

Restrisico Fase III: Gezonde verzekerden

April 2021

Dr. Richard van Kleef
Dr. René van Vliet
Drs. Michel Oskam



Restrisico Fase III: Gezonde verzekerden

Onderzoek voor het ministerie van VWS

Erasmus School of Health Policy & Management (ESHPM)
Erasmus Universiteit Rotterdam

Dr. Richard van Kleef
Dr. René van Vliet
Drs. Michel Oskam

Eindrapportage

7 april 2021 ¹

¹ Met dank aan de leden van de begeleidingscommissie (zie Bijlage A), de leden van de WOR en prof. dr. Wynand van de Ven voor commentaar op eerdere versies van dit rapport. Ook zijn wij dank verschuldigd aan het Nivel voor het beschikbaar stellen van gegevens uit de huisartsenregistraties. Deze studie is goedgekeurd volgens de governance code van Nivel Zorgregistraties, onder nummer NZR-003.20.089. Het gebruik van gegevens uit elektronische patiëntendossiers, zoals verzameld door Nivel Zorgregistraties eerste lijn, is door de Nederlandse wet, onder bepaalde voorwaarden toegestaan, zonder dat van iedere afzonderlijke patiënt daarvoor toestemming wordt gevraagd of dat toetsing door een medisch ethische commissie heeft plaatsgevonden (BW, artikel 7:458). Tenslotte bedanken wij GGD GHOR voor het beschikbaar stellen van informatie uit de Gezondheidsmonitor Volwassenen en Ouderen 2016, GGD'en, CBS en RIVM.

Inhoud

Samenvatting	5
1. Inleiding	9
1.1. Achtergrond.....	9
1.2. Onderzoeksvragen.....	10
1.3. Opbouw rapportage	10
2. Methoden en data voor het identificeren van gezonden	11
2.1. Identificeren van gezonde verzekerden: Vier (typen) databronnen.....	11
2.1.1. Databron 1: OT- en BASIC-bestanden	12
2.1.2. Databron 2: CBS-microdata over nationaliteit en opleidingsniveau	13
2.1.3. Databron 3: Nivel-huisartsenregistraties.....	14
2.1.4. Databron 4: enquête van de Gezondheidsmonitor	16
2.1.5. Combinatie van definities en databronnen	17
2.2. (Normatieve) kosten ter bepaling van het vereveningsresultaat	17
2.3. Overzicht gegevensbestanden	18
3. Subgroepen van gezonde verzekerden (onderzoeksvraag 1)	19
3.1. Subgroepen op basis van Zvw-instromers en switchers	19
3.2. Gezond volgens OT- en BASIC-bestanden.....	21
3.3. Gezond op basis van nationaliteit en opleiding (CBS-microdata)	30
3.4. Gezond volgens Nivel-huisartsenregistraties	32
3.5. Gezond volgens enquête van de Gezondheidsmonitor	34
3.6. Gezond volgens combinatie van bronnen.....	37
3.7. Conclusies onderzoeksvraag 1	41
4. S-factoren versus N-factoren (onderzoeksvraag 2)	43
4.1. S- en N-factoren in de Nederlandse basisverzekering	43
4.2. Hoe samenhang bepalen tussen vereveningsresultaten en S-factoren?	44
4.3. Conclusies onderzoeksvraag 2	46
5. Samenhang resultaat en S-factoren (onderzoeksvraag 3)	49
5.1. Somatisch model aangevuld met diagnoses uit de Nivel-huisartsenregistraties.....	49
5.2. Samenhang vereveningsresultaten en 'gezondheid' op subgroepniveau	52
5.3. Conclusies onderzoeksvraag 3	54
6. Oplossingsrichtingen (onderzoeksvraag 4)	55
6.1. Nieuwe/aangepaste vereveningskenmerken.....	55
6.1.1. Nieuwe vereveningskenmerken op basis van 'gezond'	56
6.1.2. Uitbreiden regiomodel met verklarende variabelen op basis van 'gezond'	58
6.1.3. Specifieke aanpassingen in bestaande vereveningscriteria	58
6.2. Restricties bij het schatten van normbedragen.....	59
6.3. Toestaan van premiedifferentiatie.....	61
6.4. Conclusies onderzoeksvraag 4.....	62
Bijlage A. Leden begeleidingscommissie	65
Bijlage B. Toelichting RAS methode	67
Bijlage C. Definitie gezonde groepen o.b.v. de Gezondheidsmonitor	69
Bijlage D. Overlap subgroepen o.b.v. OT/BASIC-bestanden	71
Referenties	73

Samenvatting

In het onderzoekjaar 2019-2020 heeft het eerste in een reeks van onderzoeken naar mogelijke restproblemen in de risicoverevening plaatsgevonden (WOR 996). Eén van de (mogelijke) restproblemen die uit dat onderzoek naar voren zijn gekomen betreft de (vermoedelijke) overcompensatie van gezonde verzekerden. Naar aanleiding van WOR 996 heeft het ministerie van VWS aan ESHPM een vervolgonderzoek gegund met als hoofdvraag “Hoe ziet het resterende probleem van gezonde verzekerden binnen de risicoverevening eruit?”. VWS heeft daarbij vier onderzoeksvragen geformuleerd. Hieronder volgt per onderzoeksvraag een samenvatting van onze belangrijkste bevindingen.

Onderzoeksvraag 1: Welke groepen zijn te identificeren als gezonde verzekerden die worden overgecompenseerd in het risicovereveningsmodel en hoe groot is die overcompensatie?

Ter beantwoording van deze onderzoeksvraag hebben wij verschillende databronnen aangeboord: OT- en BASIC-bestanden (N=17 miljoen), diagnose-informatie uit huisartspraktijken (N=1,5 miljoen), CBS-microdata over nationaliteit en opleidingsniveau (N=11,5 miljoen), en de enquête van de Gezondheidsmonitor Volwassenen en Ouderen 2016, GGD'en, CBS en RIVM (N=457.000; hieronder aangeduid met 'Gezondheidsmonitor'). Op basis van (combinaties van) de volgende kenmerken hebben wij meer dan 50 groepen van gezonde verzekerden geïdentificeerd: vereveningskenmerken, historische zorgkosten, polissenkenmerken, etniciteit, opleidingsniveau, objectieve gezondheid (volgens huisartsenregistraties) en subjectieve gezondheid (volgens enquête-informatie).

Voor de geïdentificeerde groepen is doorgaans sprake van lage gemiddelde kosten, overcompensatie en een relatief goede gezondheid in termen van de morbiditeitskenmerken in het vereveningsmodel 2021. De gemiddelde kosten en overcompensaties van de in de OT-bestanden, BASIC-bestanden en Nivel-bestanden geïdentificeerde groepen zijn zeer stabiel: bij toepassing van de vereveningsmodellen 2021 op twee datajaren waarin de groepen afzonderlijk zijn bepaald komen de kosten en overcompensaties sterk overeen. (Voor de in de Gezondheidsmonitor geïdentificeerde groepen kan stabiliteit niet worden onderzocht.)

Pinnen we de geïdentificeerde groepen vast op basis van informatie uit t-1 (en eerdere jaren) dan blijken de meeste groepen in jaar t+1 minder selectief dan in jaar t, zowel qua kosten als qua overcompensatie. Desondanks blijft voor de meeste groepen overcompensatie bestaan. Uiteraard is de vraag hoe belangrijk 'persistentie van overcompensatie over jaren' is, gegeven dat verzekerden jaarlijks kunnen wisselen van verzekeraar/zorgpolis.

Binnen bronnen is sprake van een grote overlap tussen geïdentificeerde groepen: als we de groepen met de grootste macro-overcompensatie buiten beschouwing laten dan blijkt de overcompensatie voor alle andere groepen (nagenoeg) te verdwijnen. Ook *tussen* subgroepen uit verschillende bronnen is doorgaans sprake van een grote overlap.

Uit de resultaten van onderzoeksvraag 1 blijkt dus dat verschillende groepen van gezonde verzekerden zijn aan te wijzen waarbij sprake is van overcompensatie. Zeer waarschijnlijk zijn zowel binnen als buiten de gebruikte databronnen soortgelijke groepen te vinden. Hoewel die er (iets) anders uit zullen zien, mag worden verwacht dat de hier gevonden patronen in grote mate illustratief zijn voor 'groepen van gezonde verzekerden met overcompensatie'.

Onderzoeksvraag 2: Welke aspecten van het probleem kunnen/moeten binnen de risicoverevening opgepakt worden en welke niet?

In de wetenschappelijke literatuur over risicoverevening wordt een conceptueel onderscheid gemaakt tussen factoren waarvoor de risicoverevening wél dient te compenseren (S-factoren), en factoren waarvoor de risicoverevening níet dient te compenseren (N-factoren). Voor een conceptuele discussie over S- en N-factoren is het belangrijk om deze factoren te beschouwen als 'causale' effecten op de verwachte zorgkosten van verzekerden. Ten aanzien van de Nederlandse basisverzekering (Zvw) concluderen wij op basis van WOR 1019 dat causale effecten van 'verzekerdenkenmerken' zijn aan te merken als S-factoren en dat causale effecten van 'poliskenmerken' zijn aan te merken als N-factoren.²

Met de voor dit onderzoek beschikbare data is het niet mogelijk om vereveningsresultaten exact uit te splitsen naar causale effecten van 'verzekerdenkenmerken' en causale effecten van 'poliskenmerken'. In plaats daarvan hebben wij een pragmatische methode toegepast ter bepaling van de samenhang tussen vereveningsresultaten en het verzekerdenkenmerk 'gezondheid' (zoals beschikbaar in de Nivel-huisartsenregistraties). Bij deze methode is een aantal kanttekeningen te plaatsen (die staan opgesomd aan het einde van paragraaf 4.2).

² Een kanttekening bij deze conclusie is dat op het moment van schrijven verschillende standpunten bestaan ten aanzien van S- en N-factoren. Wel is er overeenstemming over de factor 'gezondheid'; hiervoor zou in ieder geval moeten worden gecompenseerd (S-factor). Deze factor staat centraal bij onderzoeksvraag 3.

Onderzoeksvraag 3: Hoe groot is het deel van de overcompensatie dat wordt veroorzaakt door de aspecten horende bij de risicoverevening?

Ter bepaling van de samenhang tussen de vereveningsresultaten van het somatisch model 2021 en de gezondheidsinformatie beschikbaar in de Nivel-huisartsenregistraties hebben wij drie regressiemodellen geschat: A) het somatisch vereveningsmodel 2021 op kostengegevens van 2018, doch conditioneel op de deelpopulatie van verzekerden die aanwezig zijn in de Nivel-huisartsenregistraties van 2017 (N=1,5 miljoen), B) zoals model A, maar dan aangevuld met 109 dummy-variabelen, één voor elk van de aandoeningen die door het Nivel als chronisch zijn aangemerkt (deze dummy-variabelen geven aan of een verzekerde volgens de Nivel-huisartsenregistraties 2017 wel (1) of niet (0) aan de betreffende aandoening lijdt) en C) zoals model B, maar dan aangevuld met nog eens 574 dummy-variabelen, één voor elke tijdelijke aandoening in de Nivel-huisartsenregistraties van 2017.

De 109 dummy-variabelen voor het wel of niet hebben van specifieke **chronische** aandoeningen volgens de Nivel-huisartsenregistraties 2017 verklaren op individuniveau samen 0,31% van de variantie in residuen van het somatisch model 2021 op kostendata van 2018. Op subgroepniveau kan met het somatisch model 2021 **aangevuld met deze 109 dummy-variabelen**, 10-30% worden weggenomen van de overcompensaties op specifieke subgroepen die wij hebben geïdentificeerd in de OT/BASIC-bestanden.

De 683 dummy-variabelen voor het wel of niet hebben van specifieke **chronische of tijdelijke** aandoeningen volgens de Nivel-huisartsenregistraties 2017 verklaren op individuniveau 0,80% van de variantie in residuen van het somatisch model 2021 op kostendata van 2018. Op subgroepniveau kan met het somatisch model 2021 **aangevuld met deze 683 dummy-variabelen**, 30-50% worden weggenomen van de overcompensaties op specifieke subgroepen die wij hebben geïdentificeerd in de OT/BASIC-bestanden.

De resultaten van onderzoeksvraag 3 laten zien dat een deel van de overcompensatie op de in dit onderzoek geïdentificeerde groepen samenhangt met gezondheidskenmerken die beschikbaar zijn in de Nivel-huisartsenregistraties. Dit betekent dat in ieder geval een deel van de overcompensatie op de geïdentificeerde groepen als 'problematisch' kan worden beschouwd. Benadrukt zij dat de resultaten een ondergrens geven van de problematische overcompensatie: het is denkbaar dat de overcompensatie op geïdentificeerde groepen samenhangt met S-factoren die niet expliciet in regressiemodellen A-C zijn meegenomen.

Onderzoeksvraag 4: Welke oplossingen zouden bijdragen aan het verkleinen van de problematische overcompensatie van gezonde verzekerden?

Een eerste oplossingsrichting voor het verminderen van de (problematische) overcompensatie op gezonde groepen is 'implementatie van nieuwe/aangepaste vereveningskenmerken'. Hierbij kan worden gedacht aan nieuwe kenmerken op basis van 'wel/geen indeling bij afslagklassen in eerdere jaren', 'wel/geen lage kosten voor specifieke zorgvormen in eerdere jaren', 'wel/geen vrijwillig eigen risico' en 'wel/geen bevalling in het vereveningsjaar'. Ook kan worden gedacht aan uitbreiding van het regiocriterium met 'het aandeel gezonden' en aan diverse aanpassingen van bestaande vereveningscriteria. Deze potentiële oplossingen komen (naar verwachting) met een afweging tussen betere verevenende werking, grotere complexiteit en/of verminderde doelmatigheidsprykkels.

Een tweede oplossingsrichting betreft 'implementatie van restricties bij het schatten van de normbedragen'. Deze potentiële oplossing komt (naar verwachting) met een afweging tussen een betere verevenende werking voor de in dit onderzoek geïdentificeerde groepen en een slechtere verevenende werking voor andere groepen; deze afweging vereist daarom een beoordelingskader voor de 'ernst' van onder/overcompensatie op specifieke subgroepen.

Een derde oplossingsrichting is het toestaan van (een zekere mate van) premiedifferentiatie. Deze potentiële oplossing komt (naar verwachting) met een afweging tussen enerzijds een vermindering van voorspelbare winsten op gezonde groepen en een sterkere doelmatigheidsprykkel voor verzekerden, en anderzijds een vermindering van de beoogde risicosolidariteit en een afname van de transparantie van zorgverzekeringsproducten.

Bijna alle in dit rapport gepresenteerde oplossingen komen met voordelen en nadelen. Het is aan de WOR en de politiek om deze voordelen en nadelen tegen elkaar af te wegen. Daarbij moet in het achterhoofd worden gehouden dat – naast de hier gepresenteerde oplossingsrichtingen – ook een betere identificatie/compensatie van chronisch zieken zal leiden tot een afname van de problematische overcompensatie op gezonde verzekerden.

1. Inleiding

1.1. Achtergrond

Hoewel het Nederlandse risicovereveningsmodel tot de meest geavanceerde vereveningsmodellen ter wereld behoort, laat recent onderzoek zien dat bepaalde, vooraf aan te wijzen subgroepen worden ondergecompenseerd dan wel overgecompenseerd [zie bijvoorbeeld: WOR 887 (Van Gorp e.a., 2017); Van Kleef e.a., 2017; Van Kleef e.a., 2018)]. Daarnaast zijn er signalen dat het vereveningsresultaat gemiddeld genomen slechter is voor verzekeraars met relatief hoge normatieve kosten dan voor verzekeraars met relatief lage normatieve kosten (zie bijvoorbeeld: Van Vliet e.a., 2019; Equalis, 2020). Deze bevindingen vormden aanleiding voor het Ministerie van VWS om te laten onderzoeken of er sprake is van een 'restprobleem' in de risicoverevening. In het onderzoekjaar 2019-2020 heeft het eerste in een reeks van onderzoeken naar mogelijke restproblemen plaatsgevonden (WOR 996). In dit onderzoek zijn middels interviews en literatuuronderzoek de (mogelijke) restproblemen van de verevening in kaart gebracht. Daarbij zijn de (vermoedelijke) overcompensatie van gezonde verzekerden en ondercompensatie van chronisch zieken naar voren gekomen als de (potentieel) grootste restproblemen. Naar aanleiding van deze bevindingen is besloten om deze restproblemen verder uit te diepen in twee afzonderlijke onderzoeken, één ten aanzien van het restprobleem bij chronisch zieken en één ten aanzien van het restprobleem bij gezonde verzekerden. Dit rapport doet verslag van het onderzoek naar gezonden.

Het onderwerp van de overcompensatie van gezonden binnen de risicoverevening is eerder onderzocht, bijvoorbeeld in WOR 856. Op basis van de analyses in dat rapport is een extra risicoklasse toegevoegd aan het MHK-criterium van het somatisch model. Verzekerden worden bij deze zogenaamde MLK-klasse (MLK = meerjarig lage kosten) ingedeeld als zij in elk van de jaren t-3, t-2 en t-1 somatische kosten hebben gehad die onder het 70%-kwantiel van de kostenverdeling zijn gebleven. Dit kwantiel kwam bij de opbouw van het OT2021-bestand uit op ongeveer 1.100 euro. MLK is sterk onderscheidend: uit Figuur 4.9 van WOR 1000 blijkt bijvoorbeeld dat de gemiddelde kosten in jaar t van de verzekerden ingedeeld bij MLK=1 op ongeveer 800 euro uitkomen, 1.600 euro onder de overall gemiddelde kosten. In het vereveningsmodel vertaalt dit onderscheidend vermogen zich in een normbedrag van bijna -600 euro. Ondanks de uitbreiding van het somatisch model met MLK blijken verzekerden die volgens huisartsenregistraties geen chronische aandoening hebben nog altijd met gemiddeld 91 euro te worden overgecompenseerd (Van Kleef e.a., 2018; kostenniveau 2015). Hoewel deze overcompensatie beperkt lijkt, moet worden bedacht dat het een grote groep verzekerden betreft (bijna de helft van de bevolking). KPMG stelt dan ook dat "Geïnterviewden geven aan dat de impact op verzekeraars groot is. [...] Verzekeraars geven

bovendien aan dat er een hoger financieel resultaat te behalen valt met het zich richten op het aantrekken van gezonde verzekerden dan met het zich richten op doelmatige zorginkoop. De overcompensatie op gezonde verzekerden vormt hierdoor tevens een risico voor doelmatige zorginkoop.” (WOR 966, pag. 40). Dit is dan ook de reden voor de aanbeveling om hoge prioriteit te geven aan nader onderzoek naar het restprobleem van gezonde verzekerden.

1.2. Onderzoeksvragen

De hoofdvraag van dit onderzoek luidt als volgt: Hoe ziet het resterende probleem van gezonde verzekerden binnen de risicoverevening eruit? Ter beantwoording van deze hoofdvraag zijn door het Ministerie van VWS de volgende deelvragen geformuleerd:

1. Welke groepen zijn te identificeren als gezonde verzekerden die worden overgecompenseerd in het risicovereveningsmodel en hoe groot is die overcompensatie?
2. Welke aspecten van het probleem kunnen/moeten binnen de risicoverevening opgepakt worden en welke niet?
3. Hoe groot is het deel van de overcompensatie dat wordt veroorzaakt door de aspecten horende bij de risicoverevening?
4. Welke oplossingen zouden bijdragen aan het verkleinen van de problematische overcompensatie van gezonde verzekerden?

1.3. Opbouw rapportage

De rapportage is als volgt opgebouwd. Hoofdstuk 2 beschrijft de methoden en data die in dit onderzoek zijn gebruikt voor het identificeren van gezonde verzekerden. Hoofdstuk 3 presenteert vervolgens de geïdentificeerde groepen en de daarbij behorende vereveningsresultaten (onderzoeksvraag 1). Hoofdstuk 4 gaat in op de vraag voor welke factoren de risicoverevening wél moet compenseren (de zogenaamde S-factoren) en voor welke níet (N-factoren) en introduceert een pragmatische methode om te bepalen in hoeverre resterende vereveningsresultaten op gezonde groepen samenhangen met S-factoren (onderzoeksvraag 2). Die methode wordt vervolgens toegepast in Hoofdstuk 5 (onderzoeksvraag 3). Op basis van de empirische bevindingen in Hoofdstukken 3 en 5 sluit Hoofdstuk 6 af met een kwalitatieve beschouwing van mogelijke oplossingsrichtingen ter vermindering van de overcompensatie op gezonde verzekerden (onderzoeksvraag 4).

