.998,31
1–2 uur	8.328,5	13.562,47
3–5 uur	17.482	15.885,76
5–10 uur	7.665,1	23.939,98
10–20 uur	1.879,8	39.072,85
20–50 uur	280,0	60.627,38
50+ uur	12,0	78.309,00

Tabel B8: Maximale beroepscategorie behandelaar

Maximale beroepscategorie behandelaar	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen beroepscategorie	6.659,3	2.947,32
Overige beroepen	38.693,9	1.344,73
Gezondheidszorgpsycholoog	281.952,9	1.388,69
Psychotherapeut	63.365,7	2.371,99
Klinisch (neuro)psycholoog	60.726,4	2.597,75
Verpleegkundige	106.737,1	3.296,68
Arts	38.164,2	7.808,73

Tabel B9: Combinatie van consulttypen

Combinatie van consulttypen	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen consult	6.659,3	2.947,32
Alleen D	96.200,0	2.476,40
Alleen B	272.038,2	2.418,30
Alleen GC	1.276,5	1.364,79
D+B	423.428,1	4.006,41
D+GC	1.691,3	3.110,42
B+GC	33.330,6	5.230,39
D+B+GC	104.675,4	12.555,82

Tabel B10: Totaal aantal jaarlijkse consulturen

Totaal aantal jaarlijkse consulturen	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
0 uur	6.659,3	2.947,32
0-5 uur	278.219,2	1.573,17
5-10 uur	203.564,3	1.978,09
10-20 uur	197.938,5	3.223,74
20-50 uur	161.644,5	6.866,82
50-100 uur	55.266,3	13.623,25
100-200 uur	22.649,5	20.514,99
200+ uur	13.357,9	21.426,56

Tabel B11: Dominant type consult

Dominant type	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen consult	6.659,3	2.947,32
Behandeling	671.952,7	4.384,29
Diagnostiek	170.579,2	3.014,05
Gelijk verdeeld	8.637,1	1.921,93
Groepsconsult	81.471,1	7.480,39

Tabel B12: ECT-gebruik

ECT	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen elektroconvulsietherapie	938.020,9	4.326,62
Wel elektroconvulsietherapie	1.278,5	35.674,03

Tabel B13: Maximale setting forensische zorg

Maximale setting forensische zorg	Verzekerdjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen forensische zorg	927.812,2	4.244,98
Forensische en beveiligde zorg – niet klinische of ambulante zorg	10.468,3	9.417,39
Forensische en beveiligde zorg, klinisch	1.018,9	64.457,52

Tabel B14: Groepsgrootte (dubbeltellingen toegestaan)

Groepsgrootte	Verzekerdjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen groepsconsult	798.325,7	3.270,30
2	37.970,9	15.370,73
3	53.568,6	13.979,50
4	69.239,9	12.639,56
5	77.299,3	11.879,50
6	77.201,1	11.421,78
7	68.735,4	11.615,24
8	54.367,9	12.144,31
9	34.528,1	13.853,82
10	36.513	14.959,45

Tabel B15: Maand van laatste consult

Maand laatste consult	Verzekerdjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen consult	6.659,3	2.947,32
Januari	24.400,4	680,81
Februari	25.606,3	716,93
Maart	33.326,2	750,65
April	28.632,1	782,92
Mei	33.897,2	819,41
Juni	37.316,2	887,21
Juli	34.938,2	1.020,52
Augustus	35.024,2	1.194,78
September	42.383,9	1.328,06
Oktober	57.319,7	1.726,00
November	107.870,5	2.464,88
December	471.925,2	7.323,98

Tabel B16: Maximum aantal maandelijks declaraties bij een arts-specialist. Rijen met minder dan 10 verzekerdenjaren zijn niet weergegeven

Maximum aantal maandelijks declaraties arts-specialist	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
0	13.825.410,2	182,49
1	172.745,3	5.015,73
2	86.406,2	6.627,00
3	36.355,4	10.217,13
4	18.260,8	13.819,80
5	9.894,6	18.558,91
6	5.432,8	24.217,80
7	3.156,1	28.876,97
8	2.157,2	31.716,34
9	1.481,9	36.014,48
10	968,6	40.066,03
11	676,5	41.599,62
12	457,3	43.091,92
13	341,8	44.770,60
14	248,1	55.695,79
15	188	39.014,06
16	139,5	55.509,68
17	110,9	57.090,95
18	95,3	43.019,97
19	68,9	44.022,27
20	54,7	64.212,14
21	53,4	67.232,83
22	38,6	74.966,92
23	33,6	46.888,38
24	22,8	51.133,81
25	17,0	43.464,46
26	16,0	65.134,81
27	14,0	58.839,79
28	12,0	87.735,05
29	10,0	76.926,88

Tabel B17: Maximum aantal maandelijks declaraties bij een arts. Rijen met minder dan 10 verzekerdenjaren zijn niet weergegeven

Maximum aantal maandelijks declaraties arts	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
0	13.786.058,3	168,00
1	159.841,7	4.345,30
2	97.569	5.432,83
3	45.744,3	7.529,39
4	24.442,6	9.631,99
5	13.945,6	12.589,25
6	8.504,4	15.983,83
7	5.648,6	19.357,11
8	4.320,6	21.894,34
9	3.392,3	24.591,93
10	2.609,5	27.688,50
11	2.235,8	27.998,42
12	1.779,5	32.137,89
13	1.470,4	33.576,15
14	1.195,2	34.785,96
15	1.015,4	35.282,59
16	821,2	40.171,58
17	680,7	40.766,28
18	591,6	39.079,54
19	468,6	40.679,56
20	413,8	44.707,87
21	312,1	42.101,62
22	303,3	45.945,53
23	205,8	50.908,72
24	202,3	51.174,73
25	161,7	45.869,68
26	138,6	54.581,58
27	111,8	50.761,89
28	111,3	50.739,66
29	75,6	52.714,68
30	67	57.068,06
31	61,4	68.577,58
32	49,5	71.103,05
33	43,9	56.393,20
34	33,7	78.295,68
35	41,5	82.218,06
36	28,7	70.097,44
37	26,1	59.090,78
38	21,2	87.430,69
39	13,4	55.096,92
40	20,3	88.603,84
41	10,0	30.470,25
42	10,9	104.306,34
43	10,7	35.646,27
44	13	120.977,06

Tabel B18: Maximum aantal maandelijkse declaraties bij een verpleegkundig specialist. Rijen met minder dan 10 verzekerdenjaren zijn niet weergegeven