2. Methoden en data voor het identificeren van gezonden

Een algemene vraag voor dit onderzoek is wat nu precies onder een “gezonde” verzekerde moet worden verstaan. In het onderzoek naar meerjarig lage kosten (WOR 856) was het uitgangspunt – geformuleerd door de opdrachtgever – dat het zou moeten gaan om iemand die structureel (i.e. over een aantal jaren) geen of weinig zorgkosten maakt. Dit pragmatische uitgangspunt heeft direct geleid tot een vereveningsklasse (MLK=1) gebaseerd op kosten. De vraag is of het onderscheid tussen wel/niet gezond hiermee scherp genoeg is, c.q. is een betere afbakening van de gezonde groep mogelijk? Een mismatch tussen “echt” gezonden en MLK=1 kan leiden tot een overcompensatie van de “echt” gezonden.

KPMG noemt gezonde verzekerden in één adem met “switchers, jong en hoog opgeleid” en geeft daarbij aan dat dit een zeer omvangrijke groep is. De in WOR 966 genoemde (potentiële) restrisiko’s betreffen verder vooral groepen met **onder**compensaties; ook deze groepen kunnen interessant zijn voor het onderhavige onderzoek. Het gaat dan niet zozeer om deze groepen zélf maar om het complement ervan. Hierbij kan worden gedacht aan autochtonen (als complement van de door KPMG genoemde groep ‘niet-Nederlandse achtergrond’) en verzekerden met ruime gezondheidsvaardigheden (als complement van de door KPMG genoemde verzekerden met beperkte gezondheidsvaardigheden).

Met de in WOR 966 genoemde groepen in het achterhoofd zijn we in dit onderzoek exploratief op zoek gegaan naar een verdere afbakening van de groep gezonde verzekerden. Daarvoor hebben wij verschillende databronnen aangeboord die hieronder worden beschreven.

2.1. Identificeren van gezonde verzekerden: Vier (typen) databronnen

Voor dit onderzoek zijn de volgende databronnen gebruikt: OT- en BASIC-bestanden, diagnose-informatie uit huisartspraktijken, CBS-microdata over nationaliteit en opleidingsniveau, en de Gezondheidsmonitor Volwassenen en Ouderen 2016, GGD'en, CBS en RIVM (in het vervolg aangeduid met ‘Gezondheidsmonitor’). Met deze databronnen kunnen gezonde verzekerden vanuit verschillende invalshoeken worden geïdentificeerd: vereveningskenmerken, historische kosten, poliskenmerken, etniciteit, opleidingsniveau, objectieve gezondheid (volgens de huisarts) en subjectieve gezondheid (volgens verzekerden zélf).

2.1.1. Databron 1: OT- en BASIC-bestanden

De informatie in de OT- en BASIC-bestanden biedt mogelijkheden om “gezonden” te identificeren op basis van kosten, vereveningscriteria, polissenmerken en overstapgedrag.³

In het onderzoek naar MLK zijn gezonden geïdentificeerd op basis van hun totale somatische zorgkosten (WOR 856). Voor het onderhavige onderzoek zijn we dieper in de gegevens gedoken en hebben we groepen geïdentificeerd op basis van meerjarig lage kosten van **afzonderlijke** kostensoorten, te weten ziekenhuiszorg, hulpmiddelen, farmaceutische zorg, paramedische zorg, ketenzorg en GGZ. In een verkennende analyse zijn verschillende definities van ‘meerjarig lage kosten’ onderzocht. Op basis van de groepsomvang, gemiddelde kosten en het vereveningsresultaat (zowel gemiddeld per verzekerdenjaar als op macroniveau) zijn we uiteindelijk uitgekomen op de definitie ‘kosten onder het 3^e kwartiel in elk van de jaren t-1, t-2 en t-3’. Voor hulpmiddelen, paramedische zorg, ketenzorg en GGZ betekent dit dat we feitelijk kijken naar kosten=0 in elk van de jaren t-1, t-2 en t-3. Voor ziekenhuiszorg en farmaceutische zorg bedraagt het drempelbedrag circa 600 respectievelijk 170 euro.

Een andere vernieuwende richting die we in dit onderzoek hebben verkend is identificatie van gezonden op basis van meerjarige indeling bij de afslagklassen FKG0, DKG0, HKG0, FDG0, MHK≤1 en MVV0 (van het somatisch model) en psychische FKG0, psychische DKG0 en GGZ-MHK0 (van het GGZ-model).⁴ In verkennende analyses hebben we verschillende definities onderzocht die variëren in termen van het aantal jaren dat in de definitie wordt meegenomen en het aantal afslagklassen waar een verzekerde op scoort. Op basis van het onderscheidend vermogen in termen van kosten en vereveningsresultaat zijn we op de volgende definities uitgekomen: ‘6x afslagklasse somatisch in t-1’, ‘6x afslagklasse somatisch in t-2’, ‘6x afslagklasse somatisch in t-3’, ‘6x afslagklasse somatisch in t-1 én t-2’, ‘6x afslagklasse somatisch in elk van de jaren t-1, t-2 én t-3’, ‘3x afslagklasse GGZ in elk van de jaren t-1, t-2 én t-3’ en ‘9x afslagklasse somatisch/GGZ in elk van de jaren t-1, t-2 én t-3’.

In termen van polissenmerken hebben wij in BASIC de volgende groepen geïdentificeerd: verzekerden zonder aanvullende verzekering, verzekerden met een vrijwillig eigen risico en

³ Een optie zou zijn om nog dieper in de onderliggende data van FKG's (ATC-codes, DDD's), DKG's (diagnosen, specialismen, dbc's), FDG's etc. te duiken om te bezien of meer ATC's, dbc's, fysiotherapiediagnosen etc. bij deze vereveningscriteria zouden moeten/kunnen worden betrokken. Dat valt echter buiten de scope van dit onderzoek naar **gezonde** verzekerden. Bovendien zullen we de gezonden zeer waarschijnlijk juist niet in deze onderliggende data aantreffen. En degenen die we daar wél aantreffen hebben bijvoorbeeld farmaciekosten>0, ziekenhuiskosten>0 en/of fysiotherapiekosten>0 etc., een onderscheid dat we ook kunnen maken op basis van de kostensoorten in de OT-bestanden (en waarvoor de onderliggende data dus niet nodig zijn).

⁴ Met MHK≤1 wordt in dit rapport de groep verzekerden bedoeld die NIET in een (klassieke) MHK-klasse terecht komt. Deze groep bestaat uit mensen met MLK en mensen zonder MLK/MHK.

verzekerden met een collectieve verzekering. Deze groepen zijn destijds ook meegenomen in het onderzoek naar MLK (WOR 856). De groep 'zonder aanvullende verzekering' en de groep 'met een vrijwillig eigen risico' bleken toen relatief lage kosten te hebben en te worden overgecompenseerd (ook mét MLK). Een interessante vraag is in hoeverre het laatste nog steeds het geval is na de modelverbeteringen die sindsdien zijn doorgevoerd.

Wat betreft 'switchers' zijn we voor dit onderzoek uitgekomen op de volgende drie groepen: 'switchers van t-1 op t', 'switchers van t-2 op t-1' en 'switchers van t-3 op t-2', waarbij switchers zijn geoperationaliseerd als verzekerden die in een bepaald jaar (bijvoorbeeld jaar t) bij een andere risicodragers staan ingeschreven dan het jaar daarvoor (t-1).^{5,6}

Daarnaast hebben we groepen geïdentificeerd op basis van 'instroom' in de basisverzekering (Zvw), waarbij instromers zijn gedefinieerd als verzekerden die in jaar t wél in het onderzoeksbestand voorkomen maar in jaar t-1 niet (uiteraard exclusief kinderen die in jaar t zijn geboren). Dit betreft bijvoorbeeld immigranten en seizoensarbeiders die in jaar t langer dan 3 maanden in Nederland wonen en verzekeringsplichtigen die zich in jaar t-1 niet verzekerd hadden maar in jaar t een verzekering opgelegd hebben gekregen. Dit is een bijzondere groep: hoewel instromers naar verwachting relatief gezond zijn, scoren zij in het jaar van instroom per definitie niet op een morbiditeitskenmerk door het ontbreken van informatie over kosten en zorggebruik in voorgaande jaren (ervan uitgaande dat deze mensen niet eerder Zvw-verzekerd waren). Het is daarom de vraag hoe per saldo het vereveningsresultaat voor deze groep uitvalt. Om een beeld te krijgen van hoe de (normatieve) kosten en het vereveningsresultaat zich in de jaren na instroom ontwikkelen zijn de volgende groepen gedefinieerd: 'ingestroomd in jaar t-3', '... in jaar t-2', '... in jaar t-1' en '... in jaar t'. Kinderen die in de betreffende jaren zijn geboren, hebben wij **niet** bij deze groepen ingedeeld.

2.1.2. Databron 2: CBS-microdata over nationaliteit en opleidingsniveau

Bij het CBS zijn diverse microdatabestanden beschikbaar over uiteenlopende onderwerpen.⁷ Naast de Gezondheidsmonitor (zie paragraaf 2.1.4) hebben wij bij dit onderzoek twee specifieke microdatabestanden betrokken, te weten een bestand met nationaliteitskenmerken

⁵ Het percentage switchers dat wij op deze wijze vinden komt voor 2016-op-2017 en voor 2017-op-2018 overeen met de cijfers die Vektis meldt voor de betreffende jaren. Voor 2015-op-2016 wijkt ons percentage iets af van de Vektis-cijfers (7,3 versus 6,3%); dat heeft waarschijnlijk te maken met verschuivingen tussen volmachten en tussen deelportefeuilles binnen één verzekeraarsconcern. Met de voor dit onderzoek beschikbare data is het niet mogelijk om hier goed voor te corrigeren.

⁶ We hebben nog gekeken naar de samenhang tussen het hebben van een collectieve verzekering en switchen: in de groep met een collectieve verzekering is 6% geswitcht van 2017-op-2018; voor de groep zonder een collectieve verzekering is dat 8%. Ergo: de groep 'switchers' bestaat niet alleen uit mensen die met een collectiviteit mee switchen. In de beschikbare databestanden is het helaas niet mogelijk een expliciet onderscheid te maken tussen mensen die individueel switchen en mensen die met een collectiviteit mee switchen.

⁷ Voor een overzicht van de beschikbare microdatabestanden, zie: <https://www.cbs.nl/nl-nl/onze-diensten/maatwerk-en-microdata/microdata-zelf-onderzoek-doen/catalogus-microdata>

uit de Basis Registratie Personen (BRP) en een bestand met opleidingsniveau dat is gebaseerd op gegevens uit diverse registers en de Enquête Beroeps Bevolking (EBB).

Het microdatabestand met nationaliteitskenmerken bevat van alle personen die vanaf 1 oktober 1994 in de BRP zijn opgenomen de nationaliteit en indien van toepassing de tweede nationaliteit.⁸ Op basis van deze informatie hebben wij de groep ‘autochtoon’ geïdentificeerd (peilmoment: 2018) als het ‘gezonde’ complement van de door KPMG genoemde ondergecompenseerde groep met een niet-Nederlandse etnische achtergrond.⁹

Het opleidingsniveaubestand bevat de hoogst-behaalde en hoogst-gevolgde opleiding van de Nederlandse bevolking (peilmoment: 2018). De informatie in dit bestand is afkomstig uit diverse registers en de Enquête Beroeps Bevolking (EBB).¹⁰ Door het gebruik van meerdere (jaargangen van) bronnen heeft het bestand inmiddels een zeer hoge dekkingsgraad (2018: ruim 11,5 miljoen personen; ca. 85% van de 18-plussers). Dit bestand hebben wij gekoppeld aan een microdatabestand met adreskenmerken van personen die in de gemeentelijke bevolkingsregisters staan ingeschreven.¹¹ Met het gekoppelde bestand is vervolgens de ‘hoogst-gevolgde opleiding per woonadres’ vastgesteld en is de groep verzekerden geïdentificeerd die woonachtig zijn op een adres met ten minste één bewoner die een hbo- of wo-opleiding heeft gevolgd. Deze groep is vervolgens meegenomen in onze analyse als proxy voor verzekerden met ‘ruime gezondheidsvaardigheden’ (het complement van de door KPMG genoemde groep met beperkte gezondheidsvaardigheden). Onze veronderstelling daarbij is dat gezondheidsvaardigheden worden bepaald door opleidingsniveau binnen het huishouden (en niet alleen door het opleidingsniveau van individuen zelf).

2.1.3. Databron 3: Nivel-huisartsenregistraties

De derde databron die wij voor dit onderzoek hebben aangeboord betreft de Nivel-huisartsenregistraties. Hiermee is het mogelijk om gezonden te identificeren op basis van objectieve gezondheid zoals vastgesteld door de huisarts. De kracht van deze gegevensbron is dat in Nederland in principe alle informatie over gezondheidsproblemen bij de huisarts terecht komt; bijna driekwart van de bevolking komt dan ook ten minste één keer in een jaar

⁸ Voor een uitgebreide beschrijving van het nationaliteitskenmerkenbestand, zie: <https://www.cbs.nl/-/media/cbs-op-maat/microdatabestanden/documents/2020/16/gbanationaliteitbus.pdf>

⁹ In de begeleidingscommissie is gesproken over het idee om uitsplitsingen te maken naar land van herkomst. Als het gaat om ‘gezonde verzekerden’ zijn met name de seizoensarbeiders interessant. Echter, omdat daar een afzonderlijk onderzoek naar gaat plaatsvinden is besloten deze groep niet bij het onderhavige onderzoek te betrekken.

¹⁰ Voor een uitgebreide beschrijving van het opleidingsniveaubestand, zie: <https://www.cbs.nl/-/media/cbs-op-maat/microdatabestanden/documents/2020/39/hoogsteoptab.pdf>

¹¹ Voor een beschrijving van het adreskenmerkenbestand, zie: <https://www.cbs.nl/-/media/cbs-op-maat/microdatabestanden/documents/2020/17/gbaadresobjectbus.pdf>

bij de huisarts.¹² Daarmee vormt de huisarts in Nederland de enige plek waar in principe **alle** informatie over de gezondheidstoestand van Zvw-verzekerden bij elkaar komt.

Het gegevensbestand dat wij voor dit onderzoek tot onze beschikking hebben bevat diagnoses voor circa 1,5 miljoen mensen die staan ingeschreven bij een huisartsenpraktijk die gegevens aanlevert voor de 'Nivel-zorgregistraties'. Diagnoses zijn gecodeerd volgens de 'International Classification of Primary Care' (ICPC). Voor elke patiënt bevat het bestand bijna 700 dummy-variabelen die aangeven of een patiënt wel (waarde=1) of niet (waarde=0) een bepaalde ICPC-diagnose geregistreerd had staan in een bepaald jaar. Het bestand is gebaseerd op 'ziekte-episodes', i.e. de periode tussen de diagnose-datum en de geschatte datum van herstel. Voor het construeren van ziekte-episodes maakt het Nivel gebruik van alle door de huisarts vastgelegde morbiditeitsinformatie in de 'Huisarts Informatie Systemen'. De ICPC-1 indeling omvat 17 ICPC-hoofdstukken met in totaal 685 codes voor klachten, symptomen en aandoeningen.¹³ Het voor dit onderzoek beschikbare gegevensbestand voor jaar t-1 is gebaseerd op informatie over de periode t-3 t/m t-1. Specifiek gaat het om:

- Alle openstaande, door de huisarts geregistreerde, episodes van chronische ziekten op 1 januari van t-3. In totaal merkt het Nivel 109 ICPC-diagnosen aan als chronisch.
- Alle nieuwe, door de huisarts geregistreerde, ziekte-episodes in de periode t-3 t/m t-1.
- Alle contacten met de huisartsenpraktijk en prescripties in de periode t-3 t/m t-1. Het gaat hierbij om contacten met zowel de huisarts als de praktijkondersteuner huisartsenzorg, waarbij een diagnose in het medisch dossier is geregistreerd. Onder contacten vallen bijvoorbeeld praktijkbezoeken, telefonische consulten, e-mailconsulten en huisbezoeken.

Hetzelfde databestand – doch van een eerder jaar (2014) – is gebruikt door Van Kleef e.a. (2018). In dat onderzoek zijn gezonden gedefinieerd als degenen met geen enkel van de 109 aandoeningen die door het Nivel zijn aangemerkt als chronisch. Op het kostenjaar 2015 bevatte deze groep bijna de helft van de bevolking. Bij toepassing van het somatisch model 2018 (d.w.z. inclusief MLK) kwam het vereveningsresultaat voor deze groep uit op +91 euro per verzekerdenjaar. In het onderhavige onderzoek wordt binnen de groep '*geen chronische aandoening*' een verdere uitsplitsing gemaakt op basis van de circa 600 ICPC's die door het Nivel als tijdelijke (d.w.z. niet-chronische) aandoeningen zijn aangemerkt: het is mogelijk dat bepaalde van deze aandoeningen weliswaar tijdelijk zijn maar toch een voorspellende waarde hebben voor kosten in het volgende jaar.¹⁴

¹² Vanwege de gebruikelijke terugkoppeling van de specialist (of andere zorgverlener) naar de huisarts van de behandelde patiënt zullen ook alle diagnoses die zijn op te sporen in de integrale Vektis-bestanden met zorgdeclaraties in principe in de huisartsenregistraties zijn opgenomen. Dergelijke data (van één jaar) heeft Vektis gebruikt in het onderzoek "Herclassificatie chronisch zieken voor WOR" (Van Gorp e.a. 2017).

¹³ Voor een volledig overzicht van alle 685 codes en bijbehorende titels zie: https://www.nivel.nl/sites/default/files/documentatie_episodeconstructie_nivel_1juli2016_definitief.pdf

¹⁴ Een ICPC-diagnose is door het Nivel als chronisch aanmerkt wanneer de betreffende ziekte volgens medisch experts in het algemeen geen uitzicht biedt op volledig herstel.

Het Nivel-bestand met huisartsenregistraties bevat ongeveer 1,5 miljoen patiënten, wat neerkomt op ongeveer 9% van de Zvw-populatie. Uit verkennende analyses is gebleken dat het Nivel-bestand op zichzelf al redelijk representatief is voor de Zvw-populatie. Om resterende verschillen zoveel mogelijk weg te nemen hebben wij het Nivel-bestand herwogen op basis van een indeling van verzekerden naar de risicokenmerken van het vereveningmodel 2021. Voor deze herweging is de zogenaamde RAS-procedure gebruikt (die in Bijlage B wordt toegelicht). Hiermee hebben wij voor elke patiënt in het Nivel-bestand een herwegingsgewicht bepaald dat ervoor zorgt dat de gewogen prevalentie van vereveningskenmerken in het Nivel-bestand overeenkomt met die in het OT-bestand. Omdat het Nivel-bestand (van jaar t-1) na koppeling met het OT-bestand (met kostengegevens van jaar t) per definitie onvolledig is voor nul-jarigen in jaar t, is die groep bij de herweging in het geheel buiten beschouwing gelaten. Uit een nadere analyse bleken in het Nivel-bestand tevens de nul-jarigen in jaar t-1 grotendeels te ontbreken; ook die groep hebben wij buiten beschouwing gelaten. Naast vereveningskenmerken is bij de herweging ook de variabele wel/niet overleden (in jaar t) meegenomen alsmede een indeling van verzekerden naar kostenkwantielen in jaar t. Na herweging komt het totaal aantal verzekerden jaren >0 jaar in het Nivel-bestand exact overeen met dat in het OT-bestand.

2.1.4. Databron 4: enquête van de Gezondheidsmonitor

De vierde bron die wij hebben gebruikt voor het identificeren van gezonde verzekerden is de Gezondheidsmonitor (doelgroep Volwassenen en Ouderen). Deze monitor bestaat uit een enquête die vierjaarlijks wordt gehouden onder steekproeven van de bevolking (19 of ouder op 1 september van het enquêtejaar). Het betreft een samenwerking tussen het CBS, alle GGD'en en het RIVM (zie <https://www.monitorgezondheid.nl>). De voor dit onderzoek meest recent beschikbare enquête is die van 2016, met een respons van ongeveer 457.000. De kracht van deze gegevensbron is de beschikbaarheid van informatie over zelf-gerapporteerde gezondheid en leefstijl. Met deze gegevens kunnen gezonde groepen worden geïdentificeerd vanuit het perspectief van de verzekerden zelf. Op basis van de Gezondheidsmonitor hebben wij de volgende groepen geïdentificeerd: '(zeer) goede algemene gezondheid', 'geen langdurige ziekten', 'niet beperkt in activiteiten vanwege gezondheidsproblemen', 'geen ernstig overgewicht (oftewel: BMI<30)', 'laag/geen risico op angst of depressie', 'geen roker', 'drinkt niet meer dan 1 glas per dag', 'voldoet aan beweegrichtlijn 2017', 'sport ten minste 1 dag per week', 'niet sociaal eenzaam', 'doet vrijwilligerswerk', 'geen geluidshinder', 'hbo/wo opleiding afgerond', 'geen moeite met rondkomen', 'inkomen in top-40%' en 'autochtoon' (zie Bijlage C voor de definitie van deze groepen). Net als voor het Nivel-bestand hebben wij ook voor het bestand van de Gezondheidsmonitor een herwegingsprocedure toegepast. Deze procedure is analoog aan die beschreven in paragraaf 2.1.3 (en Bijlage B), met als verschil

dat 19-minners bij deze herweging buiten beschouwing zijn gebleven aangezien de Gezondheidsmonitor zich beperkt tot 19-plussers (peildatum: 1 september 2016).

2.1.5. Combinatie van definities en databronnen

In eerste instantie hebben wij voor elk van de bovengenoemde groepen afzonderlijk gekeken naar de (normatieve) kosten, het vereveningsresultaat en relevante kenmerken. Een interessante vraag is vervolgens in hoeverre de definities van 'gezond' volgens de verschillende bronnen overlappen en in hoeverre de combinatie van bronnen tot selectievere groepen leidt. Om hier een indicatie van te krijgen hebben wij de databronnen gekoppeld en relevante groepen uit de OT- en BASIC-bestanden gekruist met relevante groepen uit de Nivel-huisartsenregistraties en de Gezondheidsmonitor. Voor elke combinatie hebben wij vervolgens de gemiddelde kosten en het (macro-)vereveningsresultaat bepaald.

2.2. (Normatieve) kosten ter bepaling van het vereveningsresultaat

Elk van de geïdentificeerde groepen wordt in Hoofdstuk 3 getypeerd in termen van prevalentie, (normatieve) kosten, vereveningsresultaat en relevante kenmerken. In eerste instantie richten wij ons daarbij op de vereveningsmodellen en OT-bestanden van 2021 (kostendata 2018) waarbij wordt gekeken naar de totale (normatieve) kosten voor de drie vereveningsmodellen samen. Deze totale kosten zijn daarbij berekend als de kosten voor somatische zorg plus de kosten voor GGZ minus de kosten onder het verplicht eigen risico. De totale **normatieve** kosten zijn op dezelfde wijze berekend (d.w.z. normatieve kosten voor somatische zorg plus normatieve kosten voor GGZ minus normatieve kosten onder het verplicht eigen risico). Ook laten we zien hoe de totale (normatieve) kosten en het vereveningsresultaat voor de geïdentificeerde groepen zijn opgebouwd uit de drie deelbedragen/vereveningsmodellen. De vereveningsmodellen die wij in dit onderzoek doorrekenen op kostendata van 2018 zijn exact gelijk aan de Uitgangsmoellen die in WOR 1001 zijn doorgerekend t.b.v. de OT 2021.

In een volgende stap hebben wij de OT-bestanden voor de vereveningsmodellen van 2020 (kostendata 2017) bij de analyse betrokken. Met deze bestanden is het mogelijk om de stabiliteit en persistentie van de (normatieve) kosten en het vereveningsresultaat in beeld te brengen. Bij 'stabiliteit' kijken we in Hoofdstuk 3 naar de mate waarin de (normatieve) kosten en het vereveningsresultaat voor een bepaalde groep op kostendata 2018 overeenkomt met die op kostendata van 2017, waarbij de betreffende groep voor beide datajaren **afzonderlijk** wordt bepaald. Bij 'persistentie' kijken we ook naar de (normatieve) kosten en het vereveningsresultaat voor een bepaalde groep op de twee kostenjaren, maar wordt de betreffende groep geïdentificeerd in de 2017-data en vervolgens **vastgepind**. Voor deze

analyses hebben wij het OT-bestand 2020 verrijkt met informatie over de per 2021 vernieuwde somatische vereveningskenmerken FKG, DKG en HKG. Hierdoor komt het somatisch vereveningsmodel geschat op de 2017-data nagenoeg overeen met dat geschat op de 2018-data, wat de resultaten ten aanzien van stabiliteit en persistentie vergemakkelijkt. In het resultatenhoofdstuk zullen we naar beide modellen verwijzen als het vereveningsmodel **2021**.

2.3. Overzicht gegevensbestanden

Samengevat, zijn voor dit onderzoek de volgende gegevensbestanden gebruikt:

- A. bestanden van de OT2020 (somatisch, GGZ en eigen betalingen) aangevuld met data over de vernieuwde somatische vereveningskenmerken FKG, DKG en HKG (voor het schatten van de vereveningsmodellen 2021 op kostendata 2017);
- B. bestanden van de OT2021 (somatisch, GGZ en eigen betalingen; voor het schatten van de vereveningsmodellen 2021 op kostendata 2018);
- C. bestanden van de OT2017-2019 (voor het identificeren van subgroepen met structureel lage kosten, meerjarige indeling in afslagklassen en wel/niet geswitcht van risicodrager);
- D. BASIC-bestanden van 2017 en 2018, aangevuld met informatie over polissenkenmerken (voor het identificeren van subgroepen op basis van de hoogte van het vrijwillig eigen risico, wel/geen aanvullende en wel/geen collectieve verzekering);
- E. CBS-bestand met nationaliteitskenmerken (voor het identificeren van autochtonen);
- F. CBS-bestand met opleidingsniveau aangevuld met adreskenmerken (voor het identificeren van de subgroep van verzekerden die woonachtig zijn op een adres met ten minste één persoon die een hbo- of wo-opleiding heeft gevolgd).
- G. Nivel-huisartsenregistraties van 2014-2016 en 2015-2017, beide aangevuld met chronische aandoeningen bekend op 1-1-2014 respectievelijk 1-1-2015 (voor het identificeren van subgroepen op basis van diagnose-informatie);
- H. Gezondheidsmonitor van 2016 (voor het identificeren van subgroepen op basis van zelf-gerapporteerde gezondheid, functionele beperking en leefstijl o.a.).

Onderzoeksbestanden A t/m C zijn afkomstig uit het archief risicoverevening bij ZorgTTP. Bestand D is samengesteld en aangeleverd door Vektis. Na bewerking hebben wij de relevante informatie uit A t/m D (via ZorgTTP) aangeleverd bij het CBS. Bestand G is door het Nivel aangeleverd bij het CBS en de bestanden E, F en H waren reeds bij het CBS beschikbaar. Het CBS heeft vervolgens het pseudo-BSN in bestanden A t/m D omgezet in het Record Identificatie Nummer (RIN) en alle bestanden (A t/m H) in onze projectmap op de server van het CBS geplaatst. Via een beveiligde VPN-verbinding (Remote Access) hebben wij de bestanden aan elkaar gekoppeld (o.b.v. het RIN) en de analyses uitgevoerd.

3. Subgroepen van gezonde verzekerden (onderzoeksvraag 1)

Dit hoofdstuk presenteert de uitkomsten van onderzoeksvraag 1: *Welke groepen zijn te identificeren als gezonde verzekerden die worden overgecompenseerd in het risicovereveningsmodel en hoe groot is die overcompensatie?* Naast het vereveningsresultaat worden ook de vereveningskenmerken van deze groepen in beeld gebracht. Het hoofdstuk begint met de resultaten voor subgroepen op basis van Zvw-instroom (paragraaf 3.1). Zoals hieronder zal blijken, hebben deze resultaten consequenties voor de definitie van andere geïdentificeerde groepen. Vervolgens presenteert dit hoofdstuk de resultaten voor subgroepen die wij hebben geïdentificeerd op basis van de OT- en BASIC-bestanden (paragraaf 3.2), CBS-bestanden met informatie over nationaliteit en opleidingsniveau (paragraaf 3.3), de Nivel-huisartsenregistraties (paragraaf 3.4), de enquête van de Gezondheidsmonitor (paragraaf 3.5) en een combinatie van deze bronnen (paragraaf 3.6).

3.1. Subgroepen op basis van Zvw-instromers en switchers

In de 1^e begeleidingscommissievergadering van dit onderzoek (7 januari 2021) is aandacht gevraagd voor de groep verzekerden die zijn ingestroomd in de Zvw. Tabel 3.1 presenteert de kenmerken en kosten (in het onderzoeksbestand van de OT 2021, met kostendata 2018) van verzekerden die zijn ingestroomd in 2018, 2017, 2016 respectievelijk 2015, exclusief kinderen geboren in de instroomjaren. De (normatieve) kosten hebben betrekking op de totale (normatieve) Zvw-kosten die voor rekening komen van de verzekeraar. Deze totale (normatieve) kosten zijn berekend als (normatieve) kosten voor somatische zorg plus de (normatieve) kosten voor GGZ minus de (normatieve) kosten onder het verplichte eigen risico. Voor alle groepen van instromers liggen de gemiddelde kosten substantieel lager dan in de totale Zvw-populatie, wat erop wijst dat deze groepen gemiddeld genomen gezond zijn. De normatieve kosten in deze groepen komen echter nóg lager uit, wat resulteert in (forse) ondercompensaties. De reden voor deze ondercompensaties is dat verzekerden in het jaar van instroom per definitie in de afslagklassen van morbiditeitscriteria worden ingedeeld (ervan uitgaande dat zij in voorgaande jaren niet verzekerd zijn geweest onder de Zvw), ook als zij feitelijk lijden aan een chronische aandoening. Dit is terug te zien in het % verzekerden zonder morbiditeit: in het jaar van instroom (2018) komt 99% in alle afslagklassen van de morbiditeitskenmerken terecht.¹⁵ Het duurt een aantal jaar voordat de benodigde gegevens t.b.v. indeling bij morbiditeitskenmerken volledig zijn: voor DKG, FKG, FDG en HKG is één

¹⁵ Blijkbaar komen sommige instromers toch in een morbiditeitsklasse terecht. Een verklaring hiervoor kan zijn dat deze instromers eerder Zvw-verzekerd zijn geweest (vervolgens zijn uitgestroomd om later weer in te stromen) en op basis hun zorgkosten/gebruik in de eerdere periode nu in een morbiditeitsklasse terecht komen.

jaar historie nodig, voor MHK-somatisch drie jaar en voor MHK-GGZ vijf jaar. Na drie jaar wordt 10% van de instromers ingedeeld bij ten minste één morbiditeitsklasse, wat leidt tot hogere normatieve kosten en een lagere ondercompensatie. Echter, voor de groep die in 2015 is ingestroomd resteert in 2018 nog steeds een ondercompensatie. Op basis van deze uitkomsten is in overleg met de begeleidingscommissie besloten om verzekerden die na 1 januari t-3 zijn ingestroomd **niet** aan te merken als gezonde verzekerden. Dit betekent dat deze instromers niet meelopen in de subgroepen die verderop worden gepresenteerd. (NB: Instromers lopen in principe nog wel mee in de groepen van 'switchers' in Tabel 1.)

Tabel 1. Subgroepen o.b.v. instroom in Zvw (exclusief geboorten) en switchers: kenmerken en kosten 2018

Subgroep	% Verz. jaren	% Geen morb ^a	Gem. kost ^b	Gem. norm ^{b,c}	Resultaat	
					Gem.	Macro *1mln
<i>Ingestroomd in Zvw in:</i>						
2018	0,5	99	1282	737	-545	-46
2017	0,9	94	1354	1010	-344	-51
2016	0,8	88	1366	1277	-89	-12
2015	0,7	86	1449	1409	-40	-5
<i>Geswitcht van risicodragers van:</i>						
2017-op-2018	6,4	77	1694	1650	-44	-48
2016-op-2017	6,4	77	1599	1583	-15	-17
2015-op-2016	7,3	74	1965	1946	-20	-24
<i>Totale bevolking</i>	100	70	2461	2461	0	0

^a D.w.z. geen morbiditeit volgens kenmerken in somatisch model 2021 (i.e. FKG=DKG=FDG=HKG=MVV=0 én MHK≤1) **én** geen morbiditeit volgens kenmerken in GGZ-model 2021 (i.e. FKG=DKG=MHK=0).

^b D.w.z. totale (normatieve) kosten, oftewel somatisch **plus** GGZ **minus** eigen betalingen vanwege het verplicht eigen risico.

^c Volgens de Uitgangsmoedellen van 2021.

Tabel 1 presenteert ook de uitkomsten voor verzekerden die in de periode 2015-2018 zijn gewisseld van risicodragers, uitgesplitst naar switchers 2015-16, 2016-17 en 2017-18. Volgens WOR 996 zijn overstappers gezonde verzekerden met lage kosten, die door het vereveningsmodel worden overgecompenseerd. Uit de gemiddelde kosten blijkt dat het eerste deel van deze bewering klopt: voor verzekerden die van 2017-op-2018 zijn gewisseld van risicodragers bedragen de gemiddelde kosten 1.694 euro per verzekerdenjaar versus 2.461 euro in de totale populatie. Het tweede deel van de bewering blijkt op basis van Tabel 1 ongegrond: verzekerden die van 2017-op-2018 zijn gewisseld van risicodragers worden gemiddeld genomen ondergecompenseerd met 44 euro per verzekerdenjaar. Voor groepen overstappers in de twee eerdere jaren is ook sprake van – kleinere – ondercompensaties. Bij deze ondercompensaties is nog wel een kanttekening te plaatsen: als we vrouwen met kraamzorg in 2018 buiten beschouwing laten, stijgt het resultaat op de groep overstappers van 2017-naar-2018 naar +58 euro (gemiddeld per verzekerdenjaar). Ter vergelijking: het resultaat op de groep NIET-overstappers wordt dan +42 euro. Het negatieve resultaat op overstappers is dus deels terug te voeren naar het negatieve resultaat op zwangere vrouwen

(die vaker overstappen dan de gemiddelde verzekerde in onze onderzoeksbestanden).¹⁶ Naast de subgroep van zwangere vrouwen bestaan *binnen de groep switchers* mogelijk andere subgroepen die voorspelbaar worden onder- of overgecompenseerd; een diepere analyse op de groep switchers valt echter buiten de scope van dit onderzoek.

Hoewel switchers en instromers in termen van kosten als selectieve groepen zijn te bestempelen is geen sprake van overcompensatie. Voor deze groepen voeren we in dit onderzoek daarom verder geen vervolganalyses uit.

3.2. Gezond volgens OT- en BASIC-bestanden

Tabel 2 toont de kosten en de vereveningsresultaten voor diverse definities van ‘gezond’ op basis van de OT- en BASIC-bestanden, uitgesplitst naar de drie deelmodellen. De groepen op basis van ‘6x afslagklassen somatisch’ zijn afgeleid uit de morbiditeitskenmerken van het somatisch model. Zo bestaat de groep ‘6x afslagklassen somatisch in t-1’ uit verzekerden in het onderzoeksbestand van de OT2020 (kostendata 2017, doch aangevuld met FKGs, DKGs en HKGs volgens de definitie van 2021) waarvoor geldt dat $FKG=DKG=HKG=FDG=MVV=0$ én $MHK \leq 1$ (merk op dat deze morbiditeitskenmerken dus feitelijk zijn gebaseerd op zorggebruik/kosten van jaar t-2 en daarvoor, zie ook voetnoot 18 voor het verschil met de definitie van ‘% geen morbiditeit’). Voor elk van de groepen ‘6x afslagklassen somatisch’ liggen de gemiddelde kosten voor alle drie de modellen fors lager dan in de populatie. De groep met de laagste kosten betreft verzekerden die in elk van de drie voorliggende jaren bij alle afslagklassen waren ingedeeld; voor deze groep (die circa 1/3-de van de populatie omvat) bedragen de gemiddelde totale kosten 789 euro per verzekerdenjaar (774+118-103). Dit is echter niet de meest selectieve groep in termen van overcompensatie; dat is de groep met ‘6x afslagklassen somatisch in t-3’ (circa de helft van de bevolking) met een gemiddeld vereveningsresultaat van 95 euro voor het somatisch model, 8 euro op het GGZ-model en -15 euro op het eigen-risicomodel. In totaal bedraagt de overcompensatie op deze groep 88 euro per verzekerdenjaar, wat macro neerkomt op 711 miljoen (771+63-123). Voor de andere groepen op basis van ‘6x afslagklassen somatisch’ is – ondanks de lagere kosten – de overcompensatie kleiner, zowel gemiddeld per verzekerdenjaar als op macroniveau.¹⁷

¹⁶ In een aanvullende analyse hebben wij nog gekeken naar de samenhang tussen ‘switchen’ en ‘vrijwillig eigen risico > 0’ (VER). Van alle verzekerden die van 2017-op-2018 zijn geswitcht van risicodrager heeft 79% in beide jaren geen VER, 9% heeft in beide jaren een VER, 6% heeft geen VER in 2017 maar wel in 2018, en 5% heeft wel een VER in 2017 maar niet in 2018. Binnen deze groep switchers heeft dus 15% (9+6%) een VER in 2018, iets meer dan in de totale bevolking van 18 jaar en ouder.

¹⁷ In het 2^e overleg van de begeleidingscommissie (18 februari 2021) is gevraagd naar het resultaat op de groep verzekerden met ‘6x afslagklassen somatisch in t-2 en t-3’. De omvang van deze groep is ongeveer gelijk aan die van ‘6x afslagklassen somatisch in t-1 en t-2’. Het gemiddeld resultaat bedraagt +59 euro waarmee de macro-overcompensatie op ruim 400 miljoen uitkomt. Merk op: in feite zien we deze groep min of meer terug in Tabel 5 als we kijken naar de gemiddelde kosten en het vereveningsresultaat in jaar **t+1** (2018) voor de groep ‘6x afslagklassen somatisch in **t-1 en t-2**’.

Tabel 2 onderscheidt ook de groep '3x afslagklassen GGZ in t-1, t-2 en t-3'. Uit de gemiddelde kosten en het vereveningsresultaat blijkt dat deze groep een stuk minder selectief is dan de groepen op basis van '6x afslagklassen somatisch'. Dat is niet verrassend gegeven de grote omvang van de groep met '3x afslagklassen GGZ in t-1, t-2 en t-3': 84%.

In de categorie van subgroepen op basis van afslagklassen toont Tabel 2 ten slotte ook de groep met '9x afslagklassen somatisch/GGZ in t-1, t-2 en t-3'. Deze groep lijkt in termen van gemiddelde kosten en vereveningsresultaten sterk op de groep '6x afslagklassen somatisch in t-1, t-2 en t-3', al blijkt de omvang iets kleiner te zijn: 33% versus 37%.

Voorts laat Tabel 2 de kosten en het vereveningsresultaat zien voor groepen op basis van de kostenhistorie voor zes zorgvormen: ziekenhuiszorg, hulpmiddelen, farmaceutische zorg, paramedische zorg, ketenzorg en GGZ. In een verkennende analyse hebben wij per kostensoort gekeken naar een passend drempelbedrag en zijn daarbij uitgekomen op het 3^e kwartiel van de kostenverdeling. Dit heeft geresulteerd in groepen die zowel in termen van kosten als vereveningsresultaat selectief zijn. De laagste kosten zijn voor de groep met ziekenhuiskosten<Q3 in elk van de jaren t-1, t-2 en t-3. De grootste overcompensatie vinden we voor de groep met farmaciekosten<Q3 in elk van deze jaren: in totaal 83 euro per verzekerdenjaar (87+11-15), wat macro neerkomt op 910 miljoen (950+125-164).

Ten slotte presenteert Tabel 2 ook de resultaten voor drie groepen afgeleid uit polissenmerken: 'geen aanvullende verzekering', 'een collectieve verzekering' en 'een vrijwillig eigen risico'. De groep met een collectieve verzekering (circa 2/3-de van de populatie) is zowel in termen van kosten als vereveningsresultaat niet selectief. De twee andere groepen zijn dat wel. Voor de groep zonder aanvullende verzekering (15% van de populatie) bedragen de gemiddelde totale kosten 1.885 euro per verzekerdenjaar (1726+308-149) en is sprake van een overcompensatie van 47 euro per verzekerdenjaar, wat macro neerkomt op 119 miljoen. De groep met een vrijwillig eigen risico (10% van de populatie) is zowel in termen van kosten als vereveningsresultaat de meest selectieve groep in Tabel 2. Gemiddeld genomen komen de totale kosten in deze groep op 703 euro per verzekerdenjaar (737+88-121); de overcompensatie bedraagt 222 euro per verzekerdenjaar (macro: 360 miljoen).