Maximum aantal maandelijke declaraties verpleegkundig specialist	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
0	14.022,286	278,90
1	63.699,4	7.454,57
2	31.932,8	8.222,40
3	17.879,4	9.594,34
4	12.917	10.286,19
5	7.150,2	12.800,73
6	3.583	18.073,25
7	2.014,4	22.653,57
8	1.148,6	29.027,17
9	732	28.011,83
10	488,8	36.377,93
11	317,2	37.015,31
12	220,6	47.004,54
13	165,4	44.557,08
14	110,3	51.230,71
15	64,3	36.248,93
16	64,5	48.007,51
17	32	47.343,58
18	21,9	28.601,53
19	22	32.544,82

Tabel B19: Maximum aantal consulturen per maand

Maximum aantal consulturen per maand	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
0 uur	6.659,3	2.947,32
0-2 uur	307.214,5	1.425,38
2-5 uur	382.710,1	2.878,27
5-10 uur	122.254,4	7.233,14
10-20 uur	69.625,9	11.359,30
20-40 uur	28.693,9	17.648,95
40+ uur	22.141,2	16.493,24

Tabel B20: Gebruik rTMS

rTMS	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen rTMS	938.426,5	4.360,24
Wel rTMS	872,9	14.449,06

Tabel B21: Maximale setting

Maximale setting	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen setting	15.978	5.810,63
Ambulant – kwaliteitsstatuut sectie II	193.720,8	1.383,17
Ambulant – kwaliteitsstatuut sectie III – monodisciplinair	278.425,2	1.782,26
Ambulant – kwaliteitsstatuut sectie III – multidisciplinair	259.384,1	3.942,56
Klinisch (exclusief fz)	18.616	19.525,94
Hoogspecialistisch ggz (ambulant en klinisch, met contract-voorwaarde)	44.893,2	8.365,28
Outreachend – zonder klinische opname	105.459,5	7.486,33
Outreachend – met klinische opname	22.822,6	29.854,05

Tabel B22: Setting (dubbeltellingen toegestaan)

Setting	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen setting	7.935,8	2.698,90
Ambulant – kwaliteitsstatuut sectie II	225.294,3	2.023,25
Ambulant – kwaliteitsstatuut sectie III – monodisciplinair	339.457,1	2.710,06
Ambulant – kwaliteitsstatuut sectie III – multidisciplinair	303.536,8	5.727,01
Forensische en beveiligde zorg – niet klinische of ambulante zorg	10.876,9	11.342,84
Forensische en beveiligde zorg, klinisch	1.018,9	64.572,14
Hoogspecialistisch ggz (ambulant en klinisch, met contract-voorwaarde)	51.438,2	10.696,61
Klinisch (exclusief fz)	41.993,5	25.622,32
Outreachend – met klinische opname	22.822,6	29.880,26
Outreachend – zonder klinische opname	105.459,5	7.497,16

Tabel B23: Gebruik Spravato

Spravato	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen Spravato	939.104,4	4.364,38
Wel Spravato	195	29.403,17

Tabel B24: Oorlogsgerelateerd psychotrauma

Oorlogsgerelateerd psychotrauma	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen oorlogsgerelateerd psychotrauma	939.216,4	4.368,02
Wel oorlogsgerelateerd psychotrauma	82,9	22.067,96

Tabel B25: Maximale verzorgingsgraad verblijfsdag

Maximale verzorgingsgraad	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen verblijfsdag	892.979,8	3.247,70
Verblijfsdag A	386,3	12.141,00
Verblijfsdag B	458,9	15.380,97
Verblijfsdag C	3.972,7	14.879,52
Verblijfsdag D	6.419,9	17.506,85
Verblijfsdag E	13.270,2	20.165,05
Verblijfsdag F	10.601,3	27.464,68
Verblijfsdag G	2.649,6	43.505,50
Verblijfsdag H	8.560,6	39.205,94

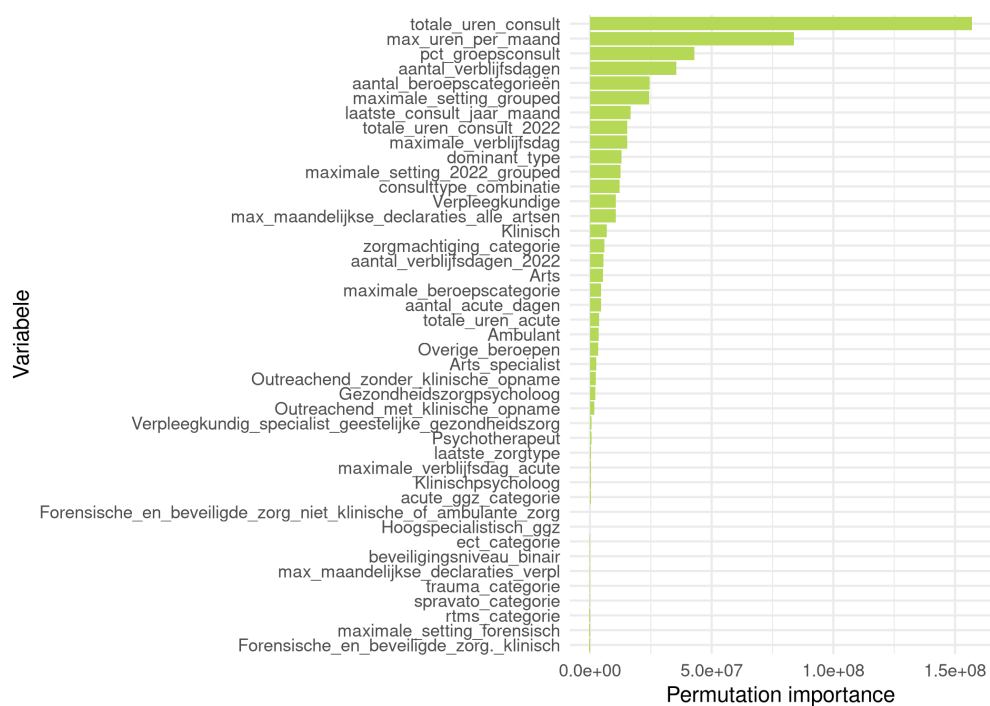
Tabel B26: Beoordeling zorgmachtiging

Zorgmachtiging	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen GGZ in 2023	13.225.595,4	90,12
Geen zorgmachtiging	929.238,7	3.982,38
Wel zorgmachtiging	10.060,7	39.966,26