Tabel 2 leidt tot een aantal interessante observaties. Ten eerste zijn op basis van de OT- en BASIC-bestanden gezonde groepen aan te wijzen die worden overgecompenseerd (uitgaande van het vereveningsmodel 2021). Ten tweede blijkt dat voor geen van de in Tabel 2 gepresenteerde groepen het macroresultaat uitkomt boven de 1 miljard euro. Dat is een verschil met WOR 856 waarin het somatisch vereveningsmodel van 2017 voor diverse groepen op basis van kostenhistorie in een macro-overcompensatie resulteerde van tussen de 1,5 en 2 miljard euro per jaar. Hieruit kan worden afgeleid dat MLK – zoals mag worden

verwacht – een belangrijke rol speelt bij het mitigeren van de overcompensatie op gezonde verzekerden. Desondanks zijn de resterende overcompensaties nog steeds substantieel. Ten derde blijkt dat voor bijna alle gepresenteerde groepen het totale vereveningsresultaat grotendeels wordt bepaald door het resultaat op de somatische kosten. Dit is uiteraard niet verrassend gegeven de omvang van de kosten voor somatische zorg ten opzichte van de twee andere deelbedragen. Daarnaast blijkt dat voor de meeste groepen de resultaten van het GGZ-model en het eigen-risicomodel (toevalligerwijs) min of meer tegen elkaar wegvallen.

Tabel 2. Subgroepen o.b.v. OT- en BASIC-bestanden: gemiddelde kosten en resultaat per verzekerdenjaar volgens modellen 2021 op kostendata 2018

Subgroep ^a	Somatisch			GGZ ^c			Eigen risico ^c		
	Gem. kost	Resultaat ^b		Gem. kost	Resultaat ^b		Gem. kost	Resultaat ^b	
		Gem.	Macro		Gem.	Macro		Gem.	Macro
		*1mln	*1mln		*1mln	*1mln		*1mln	*1mln
6x afslagklassen somatisch in:									
t-1	869	4	30	128	11	91	115	-6	-51
t-2	956	51	414	138	9	71	120	-11	-85
t-3	1016	95	771	152	8	63	121	-15	-123
t-1 en t-2	823	19	138	120	13	89	109	-10	-68
t-1, t-2 en t-3	774	34	211	118	14	85	103	-13	-84
3x afslagklassen GGZ in:									
t-1, t-2 en t-3	2312	16	229	70	9	129	169	-3	-37
9x afslagklassen som/GGZ in:									
t-1, t-2 en t-3	777	38	215	63	18	99	96	-16	-93
Kosten < Q3 in t-1, t-2, t-3 voor:									
Ziekenhuiszorg	957	34	305	185	9	82	129	-5	-41
Hulpmiddelen	1386	49	512	219	2	21	158	-4	-45
Farmaceutische zorg	1010	87	950	130	11	125	124	-15	-164
Paramedische zorg	1961	45	550	226	5	67	184	-4	-46
Ketenzorg	1922	34	381	238	1	6	164	-5	-58
GGZ	2386	13	201	68	1	12	175	-3	-39
Poliskenmerken in jaar t:									
Geen aanvullende verzekering	1726	67	169	308	-4	-10	149	-16	-40
Collectieve verzekering	2511	1	14	214	2	19	188	2	20
Vrijwillig eigen risico	737	219	355	88	40	66	121	-37	-60
Totale bevolking	2408	0	0	237	0	0	183	0	0

^a Exclusief verzekerden die in 2015-2018 zijn ingestroomd in de Zwv.

^b Op basis van de normatieve kosten volgens de Uitgangsmoedellen 2021. Voor somatisch en GGZ is het resultaat bepaald als normatieve kosten minus kosten. Voor het eigen-risicomodel is het resultaat bepaald als kosten minus normatieve kosten. Met andere woorden: we kijken hier naar het resultaat vanuit verzekeraarsperspectief.

^c Voor 18-minners zijn (normatieve) kosten en het resultaat op nul gezet.

Naast de kosten en het vereveningsresultaat is het interessant om te kijken naar de kenmerken van geïdentificeerde groepen. Tabel 3 geeft een beeld van de samenhang tussen de geïdentificeerde groepen en de vereveningskenmerken in het risicovereveningsmodel voor 2021. In termen van ‘% verzekerdenjaren’ varieert de groepsomvang van 10% voor ‘vrijwillig

eigen risico' tot 72% voor 'kosten <Q3 in t-1, t-2 en t-3 voor paramedische zorg'. Deze definities leiden dus tot een compleet andere indeling van verzekerden. De definities op basis van '6x afslagklassen voor somatische zorg' resulteren in een groepsomvang van tussen de 37 en 48%. De groep op basis van '3x afslagklassen GGZ' is met 84% een stuk groter. Bij de definities op basis van 'kosten<Q3 in t-1, t-2, t-3' bedraagt de groepsomvang 53 tot 89%.

Voor de meeste groepen in Tabel 3 ligt de gemiddelde leeftijd lager dan in de populatie. Uitzonderingen hierop zijn de groepen 'kosten<Q3 in t-1, t-2 en t-3 voor paramedische zorg' en 'collectieve verzekering' waarvoor de gemiddelde leeftijd met 44 respectievelijk 43 jaar net iets hoger ligt dan in de populatie. Dat patroon zien we ook terug in de kolom '% geen morbiditeit': 73 respectievelijk 69% (versus 70% in de populatie). Datzelfde geldt min of meer ook voor de groepen op basis van afslagklassen en kostenhistorie GGZ. Hieruit blijkt dat deze groepen in termen van leeftijd en morbiditeit niet echt selectief zijn. Voor de overige groepen ligt het % geen morbiditeit aanzienlijk hoger, voor de groepen op basis van '6x afslagklassen' zelfs tussen 88 en 92%. Deze groepen zijn dus niet alleen qua kosten maar ook in termen van leeftijd en morbiditeitskenmerken als zeer selectief te beschouwen.¹⁸

Tenslotte vat Tabel 3 samen hoe de geïdentificeerde groepen zich verhouden tot de vereveningskenmerken SES, AvI en PPA. De kolommen onder 'Risicoklasse met hoogste % verzekerdenjaren in subgroep' laten zien binnen **welke** SES-, AvI- respectievelijk PPA-klasse het hoogste percentage verzekerdenjaren bij de betreffende subgroep is ingedeeld (waarbij het percentage aangeeft hoeveel procent van de verzekerdenjaren binnen die risicoklasse in de betreffende subgroep terecht komt). Op de 2^e regel van de tabel staat aangegeven voor welke klasse dit percentage doorgaans het hoogst is; uitzonderingen staan expliciet vermeld in de betreffende cel. Bijvoorbeeld: als we kijken naar de subgroep '6x afslagklassen in t-1' geldt voor het SES-criterium dat het percentage verzekerdenjaren met '6x afslagklassen in t-1' het hoogst is binnen de klasse 'Hoog' (51%). Met andere woorden: binnen het SES-criterium vertoont de klasse 'Hoog' de sterkste positieve samenhang met deze subgroep.

Als we kijken naar de andere subgroepen dan is binnen het SES-criterium de positieve samenhang doorgaans het sterkst met de klasse 'Hoog'. Twee uitzonderingen daarop zijn de subgroepen 'kosten GGZ <Q3 in t-1, t-2 en t-3' en 'geen aanvullende verzekering'. Voor de eerstgenoemde subgroep blijkt de samenhang met de klasse 'Midden' net iets sterker dan met 'Hoog'. Voor de subgroep 'geen aanvullende verzekering' is de samenhang het sterkst met de klasse 'Zeer laag'. Hier speelt vermoedelijk het effect van inkomen: (gezonde) verzekerden met een laag inkomen hebben mogelijk een lagere betalingsbereidheid ten aanzien van de aanvullende verzekering dan verzekerden met een hoog inkomen.

¹⁸ Merk op: '% geen morbiditeit' is gebaseerd op morbiditeitskenmerken in het onderzoeksbestand van jaar t (die feitelijk zijn gebaseerd op zorggebruik/kosten van jaar t-1 en daarvoor); anders dus dan de morbiditeitskenmerken waaruit de subgroepen o.b.v. afslagklassen t-1 zijn afgeleid: deze morbiditeitskenmerken zijn afkomstig uit het onderzoeksbestand van jaar t-1 (en dus feitelijk gebaseerd op zorggebruik/kosten van jaar t-2 en daarvoor).

Binnen het AvI-criterium is het percentage verzekerdenjaren in een subgroep doorgaans het hoogst voor studenten. Uitzonderingen zien we bij de subgroepen '3x afslagklassen GGZ in t-1, t-2 en t-3', '9x afslagklassen somatisch/GGZ in t-1, t-2 en t-3', 'kosten<Q3 in t-1, t-2, t-3 voor paramedische zorg', 'geen aanvullende verzekering', 'kosten<Q3 in t-1, t-2 en t-3 voor GGZ' en 'collectieve verzekering'. Wat betreft 'geen aanvullende verzekering' is de positieve samenhang het sterkst met de klasse bijstandsgerechtigden, wat mogelijk te maken heeft met de eerdergenoemde betalingsbereidheid van (gezonde) mensen met een laag inkomen. Bij de definitie 'collectieve verzekering' is de positieve samenhang het sterkst met de klasse 70-plussers; kennelijk hebben 70-plussers vaker een collectieve verzekering dan 70-minners.

Tabel 3. Subgroepen o.b.v. OT- en BASIC-bestanden: kenmerken

Subgroep	% Verz. jaren	Gem. leeftijd	% Geen morb. ^a	Risicoklasse met hoogste % verz. jaren in subgroep ^e		
				SES ^b	AvI ^c	PPA ^d
6x afslagklassen somatisch in:				Hoog	Stud.	18-
t-1	48	36	91	51%	69%	60%
t-2	48	36	89	52%	69%	57%
t-3	48	36	88	52%	70%	55%
t-1 en t-2	42	36	92	46%	64%	50%
t-1, t-2 en t-3	37	35	92	41%	60%	43%
3x afslagklassen GGZ in:				86%	70+ 90%	100%
t-1, t-2 en t-3	84	41	76	86%	70+ 90%	100%
9x afslagklassen som/GGZ in:				37%	Z 44%	43%
t-1, t-2 en t-3	33	35	95	37%	Z 44%	43%
Kosten<Q3 in t-1, t-2, t-3 voor:						
Ziekenhuiszorg	53	37	85	56%	72%	61%
Hulpmiddelen	61	40	80	64%	73%	O 63%
Farmaceutische zorg	65	36	87	69%	83%	77%
Paramedische zorg	72	44	73	74%	R 77%	O 78%
Ketenzorg	66	39	75	68%	76%	68%
GGZ	89	42	75	M 91%	R 95%	100%
Poliskenmerken in jaar t:						
Geen aanvullende verzekering	15	38	77	ZL 21%	B 22%	WB 27%
Collectieve verzekering	68	43	69	73%	70+ 75%	70%
Vrijwillig eigen risico	10	41	90	13%	24%	O 13%
Totale bevolking	100	42	70	n.v.t.	n.v.t.	n.v.t.

^a D.w.z. geen morbiditeit volgens kenmerken in somatisch model 2021 (i.e. FKG=DKG=FDG=HKG=MVV=0 én MHK≤1) **én** geen morbiditeit volgens kenmerken in GGZ-model 2021 (i.e. FKG=DKG=MHK=0).

^b M=Midden; ZL=Zeer Laag.

^c R=Referentiegroep 0-69 jaar; B=Bijstandsgerechtigden; Z=Zelfstandigen; 70+=70 jaar en ouder.

^d O=Overig; =jonger dan 18 jaar; WB= Wlz-instelling Blijvend.

^e Deze kolom laat zien binnen welke SES-, AvI- respectievelijk PPA-klasse het hoogste percentage verzekerdenjaren bij de betreffende subgroep is ingedeeld en waar het percentage voor die risicoklasse op uitkomt.

Binnen het PPA-criterium is het percentage verzekerdenjaren in een subgroep doorgaans het hoogst voor de klasse '18-', met uitzondering van de definities 'kosten<Q3 in t-1, t-2, t-3 voor

hulpmiddelen', 'kosten<Q3 in t-1, t-2, t-3 voor paramedische zorg', 'geen aanvullende verzekering' en 'vrijwillig eigen risico'. Bij de subgroep 'geen aanvullende verzekering' is de positieve samenhang het sterkst met de klasse 'woonachtig in een Wlz-instelling (blijvend)'. Een verklaring hiervoor kan zijn dat een aanvullende verzekering voor deze groep niet interessant is omdat nagenoeg alle zorg wordt vergoed vanuit de Wlz. De verklaring voor de relatief sterke samenhang tussen 'vrijwillig eigen risico' en 'overig' is dat een vrijwillig eigen risico alleen kan worden gekozen door 18-plussers en met name interessant is voor gezonde verzekerden die zeer waarschijnlijk zijn geconcentreerd in de groep 'Overig'.

Tabel 4 geeft een indruk van de stabiliteit van de subgroepen die wij hebben geïdentificeerd in de OT- en BASIC-bestanden. De rechterhelft toont de omvang, gemiddelde kosten en het vereveningsresultaat op de kostendata van 2018. In de kolommen met kosten en resultaten staat de som van de drie deelmodellen zoals uitgesplitst in Tabel 2; we kijken hier dus naar de totale kosten en het totale vereveningsresultaat onder de Zvw vanuit het perspectief van de verzekeraar. De linkerhelft van Tabel 4 toont dezelfde resultaten maar dan voor de kostendata 2017. Voor een goede vergelijking hebben wij op de 2017-data een vereveningsmodel geschat dat zoveel mogelijk overeenkomt met het model 2021 zoals geschat op de 2018-data. Hiertoe hebben wij het Uitgangsmodel voor somatische zorg van 2020 uitgebreid met de per 2020 vernieuwde DKGs, HKGs en FKGs. Deze vernieuwde kenmerken zijn ook meegenomen bij de definitie van de forfaitaire groep in het eigen-risicomodel. Verder is van belang te benadrukken dat de geïdentificeerde subgroepen op beide jaren afzonderlijk zijn bepaald (in tegenstelling tot Tabel 5 verderop). Zoals blijkt uit de onderste regel, is niet gecorrigeerd voor het verschil in kostenniveau tussen de twee jaren.

Tabel 4 laat zien dat de in de OT- en BASIC geïdentificeerde subgroepen zeer stabiel zijn, zowel qua omvang als in termen van kosten en vereveningsresultaat. Wel zien we voor alle groepen een lichte stijging van de gemiddelde kosten, wat in lijn is met de overall kostenstijging zoals weergegeven op de onderste regel. De grootste verschillen tussen 2017 en 2018 doen zich voor bij de omvang van de groepen op basis van 3x lage kosten voor hulpmiddelen (55 versus 61%) en paramedische zorg (61 versus 72%). Uit nadere analyse blijken deze verschillen te worden veroorzaakt door een afwijkende kostenverdeling voor deze zorgvormen in 2014 (i.e. minder verzekerden met kosten=0) ten opzichte van de jaren daarna.

Een opvallende uitkomst in Tabel 4 is dat de gemiddelde overcompensatie voor de subgroep met 3x farmaciekosten<Q3 ongeveer 2 keer zo groot is als voor de subgroep met 3x ziekenhuiskosten<Q3 terwijl de gemiddelde kosten slechts enkele euro's verschillen. Uit een aanvullende analyse is gebleken dat dit te maken heeft met de negatieve vereveningsbijdrage voor het MLK/MHK-criterium: deze is voor de subgroep met 3x farmaciekosten<Q3 kleiner dan voor de subgroep met 3x ziekenhuiskosten<Q3, namelijk -338 versus -484 euro gemiddeld per verzekerdenjaar. De verklaring hiervoor is als volgt: verzekerden in de

subgroep met 3x farmaciekosten<Q3 kunnen nog voor allerlei andere zorg hoge kosten hebben gehad waardoor ze nog een redelijke kans maken op indeling bij $MHK > 0/1$; voor de subgroep met 3x ziekenhuiskosten<Q3 is die kans veel kleiner gegeven dat ziekenhuiszorg zelf de belangrijkste bijdrage levert aan indeling bij $MHK > 0/1$.

Tabel 4. Subgroepen o.b.v. OT- en BASIC-bestanden: stabiliteit van kosten en vereveningsresultaat volgens modellen 2021 op kostendata 2017 resp. 2018

Subgroep ^{a,b}	2017				2018			
	% Verz. jaren	Gem. kost ^c	Resultaat		% Verz. jaren	Gem. kost ^c	Resultaat	
			Gem.	Macro *1mln			Gem.	Macro *1mln
6x afslagklassen somatisch in:								
t-1	47	845	8	64	48	881	9	69
t-2	47	922	50	392	48	974	49	399
t-3	48	1003	87	705	48	1047	88	711
t-1 en t-2	41	785	21	146	42	833	22	159
t-1, t-2 en t-3	37	755	31	190	37	789	34	213
3x afslagklassen GGZ in:								
t-1, t-2 en t-3	83	2151	24	334	84	2214	23	321
9x afslagklassen som/GGZ in:								
t-1, t-2 en t-3	33	712	35	194	33	743	39	222
Kosten<Q3 in t-1, t-2, t-3 voor:								
Ziekenhuiszorg	53	981	38	335	53	1013	38	346
Hulpmiddelen	55	1383	49	453	61	1447	47	488
Farmaceutische zorg	65	976	78	853	65	1015	83	910
Paramedische zorg	61	1987	50	508	72	2002	47	571
Ketenzorg	68	1938	29	331	66	1995	29	329
GGZ	89	2219	11	164	89	2279	12	174
Poliskenmerken in jaar t:								
Geen aanvullende verzekering	15	1830	42	107	15	1885	47	119
Collectieve verzekering	69	2458	3	36	68	2537	5	53
Vrijwillig eigen risico	9	694	211	337	10	703	222	360
Totale bevolking	100	2395	0	0	100	2461	0	0

^a Op 2017-data en 2018-data afzonderlijk bepaald (doch met dezelfde definitie).

^b Exclusief verzekerden die in 2015-2017/2018 zijn ingestroomd in de Zvw.

^c D.w.z. kosten voor somatische zorg plus GGZ minus de eigen betalingen onder het verplicht eigen risico. Idem voor normatieve kosten, die hier niet expliciet worden getoond maar wel zijn gebruikt ter bepaling van het resultaat. Voor 18-minners zijn de (normatieve) kosten voor GGZ en het verplicht eigen risico op nul gezet.

Vanzelfsprekend zal er behoorlijke overlap zijn tussen de subgroepen in Tabel 4. Om die overlap in beeld te brengen hebben we in een aanvullende analyse alle overcompensaties opnieuw berekend waarbij de subgroep met de grootste macro-overcompensatie werd weggelaten, te weten 'kosten<Q3 in t-1, t-2, t-3 voor farmaceutische zorg' (zie Bijlage D). Het bleek dat dan geen enkele subgroep nog significant werd overgecompenseerd, behalve de groep met een vrijwillig eigen risico. Voor de groep met een vrijwillig eigen risico bleek de macro-overcompensatie ruim 50 miljoen euro te bedragen, wat betekent dat 85% van de overcompensatie op deze groep samenhangt met lage farmaciekosten in de voorgaande drie

jaren. Bij het op dezelfde manier weglaten van de subgroep met '6x afslagklassen somatisch in t-3' kwam de macro-overcompensatie voor de groep met een vrijwillig eigen risico uit op 111 miljoen euro en die voor de groep 'kosten<Q3 in t-1, t-2, t-3 voor farmaceutische zorg' op 192 miljoen euro terwijl de overcompensaties voor de andere subgroepen negatief werden. Deze uitkomsten geven aan dat het volstaat om (wat betreft de in Tabel 4 gepresenteerde groepen) de analyses in paragraaf 3.6 te beperken tot de twee subgroepen met de hoogste macro-overcompensaties plus de groep met een vrijwillig eigen risico.

Naast de stabiliteit van de geïdentificeerde subgroepen (Tabel 4) is het interessant om te kijken naar de persistentie. Hiermee doelen wij op de mate waarin voor een geïdentificeerde groep van verzekerden de (normatieve) kosten in jaar t+1 (2018) vergelijkbaar zijn met die in jaar t (2017). Tabel 5 brengt deze persistentie in beeld. Hiertoe zijn de eerder gepresenteerde subgroepen geïdentificeerd met de informatie van datajaar 2017 (en voorliggende jaren) en vervolgens 'vastgepind'. Zodoende kan voor een specifieke groep de informatie in de kolom '2017' worden geïnterpreteerd als vervolggkosten en resultaten in jaar t en de informatie in de kolom '2018' als vervolggkosten en resultaten in jaar t+1. Merk op dat de uitkomsten in de kolom '2017' identiek zijn aan die in de gelijknamige kolom van Tabel 4. Net als in Tabel 4, hebben wij ook hier niet gecorrigeerd voor het verschil in kostenniveau tussen de twee jaren.

Uit Tabel 5 blijkt dat voor alle geïdentificeerde subgroepen de kosten in t+1 (2018) hoger uitvallen dan in jaar t (2017). Met uitzondering van de groep 'collectieve verzekering' is de relatieve toename groter dan voor de populatie van 2017 als geheel (zoals gepresenteerd op de onderste regel van Tabel 5). Dit betekent dat alle in 2017 vastgepinde groepen in 2018 wat minder selectief zijn dan in 2017. Relatief gezien is dit effect het grootst voor de groep 'vrijwillig eigen risico (in 2017)' waarvoor de gemiddelde kosten in 2018 (889 euro) ongeveer 28 procent hoger liggen dan in 2017 (694 euro) met als gevolg dat de overcompensatie afneemt van 211 naar 126 euro per verzekerdenjaar. Vergelijking met Tabel 4 leert dat een deel van de verzekerden voor wie de gezondheidstoestand van 2017-op-2018 is verslechterd het vrijwillig eigen risico kennelijk per 2018 heeft opgezegd: als we de groep met een vrijwillig eigen risico op beide datajaren afzonderlijk identificeren (Tabel 4) dan blijken de gemiddelde kosten en het vereveningsresultaat voor beide jaren min of meer gelijk. Een vergelijkbaar patroon zien we terug bij de groep 'geen aanvullende verzekering'. Uit deze resultaten kan worden afgeleid dat (een deel van de verzekerden) bij de keuze voor een vrijwillig eigen risico en/of aanvullende verzekering anticipeert op een eventuele gezondheidsverbetering/verslechtering. Dit wordt bevestigd door de resultaten van een aanvullende analyse waarin is gekeken naar het gemiddelde resultaat in 2018 op verzekerden die hun vrijwillig eigen risico van 2017-op-2018 hebben opgezegd (ongeveer 200.000 verzekerden) of juist hebben afgesloten (ook ongeveer 200.000 verzekerden): circa -425 euro versus +350 euro.

Tabel 5. Subgroepen o.b.v. OT- en BASIC-bestanden: kosten en vereveningsresultaat volgens modellen 2021 op kostendata 2017 resp. 2018

Subgroep bepaald op 2017-data ^{a,b}	2017				2018			
	% Verz. jaren	Gem. kost ^c	Resultaat		% Verz. jaren	Gem. kost ^c	Resultaat	
			Gem.	Macro *1mln			Gem.	Macro *1mln
6x afslagklassen somatisch in:								
t-1	47	845	8	64	47	974	50	400
t-2	47	922	50	392	46	1038	89	697
t-3	48	1003	87	705	47	1112	87	699
t-1 en t-2	41	785	21	146	41	908	61	418
t-1, t-2 en t-3	37	755	31	190	36	875	67	416
3x afslagklassen GGZ in:								
t-1, t-2 en t-3	83	2151	24	334	82	2202	27	378
9x afslagklassen som/GGZ in:								
t-1, t-2 en t-3	33	712	35	194	32	831	75	414
Kosten < Q3 in t-1, t-2, t-3 voor:								
Ziekenhuiszorg	53	981	38	335	52	1181	32	284
Hulpmiddelen	55	1383	49	453	54	1553	42	383
Farmaceutische zorg	65	976	78	853	64	1120	67	721
Paramedische zorg	61	1987	50	508	60	2134	36	359
Ketenzorg	68	1938	29	331	67	2026	27	300
GGZ	89	2219	11	164	88	2284	17	94
Poliskenmerken in jaar t:								
Geen aanvullende verzekering	15	1830	42	107	15	1925	0	-1
Collectieve verzekering	69	2458	3	36	68	2509	10	117
Vrijwillig eigen risico	9	694	211	337	9	889	126	200
Totale bevolking	100	2395	0	0	99	2444	3	53

^a Bepaald op 2017-data en vervolgens vastgepind. In de kolom '2017' wordt gekeken naar kosten en resultaat in vereveningsjaar t; in de kolom '2018' wordt gekeken naar kosten en resultaat in t+1.

^b Exclusief verzekerden die in 2015-2017/2018 zijn ingestroomd in de Zvw.

^c D.w.z. kosten voor somatische zorg plus GGZ minus de eigen betalingen onder het verplicht eigen risico. Idem voor normatieve kosten, die hier niet expliciet worden getoond maar wel zijn gebruikt ter bepaling van het resultaat. Voor 18-minners zijn de (normatieve) kosten voor GGZ en het verplicht eigen risico op nul gezet.

Voor de groepen op basis van kostenhistorie en meerjarige afslagklassen geldt dat ook in jaar t+1 (2018) sprake is van een substantiële overcompensatie. Voor de groepen op basis van meerjarige afslagklassen zien we de overcompensatie in jaar t+1 flink toenemen, ondanks de toename in kosten. Dit effect lijkt te worden veroorzaakt doordat in de kolom '2018' (t+1) feitelijk het jaar t-1 niet meeloopt in de definitie van meerjarige afslagklassen: als gevolg hiervan nemen de normatieve kosten blijkbaar sterker toe dan de feitelijk kosten. Dit patroon is in lijn met het verschil in gemiddelde kosten en vereveningsresultaat tussen de groepen '6x afslagklassen somatisch in t-1' en '6x afslagklassen somatisch in t-2' in de kolom '2017'. De verklaring voor dit patroon is als volgt: voor bijvoorbeeld de groep '6x afslagklassen somatisch in t-1' nemen de kosten van 2017-op-2018 relatief sterk toe; een gevolg van regressie naar het gemiddelde en een indicatie dat de verzekerden in deze groep gemiddeld genomen wat minder gezond worden. Bijgevolg komen meer verzekerden in een morbiditeitsklasse terecht.

(Zie ook het afnemende ‘% geen morbiditeit’ wanneer we in Tabel 3 bij ‘6x afslagklassen somatisch’ gaan van t-1 naar t-2 naar t-3). Doch, binnen de betreffende morbiditeitsklassen blijken deze verzekerden gemiddeld genomen relatief gezond. De bijbehorende normbedragen zijn dus eigenlijk wat te hoog, wat zich vertaalt in een groter positief resultaat.

Op basis van de in deze paragraaf gepresenteerde resultaten kan worden geconcludeerd dat in termen van kosten en overcompensatie de volgende groepen het meest selectief zijn: ‘kosten<Q3 in t-1, t-2, t-3 voor farmaceutische zorg’ (omvang: 65%; gemiddelde kosten: 1015 euro; gemiddeld resultaat: 83 euro; macroresultaat: 910 miljoen euro), ‘6x afslagklassen somatisch in t-3’ (48%; 1047 euro; 88 euro; 711 miljoen euro) en ‘vrijwillig eigen risico’ (10%; 703 euro; 222 euro; 360 miljoen euro). Naast relatief lage kosten en hoge overcompensaties wordt elk van deze groepen gekenmerkt door een lage gemiddelde leeftijd en een hoog percentage verzekerden zonder morbiditeitskenmerk. Bij de twee eerstgenoemde groepen is sprake van een hoge mate van persistentie van overcompensatie; voor ‘vrijwillig eigen risico’ is dat veel minder het geval wat samenhangt met de ‘zelfselectie’ die optreedt bij het opzeggen/afsluiten van een vrijwillig eigen risico.

3.3. Gezond op basis van nationaliteit en opleiding (CBS-microdata)

Hoewel ‘ethniciteit’ en ‘opleidingsniveau’ zijn opgenomen in de Gezondheidsmonitor 2016 leek het ons interessant om deze informatie tevens uit andere (meer volledige) bronnen te halen. Tabel 6 presenteert groepen verzekerden ‘woonachtig op een adres met ten minste één hoogopgeleide’. Hoogopgeleid is hier gedefinieerd als ‘ooit een hbo- of wo-opleiding gevolgd’. Op basis van CBS-microdatabestanden (zie paragraaf 2.1.2) hebben wij voor 35% van alle verzekerden in het OT-bestand 2021 kunnen vaststellen dat zij woonachtig zijn op een dergelijk adres. Tabel 6 splitst de geïdentificeerde groep uit naar drie leeftijdscategorieën: <18 jaar, 18-44 jaar en 45 jaar en ouder. Uit een nadere analyse blijkt dat binnen elk van deze leeftijdsgroepen de geïdentificeerde verzekerden gemiddeld genomen selectief zijn, zowel in termen van ‘% geen morbiditeit’ als gemiddelde kosten. Binnen de leeftijdsgroepen <18 jaar en 18-44 jaar blijkt het vereveningsmodel hier grotendeels voor te compenseren, onder andere via de risicoklassen ‘student’ en ‘hoogopgeleid’. Binnen de leeftijdsgroep 45 jaar en ouder blijken de geïdentificeerde verzekerden echter te worden overgecompenseerd met gemiddeld 85 euro per verzekerdenjaar. Dit hangt samen met het feit dat het vereveningsmodel binnen deze leeftijdsgroep 45+ geen onderscheid maakt tussen wel/niet hoogopgeleid. Duidelijk is evenwel dat de subgroep van jong en hoger opgeleiden (18-44 jaar) die volgens WOR 996 met gemiddeld ca. 100 euro per verzekerde zou worden overgecompenseerd, feitelijk enigszins wordt ondergecompenseerd. (Afhankelijk van de precieze invulling van de begrippen ‘jong’ en ‘hoger opgeleid’, en of op individu- dan wel adresniveau wordt gekeken.)

Tabel 6 presenteert ook de uitkomsten voor de groep 'autochtoon'. Een vergelijking met de totale bevolking (onderste regel van Tabel 6) leert dat deze groep nauwelijks selectief is.

Uit een nadere analyse is gebleken dat de uitkomsten in Tabel 6 zeer stabiel zijn en een grote mate van persistentie vertonen. Dat is uiteraard niet verrassend aangezien deze groepen op zichzelf zeer stabiel zijn; de instroom en uitstroom is voor deze groepen inherent zeer beperkt.

Tabel 6. Subgroepen o.b.v. nationaliteit en opleiding: kenmerken en kosten 2018

Subgroep ^a	% Verz. jaren	Gem. leeftijd	% Geen morb. ^b	Gem. kost	Gem. resultaat ^c				Macro res. *1mln.
					som	ggz	ER	totaal	
Woonachtig op adres met ten minste één hoogopgeleide^{d,e}									
<18 jaar	11	9	92	1157	20	0	0	20	38
18-44 jaar	20	30	81	1285	5	-14	-4	-12	-41
45 jaar en ouder	15	56	68	2109	85	-3	-4	77	191
Etniciteit									
Autochtoon	77	43	69	2539	-3	-3	0	-5	-69
Totale bevolking	100	42	70	2461	0	0	0	0	0

^a Exclusief verzekerden die in 2015-2018 zijn ingestroomd in de Zvw.

^b D.w.z. geen morbiditeit volgens kenmerken in somatisch model 2021 (i.e. FKG=DKG=FDG=HKG=MVV=0 én MHK≤1) én geen morbiditeit volgens kenmerken in GGZ-model 2021 (i.e. FKG=DKG=MHK=0).

^c Op basis van de normatieve kosten volgens de Uitgangsmoellen 2021. Voor somatisch en GGZ is het resultaat bepaald als normatieve kosten minus kosten. Voor het eigen-risicomodel is het resultaat bepaald als kosten minus normatieve kosten. Met andere woorden: we kijken hier naar het resultaat vanuit verzekeraarsperspectief.

^d Bepaald op basis van 81% van alle verzekerden in de OT-bestanden 2021 (met kostengegevens 2018). Voor de overige 19% (vrijwel allemaal 45+) kon op basis van de CBS-microdatabestanden niet worden vastgesteld of sprake is van een woonadres met ten minste één hoogopgeleide.

^e Hoogopgeleid is hier gedefinieerd als 'ooit een hbo- of wo-opleiding' gevolgd.

Op basis van bovenstaande resultaten kan worden geconcludeerd dat de subgroep van autochtonen niet echt selectief is, noch qua kosten, noch qua vereveningsresultaat. Daarnaast blijkt dat de gehele groep <45 jaar woonachtig op een adres met ten minste één hoogopgeleide weliswaar lage kosten heeft maar per saldo niet wordt overgecompenseerd. Deze groepen zullen wij in de analyses van paragraaf 3.6 en Hoofdstuk 5 daarom buiten beschouwing laten. Ook de groep 45+ woonachtig op een adres met ten minste één hoogopgeleide laten wij verder buiten beschouwing; de overcompensatie op deze groep zal naar verwachting verdwijnen wanneer de komende jaren de AvI-klasse 'hoogopgeleid' wordt uitgebreid naar hogere leeftijdsgroepen.¹⁹

¹⁹ De groep 35-44 jaar is met ingang van 2017 aan het vereveningsmodel toegevoegd. Het lijkt logisch om met ingang van het model 2027 een nieuwe 10-jaars groep toe te voegen.

3.4. Gezond volgens Nivel-huisartsenregistraties

Deze paragraaf presenteert de resultaten voor subgroepen geïdentificeerd in de Nivel-huisartsenregistraties (N=1,5 miljoen). Om dit bestand zo goed mogelijk representatief te maken voor de gehele populatie in het OT-bestand hebben wij een herwegingsprocedure toegepast (zie paragraaf 2.1.3). Bij die herwegingsprocedure zijn nul-jarigen buiten beschouwing gelaten. De reden daarvoor is dat het OT-bestand met kostengegevens van **2018** hier wordt gekoppeld met het Nivel-bestand **2017**; we willen immers weten welke verzekerden we **ex-ante** als gezond kunnen aanmerken. Als gevolg hiervan telt het aantal herwogen verzekerdenjaren in het Nivel-bestand niet op tot het aantal verzekerdenjaren in 2018, maar tot het totaalaantal verzekerdenjaren in 2018 **exclusief nul-jarigen**. Dit zien we terug op de onderste regel van Tabel 7 waar het % verzekerdenjaren uitkomt op 99.

Tabel 7. Subgroepen o.b.v. Nivel-huisartsenregistratiebestand: kenmerken en kosten 2018^a

Subgroep ^b	% Verz. jaren ^c	Gem. leeftijd	% Geen morb. ^d	Gem. kost	Gem. resultaat ^e				Macro res. *1mln.
					som	ggz	ER	totaal	
Geen enkele aandoening	11	34	96	589	185	38	-49	174	321
Alleen tijdelijke aandoening	32	32	85	1129	71	-6	-11	54	289
Alleen chronische aandoening	6	42	81	1393	190	14	-25	179	194
Geen tijdelijke en/of geen chronische aandoening	49	34	87	1043	112	6	-21	97	803
Totaal (herwogen)	99	42	70	2438	4	0	-2	1	18

^a Gebaseerd op het Nivel-bestand 2017 (N=1,5 miljoen) herwogen naar het OT-bestand 2021 (kostendata 2018) exclusief nul-jarigen.

^b Exclusief verzekerden die in 2015-2018 zijn ingestroomd in de Zvw en exclusief nul-jarigen.

^c Berekend als [aantal herwogen verzekerdenjaren in de betreffende groep / totaal aantal verzekerdenjaren in het onderzoeksbestand van de OT2021 (kostengegevens 2018)].

^d D.w.z. geen morbiditeit volgens kenmerken in somatisch model 2021 (i.e. FKG=DKG=FDG=HKG=MVV=0 én MHK≤1) **én** geen morbiditeit volgens kenmerken in GGZ-model 2021 (i.e. FKG=DKG=MHK=0).

^e Op basis van de normatieve kosten volgens de Uitgangsmoedellen 2021. Voor somatisch en GGZ is het resultaat bepaald als normatieve kosten minus kosten. Voor het eigen-risicomodel is het resultaat bepaald als kosten minus normatieve kosten. Met andere woorden: we kijken hier naar het resultaat vanuit verzekeraarsperspectief.

Het bestand met huisartsenregistraties dat voor dit onderzoek beschikbaar is, onderscheidt 681 aandoeningen, waarvan het Nivel er 109 als chronisch heeft aangemerkt²⁰; de overige 574 aandoeningen beschouwen wij als 'tijdelijke' aandoeningen. Op basis van dit onderscheid hebben wij vier groepen geïdentificeerd die zijn weergegeven in Tabel 7. De meest selectieve groep in termen van kosten betreft verzekerden met geen enkele aandoening (11% van de populatie): 589 euro per verzekerdenjaar. De meest selectieve groep in termen van gemiddelde overcompensatie wordt gevormd door verzekerden met alleen een chronische

²⁰ Het moet gaan om een ziekte die, volgens medisch-experts, in het algemeen geen uitzicht biedt op volledig herstel (Nielen, M. et al, 2019).

aandoening (6%): 179 euro per verzekerdenjaar.²¹ In termen van macro overcompensatie komt de groep 'geen chronische aandoening en/of geen tijdelijke aandoening' als meest relevant naar voren: 803 miljoen euro. Deze groep neemt in feite de drie andere groepen samen. Wat betreft het '% geen morbiditeit' zijn alle vier de groepen zeer selectief.²²

Tabel 8 presenteert de uitkomsten voor de vier groepen bepaald en vastgepind op het Nivel-bestand van 2016. Ook hier hebben wij een herweging toegepast die ervoor zorgt dat het Nivel-bestand in termen van vereveningskenmerken en kosten aansluit bij het OT-bestand; in dit geval is dat het OT-bestand 2020 (met kostendata 2017). Bij de koppeling van subgroepen met het OT-bestand 2021 (kostendata 2018) bleken de totale kosten niet precies aan te sluiten bij de totale normatieve kosten; dit hebben wij rechtgetrokken via een kalibratie van de kosten.

Tabel 8. Subgroepen o.b.v. Nivel-huisartsenregistratiebestand: kosten en vereveningsresultaat volgens modellen 2021 op kostendata 2017 resp. 2018

Subgroep bepaald op 2017-data ^{a,b}	2017				2018			
	% Verz. jaren ^c	Gem. kost ^d	Resultaat		% Verz. jaren	Gem. kost ^{d,e}	Resultaat	
			Gem.	Macro *1mln			Gem.	Macro *1mln
Geen enkele aandoening	11	548	167	320	11	703	106	202
Alleen tijdelijke aandoening	33	1101	65	367	33	1227	41	230
Alleen chronische aandoening	6	1460	178	182	6	1713	63	63
Geen tijdelijke <i>en/of</i> geen chronische aandoening	51	1020	101	869	50	1168	58	495
Totaal (herwogen)	98	2372	4	61	97	2459	0	0

^a Gebaseerd op het Nivel-bestand 2016 (N=1,3 miljoen) herwogen naar het OT-bestand 2020 (kostendata 2017, met de per 2021 vernieuwde kenmerken FKG/DKG/HKG) exclusief nul-jarigen. In de kolom '2017' wordt gekeken naar kosten en resultaat in vereveningsjaar t; in de kolom '2018' wordt gekeken naar kosten en resultaat in t+1.

^b Exclusief verzekerden die in 2015-2017/2018 zijn ingestroomd in de Zvw en exclusief nul-jarigen.

^c Berekend als [aantal herwogen verzekerdenjaren in de betreffende groep / totaal aantal verzekerdenjaren in het onderzoeksbestand van de OT2020 (kostengegevens 2017) respectievelijk OT2021 (kostengegevens 2018)].

^d D.w.z. kosten voor somatische zorg plus GGZ minus de eigen betalingen onder het verplicht eigen risico. Idem voor normatieve kosten, die hier niet expliciet worden getoond maar wel zijn gebruikt ter bepaling van het resultaat. Voor 18-minners zijn de (normatieve) kosten voor GGZ en het verplicht eigen risico op nul gezet.

^e Totale kosten 2018 na herweging gekalibreerd zodat kosten = normatieve kosten.

²¹ Opvallend aan deze groep zijn de lage gemiddelde kosten. De belangrijkste aandoeningen in deze groep zijn: hoge bloeddruk, astma, constitutioneel eczeem en verworven afwijkingen van extremiteiten. Het hebben van deze aandoeningen (volgens de Nivel-huisartsenregistraties) wijst blijkbaar niet per definitie op hoge meerkosten.

²² In ons onderzoek 'Gebruik van diagnose-informatie uit huisartsenregistraties in de risicoverevening via constrained regression' (Van Kleef e.a., 2018) hebben wij een onderscheid gemaakt tussen de groep mét een chronische aandoening en de groep zónder chronische aandoening. Voor de laatstgenoemde groep vonden wij toen een overcompensatie van 91 euro per verzekerdenjaar voor het somatisch model sec; uit een aanvullende analyse is gebleken dat die overcompensatie nu uitkomt op 100 euro per verzekerdenjaar. De prevalentie voor deze groep ligt nu beduidend lager dan in het eerdere onderzoek: 42% versus 48%. Hiermee lijkt het erop dat de groep zonder chronische aandoening nu wat selectiever is dan in het eerdere onderzoek. Mogelijk hangt dat samen met de wijze waarop het Nivel chronische aandoeningen definieert: alle verzekerden waarvan in jaar t-3 bekend is dat zij een chronische aandoening hebben worden in het bestand van jaar t-1 aangemerkt als chronisch ziek; in de loop der tijd kan dit ertoe leiden dat de groep (niet) chronisch zieken steeds groter (kleiner) wordt. Overigens: mocht in de toekomst worden overwogen om de Nivel-huisartsenregistraties te gebruiken voor de risicoverevening dan kunnen de aandoeningen waarschijnlijk ook op een andere manier worden gedefinieerd.