Tabel B27: Meest recente zorgvraagtypering

Meest recente ZVT	Verzekerdenjaren	Gemiddelde kosten 2024 (€)
Geen declaratie	13.225.595,4	90,12
Missende zorgvraagtypering	104.830,6	2.312,09
ZT01	45.911,7	1.527,80
ZT02	23.546,3	1.983,06
ZT03	289.353,2	2.123,74
ZT04	162.262,8	3.891,34
ZT05	44.886,3	8.219,26
ZT06	26.093,8	8.589,11
ZT07	167.969,5	5.477,16
ZT08	7.024,8	19.424,24
ZT10	1.331,5	13.221,18
ZT11	17.816,5	8.884,61
ZT12	18.245,9	12.055,63
ZT13	6.881,9	15.657,67
ZT14	3.044,9	24.870,44
ZT15	921,4	18.043,51
ZT16	4.571,2	27.457,68
ZT17	2.520,3	28.058,08
ZT18	3.017,2	2.307,92
ZT19	5.562,3	3.208,22
ZT20	2.063,2	5.944,44
ZT21	1.444	7.755,29

C. Patronen van zorggebruik



Figuur C1: De variabelen uit het Random Forest-model, gesorteerd o.b.v. voorspelkracht (a.d.h.v. de permutation importance). In dit RF-model zijn geen variabelen vooraf geëxcludeerd

D. Normbedragen modelvarianten

Tabel D1: Normbedragen geschat met modellen M0, eenvoudig, complex en gesplitst op data van 2023

Kenmerk	M0	Eenvoudig	Complex	Gesplitst
lg.7	447,8	452,3	458,3	447,2
lg.8	437,4	441,8	446,3	436,5
lg.9	413,2	422,5	423,6	417,7
lg.10	392,2	401,8	403,4	397,2
lg.11	376,8	383,3	379,3	380,3
lg.12	355,3	361,1	363,1	359,6
lg.13	349	351,1	346,3	351,9
lg.14	339,4	338,8	336,4	339,5
lg.15	339,4	338,8	336,4	339,5
lg.16	339,4	338,8	336,4	339
lg.17	338,8	336	334	336,9
lg.18	338,8	336	334	336,9
lg.19	332,6	330	328,1	330,3
lg.20	332,6	330	328,1	330,3
lg.21	332,6	330	328,1	330,3
lg.28	630,5	628,6	634,8	629,9
lg.29	509,7	500,9	504,3	506,3
lg.30	448,3	440,9	443,2	445,2
lg.31	425,8	421,9	422,9	424,4
lg.32	389,7	386,1	388,5	388,6
lg.33	378,4	375	376,4	376,6
lg.34	349	351,1	349,1	351,9
lg.35	339,4	338,8	336,4	339,5
lg.36	339,4	338,8	336,4	339,5
lg.37	339,4	338,8	336,4	339
lg.38	338,8	336	334	336,9
lg.39	338,8	336	334	336,9
lg.40	332,6	330	328,1	330,3
lg.41	332,6	330	328,1	330,3
lg.42	332,6	330	328,1	330,3

Tabel D2: Normbedragen per klasse voor M0 en de drie modelvarianten

Kenmerk	Omschrijving	Normbedrag
0	Geen DKG	-226
1		1.446
2		1.793
3		3.198
4		5.838
5		7.153
6		7.774
7		11.977
8		17.176
9		16.541
10		26.435
11		36.314
12		54.805
13		46.450
14		74.718
15		27.499
16		87.004
Eenvoudig 0	Geen DKG	-218
Eenvoudig 1	<10 dagen; <26 uren	1.540
Eenvoudig 2	<10 dagen; >26 uren; setting ambulant	4.837
Eenvoudig 3	<10 dagen; >26 uren; setting >ambulant	9.444
Eenvoudig 4	>10 dagen; <151 dagen; voor dec. laatste consult	2.720
Eenvoudig 5	>10 dagen; <151 dagen; dec. laatste consult	23.781
Eenvoudig 6	>151 dagen	49.381
Eenvoudig 7	>311 dagen	93.129
Complex 0	Geen DKG	-226
Complex 1	<10 dagen; <26 uren; voor dec. laatste consult	460
Complex 2	<10 dagen; <26 uren; dec. laatste consult; setting ambulant	2.403
Complex 3	<10 dagen; <26 uren; dec. laatste consult; setting>ambulant	5.701
Complex 4	<10 dagen; >26 uren; setting ambulant; voor dec. laatste consult	681
Complex 5	<10 dagen; >26 uren; setting ambulant; dec. laatste consult	6.038
Complex 6	<10 dagen; >26 uren; setting>ambulant; voor dec. laatste consult	1.931
Complex 7	<10 dagen; >26 uren; setting>ambulant; dec. laatste consult	11.171
Complex 8	>10 dagen; <151 dagen; voor dec. laatste consult	3.148
Complex 9	>10 dagen; <151 dagen; dec. laatste consult; VG dag<F	18.888
Complex 10	>10 dagen; <151 dagen; dec. laatste consult; VG dag>F; <77 dagen	26.534
Complex 11	>10 dagen; <151 dagen; dec. laatste consult; VG dag>F; >77 dagen	44.326
Complex 12	>151 dagen; <311 dagen; VG dag<G	36.989
Complex 13	>151 dagen; <311 dagen; VG dag>G	75.928
Complex 14	>311 dagen	94.503

Kenmerk	Omschrijving	Normbedrag
Gesplitst V0	Afslagklasse verblijf	-40
Gesplitst V1	=>1 en <10 dagen	3.322
Gesplitst V2	>10 dagen; <151 dagen	8.224
Gesplitst V3	>151 dagen; <311 dagen	37.489
Gesplitst V4	>311 dagen	84.080
Gesplitst C0	Afslagklasse consult	-177
Gesplitst C1	Max setting<outr. met kl. opname; uren<33	1.639
Gesplitst C2	Max setting<outr. met kl. opname; uren>33; setting=ambulant	5.234
Gesplitst C3	Max setting<outr. met kl. opname; uren>33; setting>ambulant	8.897
Gesplitst C4	Max setting=>outr. met kl. opname; voor dec. laatste consult	-3.005
Gesplitst C5	Max setting=>outr. met kl. opname; dec. laatste consult	17.242

Tabel D3: Normbedragen geschat met modellen M0, eenvoudig, complex en gesplitst op data van 2023