Uit Tabel 8 blijkt dat bij alle vier de groepen (gebaseerd op informatie uit 2016 en daarvoor) een zekere mate van regressie naar het gemiddelde optreedt: van 2017-op-2018 nemen de kosten toe en het vereveningsresultaat af. Desondanks is ook voor deze groepen in 2018 (jaar t+1) sprake van een overcompensatie, zowel per verzekerdendaar als op macroniveau.

Op basis van de bovenstaande resultaten kan worden geconcludeerd dat niet alleen de groep met 'geen enkele aandoening' wordt overgecompenseerd maar dat dit ook het geval is voor de groep met 'alleen een tijdelijke aandoening' en de groep met 'alleen een chronische aandoening'. De gemiddelde kosten van deze groepen tezamen (ruim 1.000 euro per verzekerdendaar) komen redelijk overeen met die gevonden voor de subgroepen 'kosten<Q3 in t-1, t-2, t-3 voor farmaceutische zorg' en '6x afslagklassen somatisch in t-3' in de OT-bestanden. In paragraaf 3.6 zullen wij nagaan in hoeverre deze groepen overlappen.

3.5. Gezond volgens enquête van de Gezondheidsmonitor

Deze paragraaf presenteert de resultaten voor subgroepen geïdentificeerd in de Gezondheidsmonitor (N=457.000). Ook op dit bestand hebben wij een herwegingsprocedure toegepast (zie paragraaf 2.1.4). Bij die herwegingsprocedure zijn verzekerden die op 1 september van het enquêtejaar (2016) jonger dan 19 waren buiten beschouwing gelaten. De reden daarvoor is dat deze groep niet in de enquête is meegenomen. Als gevolg hiervan telt het aantal herwogen verzekerdendaar in het enquêtebestand niet op tot het totaal aantal verzekerdendaar in 2017, maar tot het totaal aantal verzekerdendaar in 2017 **exclusief verzekerden die op 1 september 2016 jonger waren dan 19 jaar**. Dit zien we terug op de onderste regel van Tabel 9 waarin het totaal aantal verzekerdendaar uitkomt op 78%.

In Tabel 9 vallen met name de drie bovenste groepen op. Voor elk van deze groepen ligt het macro vereveningsresultaat rond/boven de 1 miljard euro per jaar. Hoewel deze groepen ook in termen van kosten als gezond zijn aan te merken, liggen de gemiddelde kosten toch duidelijk hoger dan voor veel van de overgecompenseerde groepen die we in eerdere tabellen hebben gezien. Een verklaring hiervoor is de selectie op 19 jaar en ouder; hierdoor zijn de overall gemiddelde kosten circa 12% hoger (vergelijk de onderste regel van Tabel 9 met die van Tabel 5). Daarnaast zitten in deze groepen mogelijk verzekerden die in eerdere jaren wél kosten hebben gemaakt, maar binnen hun risicogroep (in het vereveningsmodel) relatief gezond zijn. Tegenover de hogere kosten voor deze groepen (ten opzichte van een aantal eerder gepresenteerde groepen) staan dan ook hogere normatieve kosten. Per saldo pakt het vereveningsresultaat voor deze groepen positiever uit. De grootste overcompensatie vinden we voor de groep verzekerden die zijn/haar gezondheid als (zeer) goed beoordeeld.

Voor bijna alle groepen in Tabel 9 resteert een macrovereveningsresultaat van meer dan 100 miljoen euro per jaar. Uitzonderingen zijn de groepen 'Inkomen in top-40%', 'drinkt <2 glazen per dag' en 'Autochtoon'. De eerstgenoemde groep is in termen van gemiddelde kosten te bestempelen als 'selectief', maar wordt – zoals mag worden verwacht – goed gecompenseerd door het vereveningsmodel (via SES); de groep 'Autochtoon' is nauwelijks selectief, wat in lijn is met de bevindingen in paragraaf 3.3 op basis van de CBS-microdata.

Verder blijkt uit Tabel 9 een substantiële overcompensatie voor de groep 'geen/laag risico op angst/depressie': 127 euro per verzekerdenjaar (859 miljoen macro). Dit is opvallend gegeven de veel lagere overcompensatie voor de groep met lage GGZ-kosten in voorgaande jaren (paragraaf 3.2). Ook hier geldt dus dat met subjectieve informatie over gezondheid meer variatie in vereveningsresultaten wordt opgespoord dan met objectieve informatie over historische declaraties. Overigens wordt het vereveningsresultaat op de groep 'geen/laag risico op angst/depressie' veroorzaakt door zowel het GGZ-model als het somatisch model.

Tabel 9. Subgroepen o.b.v. Gezondheidsmonitor (19+): kenmerken en kosten 2017^a

Subgroep (19+) ^b	% Verz. jaren ^c	Gem. leeftijd	% Geen morb. ^d	Gem. kost	Gem. resultaat ^e				Macro res. *1mln.
					som	ggz	ER	totaal	
(Zeer) goede algemene gez.	58	48	76	1643	135	18	-8	145	1407
Geen langdurige ziekten	50	47	81	1431	97	30	-13	115	974
Niet beperkt in activiteiten	50	47	79	1422	118	28	-11	136	1152
Geen ernstig overgewicht	64	49	68	2483	23	3	-2	24	259
Geen/laag risico op angst/depr.	40	51	74	1991	92	44	-9	127	859
Geen roker	58	52	65	2804	33	19	-1	51	502
Drinkt <2 glazen per dag	29	53	58	3570	-21	28	2	8	40
Voldoet aan beweegrichtlijn	37	47	72	1898	68	-3	-3	62	384
Sport tenminste 1 dag per week	35	46	72	1934	45	8	-1	52	308
Niet sociaal eenzaam	39	49	70	2348	13	25	-3	35	233
Doet vrijwilligerswerk	21	51	68	2263	66	7	-3	70	241
Geen geluidshinder	35	43	73	1824	18	26	-4	40	233
Hbo/wo opleiding afgerond	23	47	73	1898	83	16	-7	92	361
Geen moeite met rondkomen	57	51	67	2596	21	26	-2	44	420
Inkomen in top-40%	36	50	71	2074	2	3	-2	4	24
Autochtoon	61	51	64	2793	-11	-2	0	-13	-134
Totaal (herwogen) ^e	78	50	65	2744	-9	6	0	-2	-31

^a Gebaseerd op het Gezondheidsmonitor 2016 (N=453.208) herwogen naar het OT-bestand 2021 exclusief verzekerden die op 1 september 2016 jonger waren dan 19 jaar.

^b Exclusief verzekerden die in 2015-2017 zijn ingestroomd in de Zw.

^c Berekend als [aantal herwogen verzekerdenjaren in de betreffende groep / totaal aantal verzekerdenjaren in het onderzoeksbestand van de OT2020 (kostengegevens 2017)].

^d D.w.z. geen morbiditeit volgens kenmerken in somatisch model 2021 (i.e. FKG=DKG=FDG=HKG=MVV=0 én MHK≤1) én geen morbiditeit volgens kenmerken in GGZ-model 2021 (i.e. FKG=DKG=MHK=0).

^e Op basis van de Uitgangsmoedellen 2020 waarbij het somatisch model en het eigen-risicomodel rekening houden met de per 2021 vernieuwde DKGs, FKGs en HKGs. Voor somatisch en GGZ is het resultaat bepaald als normatieve kosten minus kosten. Voor het eigen-risicomodel is het resultaat bepaald als kosten minus normatieve kosten. Met andere woorden: we kijken hier naar het resultaat vanuit verzekeraarsperspectief.

Verder valt in Tabel 9 op dat een positief vereveningsresultaat bestaat voor groepen op basis van leefstijlkenmerken: 'geen roker', 'drinkt <2 glazen per dag', 'voldoet aan beweegrichtlijn' en 'sport ten minste 1 dag per week'. Datzelfde geldt voor de groep 'geen ernstig overgewicht'. Niet-rokers en niet-drinkers hebben relatief hoge gemiddelde kosten. Dit patroon vonden wij ook in ons eerdere onderzoek "Risicoverevening 2016: Uitkomsten op subgroepen uit de Gezondheidsmonitor 2012" (Van Kleef et al., 2017). Voor niet-rokers is de verklaring dat roken afneemt met leeftijd (als gevolg van stoppen met roken, mogelijk mede door vroegtijdig overlijden); hierdoor zijn de niet-rokers gemiddeld genomen ouder dan de rokers. Voor niet-drinkers is de oorzaak dat mensen die gezondheidsproblemen krijgen, minder gaan drinken; deze groep is ouder en scoort vaker op een morbiditeitskenmerk dan de groep drinkers.

Tenslotte presenteert Tabel 9 een aantal andere groepen die in de Gezondheidsmonitor kunnen worden geïdentificeerd: 'niet sociaal eenzaam', 'doet vrijwilligerswerk', 'geen geluidshinder', 'hbo/wo opleiding afgerond' en 'geen moeite met rondkomen'. Ook deze groepen zijn in termen van kosten en vereveningsresultaten als selectief aan te merken.

Tabel 10 toont de uitkomsten voor de in de Gezondheidsmonitor (2016) geïdentificeerde groepen voor kostenjaar 2017 en kostenjaar 2018. De resultaten voor 2017 zijn overgenomen uit Tabel 9. Net als in de vorige paragraaf bleken voor 2018 de totale kosten niet gelijk aan de totale normatieve kosten; ook hier zijn de kosten van 2018 daarom gekalibreerd.

Voor bijna alle groepen geïdentificeerd in jaar t-1 (2016) geldt dat deze in jaar t+1 (2018) minder selectief zijn dan in jaar t (2017), zowel in termen van kosten als vereveningsresultaat. Vooral bij de groep '(zeer) goede algemene gezondheid' is de afname van het vereveningsresultaat groot. Deze afname doet denken aan die bij de groep 'vrijwillig eigen risico' (paragraaf 3.2); uit de patronen bij deze groepen kan worden afgeleid dat een goede subjectieve gezondheid sterk onderscheidend is voor het vereveningsresultaat komend jaar, maar een stuk minder voor het vereveningsresultaat het jaar daarna.

Hoewel de meeste groepen in Tabel 10 in jaar t+1 (2018) minder selectief zijn dan in jaar t (2017), blijft in jaar t+1 sprake van overcompensatie, zowel gemiddeld als op macroniveau.

Tabel 10. Subgroepen o.b.v. Gezondheidsmonitor (19+): kosten en vereveningsresultaat volgens modellen 2021 op kostendata 2017 resp. 2018

Subgroep (19+) bepaald op 2016-data ^{a,b}	2017				2018			
	% Verz. jaren ^c	Gem. kost ^d	Resultaat		% Verz. jaren ^c	Gem. kost ^{d,e}	Resultaat	
			Gem.	Macro *1mln			Gem.	Macro *1mln
(Zeer) goede algemene gez.	58	1643	145	1407	57	1793	98	943
Geen langdurige ziekten	50	1431	115	974	50	1580	83	694
Niet beperkt in activiteiten	50	1422	136	1152	50	1590	114	964
Geen ernstig overgewicht	64	2483	24	259	63	2568	33	356
Geen/laag risico op angst/depr.	40	1991	127	859	40	2146	98	658
Geen roker	58	2804	51	502	57	2889	55	526
Drinkt <2 glazen per dag	29	3570	8	40	29	3602	17	81
Voldoet aan beweegrichtlijn	37	1898	62	384	37	2052	82	506
Sport ten minste 1 dag per week	35	1934	52	308	35	2085	37	217
Niet sociaal eenzaam	39	2348	35	233	39	2448	38	249
Doet vrijwilligerswerk	21	2263	70	241	20	2438	46	157
Geen geluidshinder	35	1824	40	233	34	1930	45	264
Hbo/wo opleiding afgerond	23	1898	92	361	23	2007	25	96
Geen moeite met rondkomen	57	2596	44	420	56	2687	34	321
Inkomen in top-40%	36	2074	4	24	36	2205	13	79
Autochtoon	61	2793	-13	-134	60	2889	3	31
Totaal (herwogen)	78	2744	-2	-31	77	2839	6	72

^a Gebaseerd op de Gezondheidsmonitor 2016 (N=453.208) herwogen naar het OT-bestand 2021 exclusief verzekerden die op 1 september 2016 jonger waren dan 19 jaar. In de kolom '2017' wordt gekeken naar kosten en resultaat in vereveningsjaar t; in de kolom '2018' wordt gekeken naar kosten en resultaat in t+1.

^b Exclusief verzekerden die in 2015-2017 zijn ingestroomd in de Zvw.

^c Berekend als [aantal herwogen verzekerdenjaren in de betreffende groep / totaal aantal verzekerdenjaren in het onderzoeksbestand van de OT2020 (kostengegevens 2017) respectievelijk OT2021 (kostengegevens 2018)].

^d D.w.z. kosten voor somatische zorg plus GGZ minus de eigen betalingen onder het verplicht eigen risico. Idem voor normatieve kosten, die hier niet expliciet worden getoond maar wel zijn gebruikt ter bepaling van het resultaat. Voor 18-minners zijn de (normatieve) kosten voor GGZ en het verplicht eigen risico op nul gezet.

^e Totale kosten 2018 na herweging gekalibreerd zodat kosten = normatieve kosten.

Net als voor de groepen op basis van de OT- en BASIC-bestanden mag ook voor de groepen in Tabellen 9 en 10 worden verwacht dat sprake is van een flinke overlap. In een aanvullende analyse hebben wij daarom Tabel 9 opnieuw berekend waarbij successievelijk de vier subgroepen '(zeer) goede algemene gezondheid', 'geen langdurige ziekten', 'niet beperkt in activiteiten' en 'geen/laag risico op angst/depressie' werden weggelaten. Het bleek dat de vereveningsresultaten van vrijwel alle andere subgroepen vervolgens negatief werden. We zullen ons in de analyses van paragraaf 3.6 daarom beperken tot de genoemde vier groepen.

3.6. Gezond volgens combinatie van bronnen

In deze paragraaf wordt een aantal relevante groepen uit de verschillende databronnen met elkaar gecombineerd. Tabel 11 presenteert de resultaten van een kruising tussen enerzijds subgroepen uit de Nivel-huisartsenregistraties en anderzijds subgroepen uit de OT- en

BASIC-bestanden. Zo heeft de bovenste regel met resultaten betrekking op de subgroep van verzekerden met 'Geen enkele aandoening' volgens de Nivel-huisartsenregistraties **én** '3x kosten farmacie <Q3' volgens de OT-bestanden. De kolom 'Nieuwe subgroep' toont de gemiddelde kosten en het vereveningsresultaat voor de subgroep die met deze kruising ontstaat. Vergelijking van deze kolom met eerdere tabellen leidt tot een aantal interessante bevindingen. Allereerst blijkt dat in termen van gemiddelde kosten alle nieuwe subgroepen (Tabel 11) selectiever zijn dan de onderliggende (grotere) groepen waaruit deze zijn voortgekomen (Tabellen 4 en 7); in termen van gemiddelde overcompensatie is dat doorgaans ook het geval (doch niet altijd). Het macroresultaat daarentegen is voor de nieuwe subgroepen doorgaans kleiner dan voor de onderliggende groepen; de enige uitzondering betreft de nieuwe subgroep 'alleen een tijdelijke aandoening **én** 3x kosten farmacie <Q3' waarvoor het macroresultaat 16% groter is dan voor de groep 'alleen een tijdelijke aandoening'. Hieruit kan worden afgeleid dat voor de complementaire groep 'alleen een tijdelijke aandoening **én** **geen** 3x kosten farmacie <Q3' kennelijk sprake is van een ondercompensatie.

De kolom 'Fractie macro resultaat t.o.v. onderliggende groep uit [...]'] zet het macroresultaat voor de nieuwe subgroep af tegen dat van de onderliggende groepen waaruit de nieuwe subgroep is voortgekomen. Dit geeft een indicatie van de mate waarin het macroresultaat op de (grotere) onderliggende groepen is terug te voeren naar de (specifiekere) nieuwe subgroep. Zo blijkt uit de bovenste regel dat 94% van het macroresultaat voor de onderliggende subgroep 'Geen enkele aandoening' is terug te voeren naar de specifiekere groep 'Geen enkele aandoening **én** 3x kosten farmacie <Q3'; voor de onderliggende groep '3x kosten farmacie <Q3' ligt dit cijfer op 33%. Deze cijfers impliceren dat met de informatie in de OT- en BASIC-bestanden (in dit geval: '3x kosten farmacie <Q3') het overgrote deel van de macro-overcompensatie op de groep verzekerden met 'Geen enkele aandoening' (volgens de huisartsenregistraties) kan worden opgespoord; andersom is dat echter niet het geval, wat uiteraard te maken heeft met het verschil in omvang tussen de twee groepen.

Uit Tabel 7 blijkt een grote overlap tussen de subgroep 'Geen tijdelijke en/of geen chronische aandoening' (49% van de bevolking waarvoor we in Tabel 7 de grootste macro-overcompensatie vonden: 803 miljoen euro) en de subgroep '3x kosten farmacie <Q3' (65% van de bevolking waarvoor we in Tabel 4 de grootste macro-overcompensatie vonden: 910 miljoen euro). De cijfers in de rechter twee kolommen wijzen erop dat we met de groep '3x kosten farmacie <Q3' 94% van de macro-overcompensatie op de groep 'Geen tijdelijke en/of geen chronische aandoening' te pakken hebben. Dit geeft aan dat de macro-overcompensatie op deze groep uit de Nivel-huisartsenregistraties grotendeels kan worden getraceerd via '3x kosten farmacie <Q3'. Uit andere regels van Tabel 7 blijkt dat via '6x afslagklassen somatisch t-3' 78% van de macro-overcompensatie op de groep 'Geen tijdelijke en/of geen chronische aandoening' kan worden getraceerd; via de groep 'vrijwillig eigen risico' is dat 32%.

Tabel 11. Kruising van subgroepen uit de Nivel-huisartsenregistraties met subgroepen uit de OT- en BASIC-bestanden: groepsomvang, gemiddelde kosten en vereveningsresultaat volgens modellen 2021 op kostendata 2018^a

Subgroep ^b	Nieuwe subgroep				Fractie macro res. t.o.v. onderliggende groep uit	
	% verz. jaren ^c	Gem. kosten ^d	Gem. res.	Macro res. * 1mln	Nivel	OT/BASIC
3x kosten farmacie <Q3 én:						
Geen enkele aandoening	10	504	175	301	0,94 ^e	0,33 ^f
Alleen tijdelijke aandoening	26	894	75	335	1,16	0,37
Alleen chronische aandoening	5	871	134	115	0,59	0,13
Geen tijdelijke en/of geen chronische aandoening	42	797	106	752	0,94	0,83
6x afslag somatisch t-3 én:						
Geen enkele aandoening	8	472	183	262	0,82	0,37
Alleen tijdelijke aandoening	20	870	81	273	0,94	0,38
Alleen chronische aandoening	4	794	144	90	0,46	0,13
Geen tijdelijke en/of geen chronische aandoening	32	756	115	625	0,78	0,88
Vrijwillig eigen risico én:						
Geen enkele aandoening	2	370	221	79	0,24	0,22
Alleen tijdelijke aandoening	4	590	219	145	0,50	0,40
Alleen chronische aandoening	1	573	242	32	0,17	0,09
Geen tijdelijke en/of geen chronische aandoening	7	520	223	256	0,32	0,71

^a Gebaseerd op het Nivel-bestand 2017 (N=1,5 miljoen) herwogen naar het OT-bestand 2021 (kostendata 2018) exclusief nul-jarigen.

^b Exclusief verzekerden die in 2015-2018 zijn ingestroomd in de Zvw en exclusief nul-jarigen.

^c Berekend als [aantal herwogen verzekerdenjaren in de betreffende groep / totaal aantal verzekerdenjaren in het onderzoeksbestand van de OT2021 (kostengegevens 2018)].

^d D.w.z. kosten voor somatische zorg plus GGZ minus de eigen betalingen onder het verplicht eigen risico. Idem voor normatieve kosten, die hier niet expliciet worden getoond maar wel zijn gebruikt ter bepaling van het resultaat. Voor 18-minners zijn de (normatieve) kosten voor GGZ en het verplicht eigen risico op nul gezet.