Kenmerk	M0	Eenvoudig	Complex	Gesplitst
avi.2	632,2	567,3	510,2	603,8
avi.3	89,3	138,3	93,7	117,9
avi.4	-9,7	-12,3	-9,9	-12,9
avi.5	0	0	0	-0,5
avi.6	0	0	0	0
avi.8	491,4	523,8	488,8	516,5
avi.9	297	316,6	265,7	317,2
avi.10	124,8	124,9	105,2	140,2
avi.11	0,2	0	0	5,5
avi.12	0	0	0	0
avi.14	987,8	1020,2	964,7	1007,2
avi.15	181,4	230,6	208,2	222,4
avi.16	15,1	64,1	45,8	54,8
avi.17	0	0	0	-0,5
avi.18	0	0	0	0
avi.20	-73,8	-83,8	-87,2	-78,7
avi.26	-73,8	-83,2	-77,1	-78,7
avi.27	-37,5	-44,5	-42,9	-41,3
avi.28	-9,7	-12,3	-9,9	-12,9
avi.29	0	0	0	-0,5
avi.30	0	0	0	0
avi.32	-51,9	-64,7	-64,6	-59
avi.33	-27,5	-37,4	-36,9	-33,5
avi.38	-29,1	-23,6	-18,4	-26,9
avi.39	-22	-22,3	-15,3	-24,1
avi.40	-9,7	-12,3	-9,9	-12,9
avi.41	0	0	0	-0,5
avi.42	0	0	0	0
ses.2	7	9,2	9,4	8,2
ses.3	12,4	13,3	13,7	12,7
ses.5	-8	-8,6	-9,7	-7,8
ses.6	-4,6	-4,8	-5,8	-4,6
ses.8	-8	-8,6	-9,7	-7,8
ses.9	-4,6	-4,8	-5,8	-4,6
ses.11	8,5	7,8	9,5	7,3
ses.12	-4,4	-4,8	-3,7	-4,6

Tabel D4: Normbedragen geschat met modellen M0, eenvoudig, complex en gesplitst op data van 2023

Kenmerk	M0	Eenvoudig	Complex	Gesplitst
regio.1	51,8	46,4	41,1	48,5
regio.2	6,6	7	6,7	7,1
regio.3	-2,9	-1,5	0,6	-2,2
regio.4	-8	-7,4	-6,9	-7,6
regio.5	-8	-7,4	-6,9	-7,6
regio.6	-8	-7,4	-6,9	-7,6
regio.7	-8	-7,4	-6,9	-7,6
regio.8	-8	-7,4	-6,9	-7,6
regio.9	-8	-7,4	-6,9	-7,6
regio.10	-8	-7,4	-6,9	-7,6
ppa.1	-30,5	-34	-34,3	-32,6
ppa.2	-35,4	-35,3	-36,2	-35
ppa.3	-29,2	-29,3	-30,3	-28,4
ppa.4	-30,5	-34	-34,3	-32,6
ppa.5	-35,4	-35,3	-36,2	-35
ppa.6	-29,2	-29,3	-30,3	-28,4
ppa.7	7338,3	5892,9	5666,5	6034,3
ppa.8	2050,9	1930,6	1847,3	1979,7
ppa.9	550,2	537,6	513,1	545,4
ppa.10	2604,6	2396,1	2106	2366,7
ppa.11	619,1	554,1	512,2	561,3
ppa.12	115,8	103,9	85,4	106,3
ppa.13	70,5	78	74,3	80,2
ppa.14	18,7	18	18,7	18,7
ppa.15	-12,2	-11,2	-10,8	-11,1
ppa.16	-15,5	-16,1	-15,2	-16,5
ppa.17	-18,4	-17,2	-16,7	-17,7
ppa.18	-7,1	-6,7	-4,7	-7,5
fkq.0	-35,6	-35,9	-26,7	-36,5
fkq.1	52,1	16,4	49	46
fkq.2	-35,6	288,8	247,3	213,8
fkq.3	1183	1260,8	1090,4	1207,4
fkq.4	251,7	225,5	215	243,9
fkq.5	759,3	760,4	546,7	826
fkq.6	2052,9	1807	1036,3	1922,7
fkq.7	1735	1835,1	1168,3	1831
fkq.8	2086,4	1694,4	1271,9	2035
fkq.9	4510,8	4737,8	2391,5	4614,3
mhk.0	-46,6	-53	-52,1	-53
mhk.1	39,7	70,1	108,8	56,9
mhk.2	926,5	1285,3	1027	1588,5
mhk.3	2754,4	3040,8	2824,5	3016,4
mhk.4	5345,1	5654,9	5496,1	5469,5
mhk.5	10315,5	10505,4	9214,2	10315,2
mhk.6	15439,9	14186,1	13365	13455,4
mhk.7	27036	24256,8	22047,1	23221,7

E. Twee- en vierstapsmodellen

Tabel E1: Coëfficiënten van de tweestapsmodellen MO 2S en Complex 2S

Naam	Complex 2S		MO 2S	
	Logistische coëfficiënt ^a	Lineaire coëfficiënt (normbedrag)	Logistische coëfficiënt ^a	Lineaire coëfficiënt (normbedrag)
Intercept	0,04	n.v.t.	0,04	n.v.t.
LG 7	Referentie	6.630	Referentie	6.624
LG 8	0,99	6.252	0,99	6.270
LG 9	0,95	5.946	0,95	5.934
LG 10	0,84	6.061	0,85	6.038
LG 11	0,77	5.786	0,80	5.806
LG 12	0,69	5.837	0,72	5.830
LG 13	0,58	5.469	0,62	5.478
LG 14	0,52	5.606	0,56	5.600
LG 15	0,44	5.504	0,48	5.483
LG 16	0,32	5.685	0,35	5.715
LG 17	0,32	6.565	0,35	6.756
LG 18	0,28	6.315	0,32	6.622
LG 19	0,33	6.181	0,36	6.544
LG 20	0,31	5.837	0,34	6.152
LG 21	0,23	4.940	0,26	5.217
LG 28	1,87	6.636	1,83	6.582
LG 29	1,58	5.854	1,58	5.803
LG 30	1,41	5.554	1,43	5.503
LG 31	1,18	5.640	1,21	5.597
LG 32	1,01	5.501	1,05	5.457
LG 33	0,87	5.583	0,93	5.562
LG 34	0,75	5.425	0,81	5.400
LG 35	0,64	5.322	0,69	5.331
LG 36	0,51	5.330	0,56	5.397
LG 37	0,38	5.665	0,42	5.781
LG 38	0,37	6.015	0,42	6.210
LG 39	0,33	6.373	0,38	6.649
LG 40	0,36	6.270	0,40	6.566
LG 41	0,30	6.127	0,34	6.431
LG 42	0,21	5.289	0,24	5.641
FKG 0	Referentie	-218	Referentie	-255

Tabel E1: Coëfficiënten van de tweestapsmodellen MO 2S en Complex 2S

Naam	Complex 2S		MO 2S	
	Logistische coëfficiënt ^a	Lineaire coëfficiënt (normbedrag)	Logistische coëfficiënt ^a	Lineaire coëfficiënt (normbedrag)
FKG 1	1,32	-327	1,28	-397
FKG 2	2,38	-312	2,02	-1.496
FKG 3	1,67	1.975	1,69	1.909
FKG 4	2,05	313	1,98	280
FKG 5	13,13	-633	10,37	-691
FKG 6	17,58	-53	15,53	310
FKG 7	3,65	923	3,46	1.340
FKG 8	9,91	239	9,08	406
FKG 9	4,73	1.594	5,86	3.091
Regio 1	Referentie	475	Referentie	612
Regio 2	0,97	26	0,97	28
Regio 3	0,91	88	0,91	77
Regio 4	0,90	-37	0,89	-58
Regio 5	0,85	-77	0,84	-105
Regio 6	0,86	-137	0,86	-186
Regio 7	0,83	62	0,82	-2
Regio 8	0,81	-236	0,81	-251
Regio 9	0,82	-144	0,82	-159
Regio 10	0,78	-286	0,78	-282
AVI 0	Referentie	0	Referentie	0
AVI 2	0,97	1.925	0,95	2.235
AVI 3	1,06	737	1,06	770
AVI 4	1,21	-10	1,19	115
AVI 5	1,35	-382	1,29	-410
AVI 6	1,64	-316	1,55	-372
AVI 8	1,23	2.087	1,22	2.148
AVI 9	1,46	854	1,45	926
AVI 10	1,61	473	1,57	534
AVI 11	1,63	332	1,61	396
AVI 12	1,74	-37	1,73	37
AVI 14	1,55	2.797	1,50	2.810
AVI 15	1,41	917	1,33	889
AVI 16	1,47	290	1,38	234
AVI 17	1,37	207	1,32	103

Tabel E1: Coëfficiënten van de tweestapsmodellen MO 2S en Complex 2S

Naam	Complex 2S		MO 2S	
	Logistische coëfficiënt ^a	Lineaire coëfficiënt (normbedrag)	Logistische coëfficiënt ^a	Lineaire coëfficiënt (normbedrag)
AVI 18	1,47	928	1,44	830
AVI 20	0,99	-956	1,04	-923
AVI 26	0,86	-620	0,86	-665
AVI 27	0,91	-625	0,93	-652
AVI 28	0,82	-467	0,84	-527
AVI 29	0,81	-253	0,83	-284
AVI 30	0,95	-556	0,98	-514
AVI 32	0,97	-608	1,01	-585
AVI 33	1,05	-543	1,09	-529
AVI 38	Referentie	-75	Referentie	-105
AVI 39	Referentie	-145	Referentie	-168
AVI 40	Referentie	-189	Referentie	-204
AVI 41	Referentie	-137	Referentie	-139
AVI 42	Referentie	-78	Referentie	-94
PPA 1	0,42	-3.196	0,33	-3.947
PPA 2	0,63	-4.683	0,45	-5.163
PPA 3	0,46	-3.934	0,38	-4.018
PPA 4	0,82	-1.784	0,80	-2.064
PPA 5	1,66	-3.738	1,42	-4.208
PPA 6	0,97	-2.985	0,88	-3.206
PPA 7	3,39	13.609	3,22	18.552
PPA 8	6,44	8.167	5,76	9.047
PPA 9	4,41	4.534	4,06	4.690
PPA 10	2,29	3.627	2,18	4.494
PPA 11	4,07	1.758	3,68	2.227
PPA 12	3,20	-9	2,93	220
PPA 13	1,18	473	1,17	420
PPA 14	1,33	555	1,34	544
PPA 15	0,98	326	0,99	324
PPA 16	Referentie	-115	Referentie	-100
PPA 17	Referentie	-267	Referentie	-260
PPA 18	Referentie	260	Referentie	245
DKG 0	Referentie	-1.309	Referentie	-1.574
DKG 1	3,88	-2.025	11,28	-1.640

Tabel E1: Coëfficiënten van de tweestapsmodellen MO 2S en Complex 2S

Naam	Complex 2S		MO 2S	
	Logistische coëfficiënt ^a	Lineaire coëfficiënt (normbedrag)	Logistische coëfficiënt ^a	Lineaire coëfficiënt (normbedrag)
DKG 2	49,08	-1.719	12,83	-1.356
DKG 3	89,72	1.167	13,25	881
DKG 4	3,82	-1.346	20,58	3.031
DKG 5	78,27	1.617	25,98	4.146
DKG 6	5,22	388	33,58	4.423
DKG 7	140,90	6.019	26,80	10.322
DKG 8	5,22	5.099	30,04	14.604
DKG 9	141,08	13.791	31,01	14.524
DKG 10	202,35	21.137	45,29	23.832
DKG 11	323,78	38.340	76,41	33.374
DKG 12	39,03	38.575	59,30	52.787
DKG 13	57,14	74.727	60,84	44.912
DKG 14	106,26	90.750	128,89	73.002
DKG 15			16,91	39.882
DKG 16			158,81	80.400
MHK 0	Referentie	-779	Referentie	-494
MHK 1	3,46	-411	3,46	-498
MHK 2	3,68	866	3,68	318
MHK 3	3,96	3.132	3,96	2.546
MHK 4	4,21	6.280	4,21	5.707
MHK 5	4,49	11.623	4,49	12.421
MHK 6	6,16	13.649	6,16	14.141
MHK 7	4,10	23.864	4,10	26.734
SES 2	Referentie	-61	Referentie	-70
SES 3	Referentie	438	Referentie	409
SES 5	0,96	-85	0,96	-92
SES 6	0,88	-267	0,88	-241
SES 8	0,91	-102	0,91	-95
SES 9	0,87	-285	0,87	-257
SES 11	0,85	295	0,85	308
SES 12	0,91	-279	0,91	-276

^a Van de coëfficiënt is de exponent genomen, dus hier weergegeven is e^{β_i} .