^e Berekend als 301 miljoen euro (d.w.z. het macroresultaat voor de nieuwe subgroep '3x kosten farmacie <Q3 én geen enkele aandoening'; Tabel 11) gedeeld door 321 miljoen euro (dat wil zeggen het macroresultaat voor de onderliggende groep 'geen enkele aandoening' uit de Nivel-huisartsenregistraties; Tabel 7).

^f Berekend als 301 miljoen euro (d.w.z. het macroresultaat voor de nieuwe subgroep '3x kosten farmacie <Q3 én geen enkele aandoening'; Tabel 11) gedeeld door 910 miljoen euro (dat wil zeggen het macroresultaat voor de groep '3x kosten farmacie <Q3' in de OT-bestanden; kolom '2018' van Tabel 4).

Voor Tabel 12 is dezelfde analyse uitgevoerd als voor Tabel 11, maar nu met een kruising van subgroepen uit de Gezondheidsmonitor en subgroepen uit de OT- en BASIC-bestanden. Ook hier geldt dat de 'nieuwe' subgroepen die uit deze kruising voortkomen doorgaans selectiever zijn dan de onderliggende groepen in de Gezondheidsmonitor en die in de OT- en BASIC-bestanden, zowel qua gemiddelde kosten als in termen van gemiddeld vereveningsresultaat. Zo vonden we voor de groep '3x kosten farmacie <Q3' gemiddelde kosten van 1.015 euro en een gemiddeld vereveningsresultaat van 83 euro per verzekerdenjaar (Tabel 4). De gemiddelde kosten voor kruisingen tussen '3x kosten farmacie <Q3' en subgroepen uit de gezondheidsmonitor liggen een stuk lager; de gemiddelde overcompensaties liggen daarentegen juist hoger. (Hierbij moet wel worden opgemerkt dat Tabel 12 feitelijk drie

variabelen met elkaar kruist vanwege de selectie op 19+; doch, omdat leeftijd is opgenomen als criterium in het vereveningsmodel zou dat voor het gemiddelde vereveningsresultaat niet veel mogen uitmaken.) Ook voor kruisingen op basis van '6x afslag somatisch t-3' respectievelijk 'vrijwillig eigen risico' en subgroepen uit de Gezondheidsmonitor geldt dat de nieuwe groepen selectiever zijn dan de onderliggende groepen uit de OT- en BASIC-bestanden. Zo vinden we voor de nieuwe subgroep 'vrijwillig eigen risico *én* (zeer) goede algemene gezondheid (19+)' (10% van de totale bevolking) een gemiddelde overcompensatie van 262 euro per verzekerdenjaar. Voor deze nieuwe subgroep is ook de macro-overcompensatie groter dan voor (iets grotere) groep 'vrijwillig eigen risico'.

Tabel 12. Kruising van subgroepen uit de Gezondheidsmonitor met subgroepen uit de OT- en BASIC-bestanden: groepsomvang, gemiddelde kosten en vereveningsresultaat volgens modellen 2021 op kostendata 2017^a

Subgroep (19+) ^b	Nieuwe subgroep				Fractie macro res. t.o.v. onderliggende groep uit	
	% verz. jaren ^c	Gem. kosten ^d	Gem. res.	Macro res. * 1mln.	Gez. Monitor ^e	OT/BASIC ^f
3x kosten farmacie <Q3 én:						
(Zeer) goede algemene gez.	42	922	121	864	0,61	1,01
Geen langdurige ziekten	40	873	119	797	0,82	0,93
Niet beperkt in activiteiten	39	847	135	873	0,76	1,02
Geen/laag risico op angst/depr.	28	910	138	649	0,76	0,76
6x afslag somatisch t-3 én:						
(Zeer) goede algemene gez.	31	826	102	539	0,38	0,76
Geen langdurige ziekten	30	784	104	523	0,54	0,74
Niet beperkt in activiteiten	29	756	111	541	0,47	0,77
Geen/laag risico op angst/depr.	21	833	121	421	0,49	0,60
Vrijwillig eigen risico én:						
(Zeer) goede algemene gez.	10	546	262	421	0,30	1,25
Geen langdurige ziekten	9	518	248	375	0,39	1,11
Niet beperkt in activiteiten	9	519	248	376	0,33	1,11
Geen/laag risico op angst/depr.	6	570	244	263	0,31	0,78

^a Gebaseerd op de Gezondheidsmonitor 2016 (N=453.208) herwogen naar het OT-bestand 2020 (met kostengegevens van 2017) exclusief verzekerden die op 1 september 2016 jonger waren dan 19 jaar.

^b Exclusief verzekerden die in 2015-2017 zijn ingestroomd in de Zvw.

^c Berekend als [aantal herwogen verzekerdenjaren in de betreffende groep / totaal aantal verzekerdenjaren in het onderzoeksbestand van de OT2020 (kostengegevens 2017)].

^d D.w.z. kosten voor somatische zorg plus GGZ minus de eigen betalingen onder het verplicht eigen risico. Idem voor normatieve kosten, die hier niet expliciet worden getoond maar wel zijn gebruikt ter bepaling van het resultaat. Voor 18-minners zijn de (normatieve) kosten voor GGZ en het verplicht eigen risico op nul gezet.

^e Berekend als 864 miljoen euro (d.w.z. het macroresultaat voor de nieuwe subgroep '3x kosten farmacie <Q3 én (zeer) goede algemene gezondheid'; Tabel 12) gedeeld door 1407 miljoen euro (dat wil zeggen het macroresultaat voor de onderliggende groep '(zeer) goede algemene gezondheid' uit de Gezondheidsmonitor; Tabel 10).

^f Berekend als 864 miljoen euro (d.w.z. het macroresultaat voor de nieuwe subgroep '3x kosten farmacie <Q3 én (zeer) goede algemene gezondheid'; Tabel 12) gedeeld door 853 miljoen euro (dat wil zeggen het macroresultaat voor de groep '3x kosten farmacie <Q3' in de OT-bestanden; kolom '2017' van Tabel 4).

De twee rechterkolommen van Tabel 12 geven een idee van de overlap tussen onderliggende groepen uit enerzijds de Gezondheidsmonitor en anderzijds de OT- en BASIC-bestanden. In

lijn met de patronen in Tabel 11 blijkt ook hier dat met '3x kosten farmacie <Q3' het grootste deel van de macro-overcompensatie op groepen uit de gezondheidsmonitor kan worden opgespoord. Bijvoorbeeld: 82% van de macro-overcompensatie op de groep 'Geen langdurige ziekten' is terug te voeren naar de specifiekere groep 'Geen langdurige ziekten *en* 3x kosten farmacie <Q3', wat impliceert dat 82% van de macro-overcompensatie op de groep 'Geen langdurige ziekten' is op te sporen via de groep '3x kosten farmacie <Q3'. Voor de OT/BASIC-groepen '6x afslagklassen somatisch t-3' en 'vrijwillig eigen risico' ligt dit percentage lager.

Wat verder nog opvalt in Tabel 12 is dat 'slechts' maximaal 61% van de macro-overcompensatie voor de groep '(zeer) goede algemene gezondheid' kan worden opgespoord via de hier gepresenteerde groepen o.b.v. de OT- en BASIC-bestanden. Dit wijst er mogelijk op dat 'subjectieve' gezondheidsverschillen tussen verzekerden niet volledig zijn te verklaren met administratieve informatie uit de OT- en BASIC-bestanden, ook niet met het vrijwillig eigen risico [wat uiteraard te maken heeft met het feit dat slechts een minderheid van de groep met een '(zeer) goede ervaren gezondheid' in de praktijk kiest voor een vrijwillig eigen risico].

3.7. Conclusies onderzoeksvraag 1

Dit hoofdstuk leidt tot de volgende conclusies ten aanzien van onderzoeksvraag 1 (*Welke groepen zijn te identificeren als gezonde verzekerden die worden overgecompenseerd in het risicovereveningsmodel en hoe groot is die overcompensatie?*):

- In de OT- en BASIC-bestanden, Nivel-huisartsenregistraties en de enquête van de Gezondheidsmonitor zijn selectieve groepen te onderscheiden met lage gemiddelde kosten, overcompensatie en een relatief goede gezondheid in termen van de morbiditeitskenmerken in het vereveningsmodel 2021;
- De gemiddelde kosten en overcompensaties van de in de OT-bestanden, BASIC-bestanden en Nivel-bestanden geïdentificeerde groepen zijn zeer stabiel: bij toepassing van de vereveningsmodellen 2021 op twee datajaren waarin de groepen afzonderlijk zijn bepaald komen de kosten en overcompensaties sterk overeen. (Voor de in de Gezondheidsmonitor geïdentificeerde groepen kan stabiliteit niet worden onderzocht.);
- Pinnen we de geïdentificeerde groepen vast o.b.v. informatie uit t-1 (en eerdere jaren) dan blijken de meeste groepen in jaar t+1 minder selectief dan in jaar t, zowel qua kosten als qua overcompensatie. Desondanks blijft voor de meeste groepen overcompensatie bestaan. (Uiteraard is de vraag hoe belangrijk 'persistentie van overcompensatie over jaren' is, gegeven dat verzekerden jaarlijks kunnen wisselen van verzekeraar/zorgpolis.)

- **Binnen** bronnen is sprake van een grote overlap tussen geïdentificeerde groepen: als we de groepen met de grootste macro-overcompensatie buiten beschouwing laten dan blijkt de overcompensatie voor alle andere groepen (nagenoeg) te verdwijnen. In Hoofdstuk 5 zullen wij ons daarom beperken tot de groepen met de grootste macro-overcompensaties.
- Door groepen met elkaar te kruisen ontstaan selectievere groepen met doorgaans lagere gemiddelde kosten en vaak (doch niet altijd) een hogere gemiddelde overcompensatie.
- Ook **tussen** subgroepen uit verschillende bronnen is doorgaans sprake van een grote overlap. Zo blijkt 94% van de macro-overcompensatie op de groep 'Geen tijdelijke en/of geen chronische aandoening' (volgens de Nivel-huisartsenregistraties) te kunnen worden getraceerd met '3x kosten farmacie <Q3'.²³ Voor de groepen 'geen langdurige ziekte' en '(zeer) goede algemene gezondheid' (volgens de enquête van de Gezondheidsmonitor) kan 82% respectievelijk 61% van de macro-overcompensatie worden opgespoord via '3x kosten farmacie <Q3'. In mindere mate kan ook met andere informatie in de OT/BASIC-bestanden, te weten '6x afslagklassen somatisch t-3' en 'vrijwillig eigen risico', een deel van de macro-overcompensaties op groepen uit de Nivel-huisartsengegevens en de Gezondheidsmonitor worden opgespoord.

De in dit hoofdstuk gepresenteerde resultaten zijn uiteraard conditioneel op de hier geïdentificeerde groepen. Zowel binnen als buiten de voor dit onderzoek beschikbare databronnen zijn andere groepen van gezonde verzekerden met overcompensatie te vinden die (iets) anders zijn gedefinieerd. Hoewel die groepen er qua kenmerken en overcompensatie (iets) anders uit zullen zien, mag worden verwacht dat de hier gevonden patronen in grote mate illustratief zijn voor 'groepen van gezonde verzekerden met overcompensatie'.

²³ Merk op: deze overlap betekent NIET dat een vereveningskenmerk op basis van '3x kosten farmacie <Q3' de overcompensatie op andere groepen zal wegnemen. Toevoeging van zo'n vereveningskenmerk zal namelijk leiden tot verschuivingen in normbedragen waardoor de afname van de overcompensatie op (deels, doch niet volledig) overlappende groepen in zekere mate wordt gemitigeerd; hoeveel precies is een empirische vraag.

4. S-factoren versus N-factoren (onderzoeksvraag 2)

In de wetenschappelijke literatuur over risicoverevening wordt een conceptueel onderscheid gemaakt tussen factoren waarvoor de risicoverevening wél dient te compenseren (S-factoren, waarbij S staat voor 'Subsidy'), en factoren waarvoor de risicoverevening níet dient te compenseren (N-factoren, waarbij N staat voor 'Non-subsidy').²⁴ Dit onderscheid is van belang voor de interpretatie van het vereveningsresultaat op de in Hoofdstuk 3 gepresenteerde subgroepen. Immers: als een vereveningsresultaat samenhangt met S-factoren kan dat als 'problematisch' worden gezien; maar als een vereveningsresultaat wordt verklaard door N-factoren is er feitelijk geen probleem. Ter beantwoording van onderzoeksvraag 2 (*Welke aspecten van het probleem kunnen/moeten binnen de risicoverevening opgepakt worden en welke niet?*) passen wij in dit hoofdstuk het onderscheid tussen S- en N-factoren toe op de Nederlandse basisverzekering, gegeven de conclusies die in WOR 1019 zijn getrokken over het doel van de risicoverevening (paragraaf 4.1). Vervolgens beschrijven we een pragmatische methode voor het kwantificeren van de samenhang tussen vereveningsresultaten en S-factoren die in onze gegevensbestanden beschikbaar zijn (paragraaf 4.2). Deze methode wordt dan toegepast in Hoofdstuk 5.

4.1. S- en N-factoren in de Nederlandse basisverzekering

Equalis heeft onderzoek gedaan naar het doel van de risicoverevening en is op basis van de geldende wet- en regelgeving (en de toelichting daarop van de wetgever) tot de volgende conclusie gekomen: "Het doel van de risicoverevening is het bewerkstelligen dat iedere verzekerde een gelijk verzekeringsrisico voor de zorgverzekeraar vormt." (WOR 1019).

Een belangrijke vraag bij het bovenstaande doel is wat onder een 'gelijk verzekeringsrisico' moet worden verstaan. WOR 1019 zegt daarover het volgende: "Er is sprake van een gelijk verzekeringsrisico als er geen factoren zijn die verschillen in verwachte kosten tussen verzekerden verklaren of als er een compensatie is voor deze factoren". Verderop in WOR 1019 wordt aangegeven dat (voor het bereiken van een gelijk verzekeringsrisico) geen compensatie nodig is voor factoren die tot uitdrukking kunnen komen in de premie.

Zorgverzekeraars mogen de premie voor de basisverzekering niet differentiëren naar verzekerdenkenmerken (verbod op premiedifferentiatie). Ook mogen verzekeraars verzekerden niet weigeren voor de basisverzekering (acceptatieplicht). Vanwege deze wettelijke bepalingen vormen verzekerden met verschillende kenmerken (bijvoorbeeld in

²⁴ Zie bijvoorbeeld Van de Ven en Ellis (2000). Anderen duiden dit onderscheid aan met C- ('Compensation') en R- ('Responsibility') factoren; zie Schokkaert en Van de Voorde (2004).

termen van leeftijd, gezondheid en regio) een verschillend verzekeringsrisico. Het bewerkstelligen van een 'gelijk verzekeringsrisico' vereist dat verzekeraars voor deze verzekerdenkenmerken worden gecompenseerd. Met andere woorden: in de Nederlandse basisverzekering kunnen verzekerdenkenmerken worden aangemerkt als S-factoren.²⁵

Naast verzekerdenkenmerken kunnen de verwachte zorgkosten ook worden beïnvloed door polissenmerken, zoals het netwerk van gecontracteerde aanbieders, de hoogte van de vergoeding voor niet-gecontracteerde zorg, de hoogte van het vrijwillig eigen risico en het hebben van een specifieke collectieve verzekering. Dit kan worden geïllustreerd met een simpel voorbeeld van twee (in termen van verzekerdenkenmerken) *identieke* verzekerden: A en B. Stel: A heeft een polis waarvoor uitsluitend doelmatige aanbieders zijn gecontracteerd i.c.m. een lagere vergoeding voor niet-gecontracteerde zorg; B heeft een polis waarbij alle zorg onbeperkt wordt vergoed. Ondanks hun identieke verzekerdenkenmerken, zijn de verwachte zorgkosten voor B hoger dan voor A. Datzelfde geldt voor de situatie waarin A wél kiest voor een vrijwillig eigen risico en B niet (vanwege het remgeldeffect dat mag worden verwacht bij een hoger eigen risico). Het causale effect van polissenmerken op de verwachte kosten leidt in de basisverzekering *niet* tot een 'ongelijk verzekeringsrisico'.²⁶ De reden is dat dit effect tot uitdrukking kan komen in de premie. Immers: premies mogen verschillen tussen verzekeraars en polis-varianten en verzekeraars mogen een (doorsnee-)premiëkorting geven voor een vrijwillig eigen risico. Uitgaande van het hierboven genoemde doel van de risicoverevening, hoeven de causale effecten van polissenmerken dus *niet* te worden gecompenseerd. Deze effecten kunnen daarom worden aangemerkt als N-factoren.²⁷

4.2. Hoe samenhang bepalen tussen vereveningsresultaten en S-factoren?

In hoeverre een vereveningsresultaat 'problematisch' is hangt af van de mate waarin dat resultaat samenhangt met verzekerdenkenmerken. In de praktijk kan het vereveningsresultaat op een subgroep worden veroorzaakt door zowel S-factoren als N-factoren. Een bekend voorbeeld is de groep met een vrijwillig eigen risico: naar verwachting heeft het positieve

²⁵ WOR 1019 maakt een onderscheid tussen kenmerken van verzekerden, kenmerken van zorgaanbieders en kenmerken van verzekeraars. Ten behoeve van eenvoud beperken wij ons hier tot een onderscheid tussen verzekerdenkenmerken en kenmerken van verzekeraars (polissenmerken).

²⁶ Merk op: onder het 'causale' effect van polissenmerken valt dus *niet* de zelfselectie die polissenmerken teweeg kunnen brengen (bijvoorbeeld: gezonden kiezen vaker voor een vrijwillig eigen risico dan chronisch zieken; dergelijke zelfselectie is terug te voeren naar 'gezondheid', een S-factor).

²⁷ Een impliciete veronderstelling bij deze beschouwing is dat de effecten van verzekerdenkenmerken (S) en de effecten van polissenmerken (N) onafhankelijk zijn van elkaar. In de praktijk is dat zeer waarschijnlijk *niet* het geval. Zo is de ondoelmatigheid bij een polis met een zeer uitgebreide dekking (bijvoorbeeld: geen vrijwillig eigen risico i.c.m. vrije artskeuze) naar verwachting groter voor chronisch zieken dan voor gezonde verzekerden. Dergelijke 'interactie-effecten' tussen verzekerdenkenmerken en polissenmerken kunnen volgens de huidige wet- en regelgeving *niet* in de premie tot uitdrukking komen en zijn (volgens bovenstaande argumentatie) daarom aan te merken als S-factoren. Het voert onzes inziens te ver om bij de analyses voor dit onderzoek rekening te houden dergelijke interactie-effecten (als dat al mogelijk zou zijn met de voor dit onderzoek beschikbare gegevens).

vereveningsresultaat voor deze groep deels te maken met het causale effect van een hoger eigen risico op de zorgkosten van verzekerden (het remgeldeffect) en deels met verzekerdenkenmerken waarvoor het vereveningsmodel niet volledig compenseert (zelfselectie).

Er zijn in de literatuur methoden ontwikkeld om bij het schatten en evalueren van een risicovereveningsmodel de impact van N-factoren uit te filteren (Schokkaert en Van de Voorde, 2004; Stam e.a., 2010). Hoewel deze methoden theoretisch aantrekkelijk zijn, is een praktische toepassing ervan zeer lastig. Hiervoor moeten namelijk **alle** S- en N-factoren die van invloed zijn op de zorgkosten van verzekerden bekend zijn. Wanneer S- en/of N-factoren ontbreken, bestaat de mogelijkheid van een 'omitted-variable bias', waardoor de samenhang tussen het vereveningsresultaat en specifieke S- (of N-factoren) wordt over/onderschat.

Als 'second-best' oplossing passen we in dit onderzoek de volgende pragmatische methode toe ter bepaling van de samenhang tussen vereveningsresultaten en S-factoren die beschikbaar zijn in de databronnen die wij voor dit onderzoek hebben aangeboord:

1. schat het vereveningsmodel (van 2021) op de (herwogen) populatie van 1,5 miljoen verzekerden in de Nivel-huisartsenregistraties en bepaal het vereveningsresultaat opnieuw voor subgroepen geïdentificeerd in de OT- en BASIC-bestanden;²⁸
2. verrijk het vereveningsmodel met extra verzekerdenkenmerken – te weten: wel/geen specifieke chronische aandoening in het Nivel-huisartsenbestand – en herhaal stap 1;
3. de afname – per subgroep – van het vereveningsresultaat in stap 2 ten opzichte van stap 1 is vervolgens toe te schrijven aan het verzekerdenkenmerk 'gezondheid'.