Tabel E2: Coëfficiënten van het vierstapsmodel Complex 4S

Naam	Logistische coëfficiënt kosten > 0 ^a	Logistische coëfficiënt kans 10% percentiel ^a	Lineaire coëfficiënt 90% percentiel	Lineaire coëfficiënt 10% percentiel
Intercept	0,04	0,06	n.v.t.	n.v.t.
LG 7	Referentie	Referentie	2.923	35.789
LG 8	0,99	0,91	2.883	34.183
LG 9	0,95	0,87	2.884	32.608
LG 10	0,84	0,87	2.908	32.322
LG 11	0,77	0,79	2.829	32.103
LG 12	0,69	0,73	2.833	32.313
LG 13	0,58	0,70	2.732	30.825
LG 14	0,52	0,73	2.679	32.814
LG 15	0,44	0,68	2.589	33.878
LG 16	0,32	0,76	2.549	35.515
LG 17	0,32	1,02	2.511	39.385
LG 18	0,28	0,95	2.539	40.663
LG 19	0,33	0,88	2.417	46.469
LG 20	0,31	0,79	2.512	45.524
LG 21	0,23	0,55	2.311	42.176
LG 28	1,87	0,97	3.066	35.345
LG 29	1,58	0,78	2.943	32.525
LG 30	1,41	0,75	2.909	30.753
LG 31	1,18	0,72	2.867	31.219
LG 32	1,01	0,69	2.835	30.802
LG 33	0,87	0,69	2.834	30.597
LG 34	0,75	0,65	2.719	31.087
LG 35	0,64	0,67	2.654	31.411
LG 36	0,51	0,65	2.550	33.131
LG 37	0,38	0,73	2.543	36.593
LG 38	0,37	0,91	2.508	37.737
LG 39	0,33	0,91	2.512	41.665
LG 40	0,36	0,98	2.411	44.564
LG 41	0,30	0,82	2.445	46.730
LG 42	0,21	0,76	2.383	38.550
FKG 0	Referentie	Referentie	-55	-651
FKG 1	1,32	0,99	-58	-1.745
FKG 2	2,38	1,15	-56	-2.605
FKG 3	1,67	1,38	324	1.286

Tabel E2: Coëfficiënten van het vierstapsmodel Complex 4S

Naam	Logistische coëfficiënt kosten > 0 ^a	Logistische coëfficiënt kans 10% percentiel ^a	Lineaire coëfficiënt 90% percentiel	Lineaire coëfficiënt 10% percentiel
FKG 4	2,05	1,28	181	-1.077
FKG 5	13,13	0,88	-465	3.369
FKG 6	17,58	1,15	66	-209
FKG 7	3,65	1,12	155	2.878
FKG 8	9,91	1,26	160	-807
FKG 9	4,73	1,02	792	2.713
Regio 1	Referentie	Referentie	115	2.491
Regio 2	0,97	0,99	63	-797
Regio 3	0,91	0,99	41	135
Regio 4	0,90	0,98	3	-593
Regio 5	0,85	0,99	-20	-831
Regio 6	0,86	0,98	-51	-822
Regio 7	0,83	1,00	-47	520
Regio 8	0,81	0,93	-66	-696
Regio 9	0,82	0,94	-59	-36
Regio 10	0,78	0,90	-65	-616
AVI 0	Referentie	Referentie	0	0
AVI 2	0,97	1,06	25	7.772
AVI 3	1,06	1,17	-29	2.727
AVI 4	1,21	1,18	-46	699
AVI 5	1,35	1,00	-91	-388
AVI 6	1,64	0,89	-30	-860
AVI 8	1,23	1,33	197	4.122
AVI 9	1,46	1,30	202	1.450
AVI 10	1,61	1,30	185	494
AVI 11	1,63	1,16	111	430
AVI 12	1,74	1,00	115	-1.300
AVI 14	1,55	1,55	358	3.863
AVI 15	1,41	1,27	103	2.505
AVI 16	1,47	1,24	75	398
AVI 17	1,37	1,13	53	1.047
AVI 18	1,47	0,98	61	4.584
AVI 20	0,99	0,66	-49	-4.559
AVI 26	0,86	0,78	-89	-4.108
AVI 27	0,91	0,76	-86	-3.534

Tabel E2: Coëfficiënten van het vierstapsmodel Complex 4S

Naam	Logistische coëfficiënt	Logistische coëfficiënt	Lineaire coëfficiënt	Lineaire coëfficiënt
	kosten > 0 ^a	kans 10% percentiel ^a	90% percentiel	10% percentiel
AVI 28	0,82	0,92	-160	-2.099
AVI 29	0,81	0,96	-92	-1.899
AVI 30	0,95	0,77	-34	-1.467
AVI 32	0,97	0,70	-59	-2.560
AVI 33	1,05	0,76	-58	-2.545
AVI 38	Referentie	Referentie	-18	-1.327
AVI 39	Referentie	Referentie	-37	-1.724
AVI 40	Referentie	Referentie	-55	-653
AVI 41	Referentie	Referentie	-41	-753
AVI 42	Referentie	Referentie	-65	-163
PPA 1	0,42	0,94	-393	-2.023
PPA 2	0,63	0,56	-735	-9.334
PPA 3	0,46	0,37	-783	-10.374
PPA 4	0,82	0,86	-195	-2.049
PPA 5	1,66	0,53	-358	-9.306
PPA 6	0,97	0,34	-270	-4.353
PPA 7	3,39	5,53	-125	8.724
PPA 8	6,44	2,84	73	8.936
PPA 9	4,41	1,84	46	11.539
PPA 10	2,29	1,91	146	1.428
PPA 11	4,07	1,29	38	2.255
PPA 12	3,20	0,91	42	-1.215
PPA 13	1,18	1,22	124	498
PPA 14	1,33	1,07	145	1.601
PPA 15	0,98	0,98	108	-445
PPA 16	Referentie	Referentie	-29	-235
PPA 17	Referentie	Referentie	-36	-1.224
PPA 18	Referentie	Referentie	76	-1.394
DKG 0	Referentie	Referentie	-416	-730
DKG 1	3,88	0,69	-555	-833
DKG 2	49,08	0,68	-55	-6.773
DKG 3	89,72	1,79	1.117	-2.047
DKG 4	3,82	1,05	-97	-4.651
DKG 5	78,27	2,64	1.725	-8.879
DKG 6	5,22	1,75	244	-1.867

Tabel E2: Coëfficiënten van het vierstapsmodel Complex 4S

Naam	Logistische coëfficiënt kosten > 0 ^a	Logistische coëfficiënt kans 10% percentiel ^a	Lineaire coëfficiënt 90% percentiel	Lineaire coëfficiënt 10% percentiel
DKG 7	140,90	5,45	2.474	-6.202
DKG 8	5,22	3,06	1	5.571
DKG 9	141,08	7,51	1.640	6.175
DKG 10	202,35	9,66	2.136	13.656
DKG 11	323,78	13,61	2.554	32.058
DKG 12	39,03	11,13	1.845	35.002
DKG 13	57,14	24,93	2.744	65.416
DKG 14	106,26	40,42	1.410	75.422
MHK 0	Referentie	Referentie	-128	-1.247
MHK 1	3,46	1,33	-42	-1.096
MHK 2	3,68	1,89	701	-2.239
MHK 3	3,96	3,16	751	-1.362
MHK 4	4,21	3,66	719	2.464
MHK 5	4,49	3,59	785	10.068
MHK 6	6,16	9,74	1.651	3.471
MHK 7	4,10	9,02	1.730	14.366
SES 2	Referentie	Referentie	48	-575
SES 3	Referentie	Referentie	42	1.387
SES 5	0,96	0,99	14	-691
SES 6	0,88	0,94	-4	-2.855
SES 8	0,91	0,95	-34	-600
SES 9	0,87	0,84	0	-554
SES 11	0,85	1,01	-44	3.111
SES 12	0,91	0,85	-67	-270

^a Van de coëfficiënt is de exponent genomen, dus hier weergegeven is e^{β_i} .

Tabel E3: Coëfficiënten van het vierstapsmodel Complex 4S EPA

Naam	Logistische coëfficiënt kosten > 0 ^a	Logistische coëfficiënt kans in EPA groep ^a	Lineaire coëfficiënt buiten EPA-groep	Lineaire coëfficiënt in EPA groep
Intercept	0,04	0,02	n.v.t.	n.v.t.
LG 7	Referentie	Referentie	4.326	18.862
LG 8	0,99	1,47	3.924	17.656
LG 9	0,95	1,47	3.906	15.961
LG 10	0,84	1,43	4.082	15.024
LG 11	0,77	1,55	3.929	14.289
LG 12	0,69	1,64	3.838	14.655
LG 13	0,58	1,65	3.699	13.700
LG 14	0,52	1,65	3.633	14.234
LG 15	0,44	1,58	3.515	14.228
LG 16	0,32	1,91	3.602	14.311
LG 17	0,32	3,04	4.203	15.412
LG 18	0,28	2,39	4.256	14.815
LG 19	0,33	2,31	4.249	15.120
LG 20	0,31	1,83	3.706	15.402
LG 21	0,23	1,94	2.999	13.195
LG 28	1,87	0,66	4.567	20.212
LG 29	1,58	1,16	3.794	17.307
LG 30	1,41	1,32	3.626	16.005
LG 31	1,18	1,30	3.587	15.590
LG 32	1,01	1,34	3.525	14.897
LG 33	0,87	1,42	3.612	14.664
LG 34	0,75	1,44	3.419	14.472
LG 35	0,64	1,54	3.356	14.116
LG 36	0,51	1,55	3.198	14.660
LG 37	0,38	1,90	3.373	15.003
LG 38	0,37	2,94	3.853	14.700
LG 39	0,33	2,75	4.033	15.300
LG 40	0,36	2,68	4.620	13.603
LG 41	0,30	2,36	3.805	15.377
LG 42	0,21	2,77	3.238	12.737
FKG 0	Referentie	Referentie	-103	1.325
FKG 1	1,32	1,06	-192	-257
FKG 2	2,38	1,17	-267	-22
FKG 3	1,67	1,32	887	2.846

FKG 4	2,05	1,26	514	342
FKG 5	13,13	154,46	2.040	-4.175
FKG 6	17,58	104,42	1.511	-2.859
FKG 7	3,65	27,77	1.254	-1.577
FKG 8	9,91	4,90	-1.003	-610
FKG 9	4,73	383,63	5.240	-267
Regio 1	Referentie	Referentie	109	1.795
Regio 2	0,97	0,94	59	-261
Regio 3	0,91	0,88	49	269
Regio 4	0,90	0,88	12	-193
Regio 5	0,85	0,87	-1	-280
Regio 6	0,86	0,82	9	-633
Regio 7	0,83	0,85	18	349
Regio 8	0,81	0,88	-99	-846
Regio 9	0,82	0,88	-83	-447
Regio 10	0,78	0,86	-165	-873
AVI 0	Referentie	Referentie	0	0
AVI 2	0,97	1,81	361	2.046
AVI 3	1,06	2,45	-240	1.167
AVI 4	1,21	1,84	-149	-14
AVI 5	1,35	1,66	-261	-844
AVI 6	1,64	1,27	-616	56
AVI 8	1,23	1,93	679	1.433
AVI 9	1,46	2,16	519	550
AVI 10	1,61	2,04	274	380
AVI 11	1,63	1,90	-34	537
AVI 12	1,74	1,65	-191	-95
AVI 14	1,55	2,02	1.523	2.415
AVI 15	1,41	2,17	466	597
AVI 16	1,47	2,13	310	-474
AVI 17	1,37	2,18	105	-373
AVI 18	1,47	2,19	399	610
AVI 20	0,99	0,90	-537	-2.984
AVI 26	0,86	0,97	-280	-3.297
AVI 27	0,91	1,01	-345	-1.860
AVI 28	0,82	1,03	-359	-526
AVI 29	0,81	1,10	-42	-1.039
AVI 30	0,95	0,97	-341	55

AVI 32	0,97	0,85	-290	-1.707
AVI 33	1,05	1,09	-263	-1.590
AVI 38	Referentie	Referentie	139	-1.172
AVI 39	Referentie	Referentie	35	-868
AVI 40	Referentie	Referentie	-57	-246
AVI 41	Referentie	Referentie	29	-179
AVI 42	Referentie	Referentie	122	-229
PPA 1	0,42	4,80	-273	-9.603
PPA 2	0,63	1,63	-1.629	-9.238
PPA 3	0,46	0,64	-2.683	-7.077
PPA 4	0,82	6,35	-518	-3.045
PPA 5	1,66	3,08	-1.841	-5.189
PPA 6	0,97	1,23	-1.185	-5.733
PPA 7	3,39	1,87	13.899	11.482
PPA 8	6,44	1,03	5.562	14.365
PPA 9	4,41	0,94	3.029	12.176
PPA 10	2,29	6,74	2.766	1.933
PPA 11	4,07	1,21	878	2.973
PPA 12	3,20	0,80	52	850
PPA 13	1,18	1,22	328	850
PPA 14	1,33	1,26	105	1.466
PPA 15	0,98	1,25	-176	1.650
PPA 16	Referentie	Referentie	-89	54
PPA 17	Referentie	Referentie	-201	-146
PPA 18	Referentie	Referentie	211	245
DKG 0	Referentie	Referentie	-577	1.696
DKG 1	3,88	1,53	-930	-5.729
DKG 2	49,08	1,50	-412	-7.061
DKG 3	89,72	5,91	2.311	-4.101
DKG 4	3,82	2,07	-265	-6.001
DKG 5	78,27	3,70	2.661	-4.286
DKG 6	5,22	3,10	588	-3.607
DKG 7	140,90	6,60	6.228	745
DKG 8	5,22	2,63	3.763	2.965
DKG 9	141,08	3,85	12.411	10.470
DKG 10	202,35	10,48	18.786	16.334
DKG 11	323,78	11,93	27.949	34.539
DKG 12	39,03	15,01	13.741	36.757

DKG 13	57,14	70,34	32.447	69.929
DKG 14	106,26	108,30	-1.214	84.611
MHK 0	Referentie	Referentie	-130	1.195
MHK 1	3,46	1,62	-43	-1.996
MHK 2	3,68	7,08	502	-1.727
MHK 3	3,96	9,80	1.755	584
MHK 4	4,21	11,22	3.459	3.852
MHK 5	4,49	14,01	7.004	8.890
MHK 6	6,16	31,16	6.511	10.623
MHK 7	4,10	33,60	27.250	19.979
SES 2	Referentie	Referentie	-12	-425
SES 3	Referentie	Referentie	277	219
SES 5	0,96	0,87	-3	-337
SES 6	0,88	0,82	-62	-760
SES 8	0,91	0,80	-54	-85
SES 9	0,87	0,70	-77	-330
SES 11	0,85	0,81	80	2.503
SES 12	0,91	0,67	-286	505

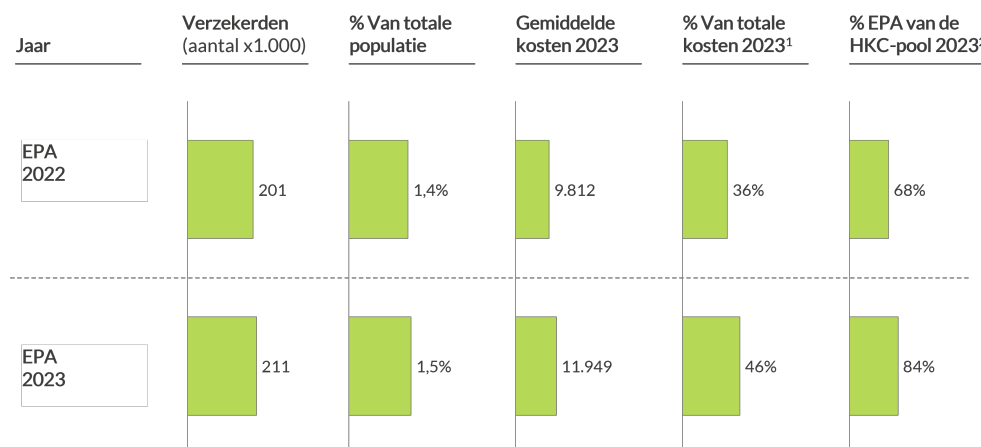
^a Van de coëfficiënt is de exponent genomen, dus hier weergegeven is e^{β_i} .

Tabel E4: Overzicht overwogen modelvarianten voor onderdeel C van dit onderzoek

Methode	Korte toelichting	Waar eerder getoetst?
Binnen huidige model: toevoegen kenmerk		
Toevoegen somatische kenmerken	Kenmerken uit somatische model toevoegen aan ggz-model	Master-thesis Maartje van Tilburg (2025)
Toevoegen interactie-kenmerken	Interactiekennmerken toevoegen, bijv. tussen FKG, DKG en MHK	WOR1060 – Gupta onderzoek rest-risico
Binnen huidige model: aanpassen schattingsmethodiek		
Constrained regression (CR)	Een constraint op gemiddeld resultaat van nul voor groep met gezonde verzekerden (definitie o.b.v. kosten in jaar t of kosten in jaar t-1 of anders als BGC daar ideeën bij heeft)	Alleen in somatische model, daar wordt het al toegepast
Aangepast model met stapsgewijze schatting		
Tweestaps-regressie (2R)	Eerst voorspellen of verzekerde kosten maakt, daarna voor groep met kosten hoogte kosten voorspellen. Variant op 2R (lijkt enigszins op Quantile regression, QR) is om de groep met (zeer) hoge kosten te voorspellen en vervolgens voor beide groepen een apart model te schatten (noemen we hier 'hoge-kosten-2R')	Masterthesis Maureen Los (2020) en WOR 948
Clusterwise linear regression (CLR)	Eerst clusters maken van 'vergelijkbare' verzekerden o.b.v. kosten of kenmerken, daarna per cluster een model schatten	Masterthesis Daan Derksen (2025)

F. EPA-inzichten

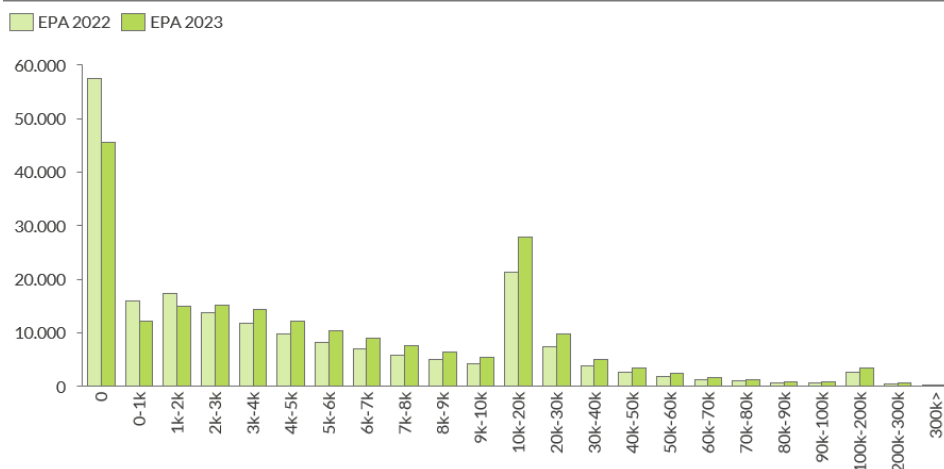
Eind 2025 is een uitbreiding van de definitie voor de EPA-groep opgesteld door een gesprekstafel, die onder het programma Kwaliteitstransparantie GGZ hangt. Deze definitie heeft Vektis geoperationaliseerd. Hieronder staan enkele inzichten in deze groep.



Figuur D1: Kenmerken van de EPA-doelgroep op basis van indeling 2022 en 2023 en kosten 2023

- 1) Van de totale ggz-kosten in 2023 wordt 36% gemaakt door verzekerden die in 2022 behoorden tot de EPA-groep en 46% van de verzekerden die in 2023 behoorden tot de EPA-groep.
- 2) Van de huidige HKC-pool (4695 verzekerden, gebaseerd op kosten 2023) hoorde in 2022 68% van de verzekerden tot de EPA-groep en in 2023 84% van de verzekerden

Verdeling van ggz-kosten over de EPA-groep voor indeling 2022 en 2023
[kosten 2023, aantal in verzekerdenjaren voor verschillende ranges kosten¹]



Figuur D2: Gemaakte ggz-kosten van de EPA-doelgroep op basis van indeling 2022 en 2023 en kosten 2023

- 1) Gewogen naar verzekerdenjaren, met NZA-maxtarief