Om de analyse niet te ingewikkeld te maken hebben wij in overleg met VWS besloten om hier alleen het somatisch model bij te betrekken. Gegeven de eerdere constatering dat de vereveningsresultaten op het GGZ-model en het ER-model voor de geïdentificeerde subgroepen (grotendeels) tegen elkaar wegvallen, verwachten wij dat deze vereenvoudiging geen cruciale effecten heeft op de uitkomsten van de hierboven beschreven analyse.

Met bovenstaande methode benutten we de kracht van de Nivel-huisartsenregistraties: gegeven het feit dat in Nederland in principe alle informatie over gezondheidsproblemen bij de huisarts terechtkomt, vormt dit de meest volledige bron van objectieve

²⁸ De overcompensaties worden hier dus niet berekend o.b.v. de gehele populatie maar o.b.v. de 1,5 miljoen mensen in het Nivel-bestand. Gegeven de omvang en representativiteit van het Nivel-bestand zullen de overcompensaties naar verwachting een representatief beeld geven voor de populatie. Dit wordt bevestigd door een vergelijking van de resultaten in Hoofdstuk 5 met die in Hoofdstuk 3: de gemiddelde overcompensatie door het somatisch model 2021 op kostengegevens van 2018 voor subgroepen op basis van de OT- en BASIC-bestanden (zoals getoond in Tabel 3 o.a.) blijkt bij schatting van het vereveningsmodel op het herwogen Nivel-bestand goed overeen te komen met die bij schatting van het vereveningsmodel op het gehele OT-bestand 2021.

gezondheidskenmerken van verzekerden. Bij de interpretatie van de resultaten van onze 'pragmatische' methode moet wel een aantal zaken in het achterhoofd worden gehouden:

- De methode geeft een ondergrens van de mate waarin vereveningsresultaten samenhangen met S-factoren: mogelijk zijn er andere (niet-waargenomen) verzekerdkenmerken die in stap 2 ontbreken. Om een idee te krijgen hoe scherp die ondergrens is, voeren we in Hoofdstuk 5 een gevoeligheidsanalyse uit waarbij het verklaringsmodel in stap 2 wordt verrijkt met **alle** gezondheidskenmerken in de Nivel-huisartsenregistraties (inclusief wel/geen specifieke tijdelijke aandoening).
- De methode gaat ervan uit dat zowel het feitelijke vereveningsmodel in stap 1 als het uitgebreide model in stap 2 **uitsluitend** compenseert voor het causale effect van verzekerdkenmerken en dus niet voor causale effecten van polissenkenmerken. Bij deze veronderstelling kunnen vraagtekens worden geplaatst. Het is namelijk mogelijk dat bepaalde vereveningskenmerken (bijvoorbeeld de morbiditeitskenmerken) correleren met polissenkenmerken (zoals wel/geen vrijwillig eigen risico en wel/geen budgetpolis). Een dergelijke correlatie kan ertoe leiden dat (verevenings-)kenmerken deels het causale effect van N-factoren oppikken en daarvoor compenseren. Het voert echter te ver om in dit onderzoek rekening te houden met deze indirecte effecten.
- Vanwege de beperkte overlap tussen het Gezondheidsmonitor-bestand en het Nivel-bestand is een zinvolle toepassing van bovenstaande methode helaas niet mogelijk voor de subgroepen uit de Gezondheidsmonitor. Wij beperken ons in Hoofdstuk 5 daarom tot relevante subgroepen op basis van de OT-en BASIC-bestanden.

4.3. Conclusies onderzoeksvraag 2

Dit hoofdstuk leidt tot de volgende conclusies ten aanzien van onderzoeksvraag 2 (*Welke aspecten van het probleem kunnen/moeten binnen de risicoverevening opgepakt worden en welke niet?*):

- In de wetenschappelijke literatuur wordt een conceptueel onderscheid gemaakt tussen factoren waarvoor de risicoverevening wél dient te compenseren (S-factoren), en factoren waarvoor de risicoverevening níet dient te compenseren (N-factoren). Voor een conceptuele discussie over S- en N-factoren is het belangrijk om deze factoren te beschouwen als 'causale' effecten op de verwachte zorgkosten van verzekerden.

- Op basis van WOR 1019 concluderen wij voor de basisverzekering (Zvw) dat causale effecten van ‘verzekerdenkenmerken’ zijn aan te merken als S-factoren en dat causale effecten van ‘poliskenmerken’ zijn aan te merken als N-factoren.
- Met de voor dit onderzoek beschikbare data is het niet mogelijk om vereveningsresultaten exact uit te splitsen naar causale effecten van ‘verzekerdenkenmerken’ en causale effecten van ‘poliskenmerken’. In plaats daarvan zullen wij in Hoofdstuk 5 een pragmatische methode toepassen ter bepaling van de samenhang tussen vereveningsresultaten en ‘verzekerdenkenmerken’. Bij deze methode is een aantal kanttekeningen te plaatsen (zie paragraaf 4.2, onderaan).

Een kanttekening bij de bovenstaande conclusies is dat op het moment van schrijven verschillende standpunten bestaan ten aanzien van S- en N-factoren. Wel is er overeenstemming over de factor ‘gezondheid’; hiervoor zou in ieder geval moeten worden gecompenseerd (S-factor). Deze factor staat centraal in Hoofdstuk 5 van dit rapport.

5. Samenhang resultaat en S-factoren (onderzoeksvraag 3)

Dit hoofdstuk presenteert de uitkomsten van onderzoeksvraag 3: *Hoe groot is het deel van de overcompensatie dat wordt veroorzaakt door de aspecten horende bij de risicoverevening?* Ter beantwoording van deze vraag hebben wij drie regressiemodellen geschat die worden toegelicht in paragraaf 5.1. Op basis van deze modellen hebben wij vervolgens bepaald welk deel van de overcompensaties op de in de OT- en BASIC-bestanden geïdentificeerde groepen samenhangt met de gezondheidsinformatie die beschikbaar is in de Nivel-huisartsenregistraties (paragraaf 5.2).

5.1. Somatisch model aangevuld met diagnoses uit de Nivel-huisartsenregistraties

Ter bepaling van de samenhang tussen de vereveningsresultaten van het somatisch model 2021 en de gezondheidsinformatie beschikbaar in de Nivel-huisartsenregistraties hebben wij de volgende drie regressiemodellen geschat:

- A. het somatisch model 2021 op kostengegevens van 2018, doch conditioneel op de deelpopulatie van verzekerden die aanwezig zijn in de Nivel-huisartsenregistraties van 2017 (N = 1,5 miljoen), gewogen met het herwegingsgewicht (waarmee de som van het aantal herwogen verzekerdenjaren uitkomt op 16,8 miljoen);²⁹
- B. zoals model A, maar dan aangevuld met 109 dummy-variabelen, één voor elk van de aandoeningen die door het Nivel als chronisch zijn aangemerkt; deze dummy-variabelen geven aan of een verzekerde volgens de Nivel-huisartsenregistraties 2017 wel (1) of niet (0) aan de betreffende aandoening lijdt;³⁰
- C. zoals model B, maar dan aangevuld met nog eens 574 dummy-variabelen, één voor elke niet-chronische aandoening in de Nivel-huisartsenregistraties van 2017.

Als check hebben wij de normatieve kosten van model A vergeleken met die van het somatische model 2021 geschat op het volledige OT-bestand (d.w.z. het Uitgangsmodel zoals

²⁹ Conform de gebruikelijke methode zijn de kosten opgehoogd naar jaarbasis en worden de betreffende cases in de analyses gewogen met de inschrijfduur in 2018.

³⁰ Merk op: de dummy-variabelen hadden evengoed andersom kunnen worden gedefinieerd, d.w.z. X=0 voor verzekerden **met** een specifieke aandoening en X=1 voor verzekerden **zonder** die aandoening. Voor de voorspelde kosten op individuniveau (en voor de uitkomsten in Tabel 14) had dit geen verschil gemaakt. Echter, met de gehanteerde definitie (X=1 voor verzekerden met een specifieke aandoening en X=0 voor verzekerden zonder die aandoening) krijgen we inzicht in de coëfficiënten voor de betreffende aandoeningen wat aanknopingspunten kan bieden voor het onderzoek naar chronisch zieken; een nuttige en informatieve 'bijvangst'.

gepresenteerd in WOR 1001).³¹ Daaruit kwam een zeer hoge correlatie naar voren: 0.99782. Op basis hiervan mag worden verwacht dat het schatten van het vereveningsmodel 2021 op de deelpopulatie van 1,5 miljoen verzekerden (herwogen naar het OT-bestand 2021) geen grote effecten zal hebben op de hieronder gepresenteerde uitkomsten.

Vervolgens hebben wij de R^2 bepaald van modellen A, B en C. Dit geeft een eerste indruk van de mate waarin de vereveningsresultaten van het somatisch model 2021 (model A) samenhangen met de 109 chronische aandoeningen (model B) respectievelijk alle 683 aandoeningen (model C) die aanwezig zijn in het Nivel-huisartsenregistratiebestand. De R^2 (*100%) van model A komt uit op 38,49%. Dit is aanmerkelijk hoger dan de R^2 van het somatisch Uitgangsmodel in WOR 1001 (34,46%). Een aanvullende analyse heeft uitgewezen dat 2,68 procentpunt van dit verschil wordt verklaard doordat bij model A de nul-jarigen *niet* in de modelschatting meelopen (in tegenstelling tot het somatisch Uitgangsmodel in WOR 1001 waarin deze groep uiteraard wel is meegenomen); de resterende 1,35 procentpunt heeft waarschijnlijk te maken met enige selectiviteit van het (herwogen) Nivel-huisartsenregistratiebestand. De R^2 van model B komt uit op 38,68% en die van model C op 38,98%. Hieruit kan worden afgeleid dat met de 109 chronische aandoeningen 0,31% $[(38,68-38,49)/(100-38,49)]$ van de variantie in residuen van het somatisch model 2021 kan worden verklaard; met alle 683 aandoeningen komt dit cijfer op 0,80% $[(38,98-38,49)/(100-38,49)]$. Qua orde van grootte komen deze resultaten overeen met die van ons eerdere onderzoek naar het 'Gebruik van diagnose-informatie uit huisartsenregistraties in de risicoverevening via 'constrained regression' (Van Kleef et al., 2018; p45). Anders gezegd: als het mogelijk was geweest om het somatisch vereveningsmodel van 2021 inclusief de 109 chronische aandoeningen dan wel alle 683 aandoeningen in het Nivel-huisartsenregistratiebestand te schatten op het volledige OT2021-bestand (met ca. 17 miljoen verzekerdenjaren) dan zou de R^2 naar verwachting toenemen met 0,19 respectievelijk 0,59 procentpunt.

Hoewel dit onderzoek zich primair richt op 'gezonde' verzekerden is het interessant om te weten welke aandoeningen in het Nivel-huisartsenbestand een belangrijke bijdrage leveren aan de verklaring van de variantie in kosten op individuniveau. Uit een analyse van de schattingsresultaten van model C is gebleken dat voor 186 aandoeningen sprake is van een statistisch significante regressiecoëfficiënt ($p < 0,01$). Voor 27 van deze aandoeningen is de coëfficiënt groter dan 1.000 euro of kleiner dan -1.000 euro; deze aandoeningen zijn weergegeven in Tabel 13 (aflopend gesorteerd op basis van de regressiecoëfficiënt).

Dat de aandoeningen in Tabel 13 een (substantiële) statistisch significante bijdrage leveren aan het verklaringsmodel kan erop wijzen dat verzekerden met deze aandoeningen gemiddeld genomen worden ondergecompenseerd (met uitzondering van P70 en W90 waarvoor

³¹ Uiteraard beperkt deze vergelijking zich tot de 1,5 miljoen verzekerden die aanwezig zijn in zowel het OT-bestand 2021 (met kostendata van 2018) als de Nivel-huisartsenregistraties van 2017.

mogelijk sprake is van overcompensatie). Het is echter niet mogelijk om uit de regressiecoëfficiënten de precieze onder/overcompensaties voor groepen met deze aandoeningen af te leiden. De coëfficiënten in Tabel 13 geven namelijk het marginale effect weer van 'het hebben van een specifieke aandoening (in jaar t-1 en mogelijk daarvoor)' op de zorgkosten (in jaar t) *rekening houdend met alle andere verklarende variabelen die in model C zijn opgenomen* (te weten: de vereveningskenmerken van het somatisch model 2021 plus alle aandoeningen uit de Nivel-huisartsenregistraties). Enerzijds kan een geschatte coëfficiënt een overschatting geven van de onder/overcompensatie op een groep omdat deze coëfficiënt deels het effect overneemt van vereveningskenmerken; anderzijds kan een geschatte coëfficiënt een onderschatting geven als de onder/overcompensatie op een groep deels wordt opgepikt door (gecorrleerde) aandoeningen in de Nivel-huisartsenregistraties.

Tabel 13. Aandoeningen uit de Nivel-huisartsenregistraties met een statistisch significante coëfficiënt >1000 euro of <-1000 euro in verklaringmodel C

ICPC t-1	Omschrijving	% verz. jaren	Coëfficiënt afgerond op 100 euro
B74 ^a	Andere maligniteit bloed/lymfestelsel	0,08	3900
A79 ^a	Maligniteit met onbekende primaire lokalisatie	0,05	3200
R93	Pleuravocht	0,01	3200
N74 ^a	Maligniteit zenuwstelsel	0,06	2600
B87	Splenomegalie	0,01	2300
R85 ^a	Andere maligniteit luchtwegen	0,07	2200
P09	Bezorgdheid over seksuele voorkeur	0,03	2100
T28 ^a	Funct.beperking/handicap endocr. klieren/metabolisme/voeding	0,01	2100
R89 ^a	Aangeboren afwijking(en) luchtwegen	0,04	1900
W15	Sub-/infertiliteit vrouw	0,29	1900
D96	Hepatomegalie	0,01	1800
B90 ^a	HIV-infectie (AIDS/ARC)	0,12	1700
K82 ^a	Cor pulmona	0,05	1700
W78	Zwangerschap: bevestigd	1,38	1500
R82	Pleuritis alle vormen [ex. R70]	0,01	1400
W82	Spontane abortus	0,15	1400
N99	Andere ziekte(n) zenuwstelsel	0,23	1300
R84 ^a	Maligniteit bronchus/long	0,23	1300
P77	Suïcidepoging	0,09	1200
D77 ^a	Andere/niet-gespecif.maligniteit spijsverteringsorganen	0,18	1100
N75	Benigne neoplasma zenuwstelsel	0,12	1100
N87 ^a	Parkinsonisme, ziekte van Parkinson	0,27	1100
T03	Verminderde eetlust	0,04	1000
W01	Vraag bestaan zwangerschap [ex. W02]	0,06	1000
Y80	Letsel geslachtsorganen man	0,04	1000
P70 ^a	Seniele dementie/Alzheimer	0,61	-1300
W90	Normale bevalling levendgeborene	0,71	-1400

^a Dit betreft aandoeningen die door het Nivel als 'chronisch' worden aangemerkt. De overige aandoeningen in deze tabel hebben betrekking op niet-chronische aandoeningen.

Tabel 13 levert diverse aanwijzingen voor aandoeningen die nog niet goed in het huidige somatische vereveningsmodel zijn opgenomen. Dit kan als input dienen voor het lopende onderzoek 'Restrisico Fase III: Chronisch zieken'. Daarnaast geeft Tabel 13 aan dat bevallingen in het huidige model voorspelbaar worden ondergecompenseerd. Zo vinden we voor de groep 'W78 – Zwangerschap: bevestigd' (1,38% van de populatie) een coëfficiënt van + 1500 euro.³² Mede gezien het overstapgedrag van vrouwen die in verwachting zijn (of die hopen dat stadium te bereiken), valt te overwegen om hiermee op de een of andere manier rekening te houden in de verevening. Uit de onderste regel van Tabel 13 blijkt overigens dat voor de groep vrouwen die is bevallen in jaar t-1 'W90 – Normale bevalling levendgeborene' (0,71% van de populatie) wordt overgecompenseerd in jaar t. De mogelijke verklaring hiervoor is dat deze vrouwen een relatief kleine kans hebben op (weer) een bevalling in jaar t.

Op basis van bovenstaande resultaten kan worden geconcludeerd dat de variantie in somatische kosten op individuniveau, naast de bestaande criteria in het vereveningsmodel 2021, voor een (klein) deel is te verklaren met de gezondheidsinformatie in de Nivel-huisartsenregistraties. Hieronder wordt gekeken naar de samenhang op **subgroepniveau**.

5.2. Samenhang vereveningsresultaten en 'gezondheid' op subgroepniveau

Tabel 14 toont het gemiddelde vereveningsresultaat bij toepassing van modellen A, B en C voor subgroepen uit de OT- en BASIC-bestanden die eerder zijn gepresenteerd in paragraaf 3.2. Echter, waar de resultaten in paragraaf 3.2 zijn berekend op basis van het gehele OT-bestand 2021, zijn de resultaten hier gebaseerd op de (herwogen) deelpopulatie van 1,5 miljoen verzekerden die aanwezig zijn in het Nivel-huisartsenregistratiebestand van 2017. Een vergelijking van Tabel 14 met Tabel 3 leert dat de omvang van de subgroepen berekend op de herwogen deelpopulatie goed overeenkomt met die berekend op het OT-bestand. Datzelfde geldt voor de overcompensaties die we hier vinden bij toepassing van model A: deze komen op enkele euro's na overeen met het vereveningsresultaat voor het somatisch model in Tabel 2. Dit bevestigt de representativiteit van de (herwogen) deelpopulatie in het Nivel-bestand voor de Zvw-populatie 2018 zoals opgenomen in het OT-bestand 2021.

In lijn met Tabel 2 zien we bij toepassing van model A (d.w.z. het somatisch model 2021) de grootste overcompensaties bij de groepen '6x afslagklassen somatisch in t-3' (98 euro per verzekerdenjaar), 'kosten <Q3 in t-1, t-2 en t-3 voor farmaceutische zorg' (83 euro) en 'vrijwillig eigen risico' (205 euro). Breiden we het somatisch model uit met 109 dummy-variabelen voor wel/geen chronische aandoeningen volgens de Nivel-huisartsenregistraties (model B) dan

³² Een nadere analyse wijst uit dat met de in het OT2020-bestand beschikbare informatie (kosten kraamzorg<100 en kosten verloskundee>10 in 2017) ruim de helft van de bevallingen in 2018 (kosten kraamzorg>100) is te voorspellen.

komen de overcompensaties voor deze groepen uit op respectievelijk 71, 63 en 182 euro per verzekerdenjaar, een afname van respectievelijk 28, 25 en 11% ten opzichte van model A. Met andere woorden: 28% van de overcompensatie voor de groep '6x afslagklassen somatisch in t-3' valt weg als het vereveningsmodel ook rekening zou houden met de 109 dummy-variabelen voor chronische aandoeningen; voor de twee andere subgroepen is dit cijfer 25% respectievelijk 11%.

Zoals opgemerkt in Hoofdstuk 4, is een zinvolle toepassing van onze methode ter bepaling van de samenhang tussen overcompensatie en S-factoren helaas niet mogelijk voor subgroepen uit de Gezondheidsmonitor. Wel hebben wij deze methode kunnen toepassen op de subgroep 'hoogopgeleiden van 45 jaar en ouder' zoals weergegeven in Tabel 6: bij deze groep nemen modellen B en C respectievelijk 20 en 30% van de overcompensatie weg.

Tabel 14. Vereveningsresultaat bij het somatisch model 2021 (geschat op kostendata 2018 van verzekerden in het Nivel-bestand; N = 1,5 miljoen), met en zonder dummy-variabelen voor wel/geen (chronische) aandoeningen uit Nivel-huisartsenregistraties^a

Subgroep ^b	% verz. jaren	Gemiddeld vereveningsresultaat bij model:				
		A (RV-som. 2021) Euro p.v.z.j.	B (A + 109 chron. aandoeningen) Euro p.v.z.j. Verschil B-A		C (B + 574 tijdelijke aandoeningen) Euro p.v.z.j. Verschil C-A	
6x afslagklassen somatisch in:						
t-1	49	1	-9	n.v.t.	-9	n.v.t.
t-2	49	51	32	-36%	24	-53%
t-3	49	98	71	-28%	52	-48%
t-1 en t-2	43	20	6	-70%	2	-92%
t-1, t-2 en t-3	38	36	18	-51%	10	-72%
Kosten<Q3 in t-1, t-2, t-3 voor:						
Ziekenhuiszorg	55	31	28	-10%	17	-46%
Hulpmiddelen	62	47	39	-18%	28	-40%
Farmaceutische zorg	66	83	63	-25%	45	-46%
Paramedische zorg	73	45	39	-13%	23	-49%
Ketenzorg	52	47	16	-65%	11	-77%
Poliskenmerken in jaar t:						
Geen aanvullende verzekering	14	74	63	-15%	44	-41%
Collectieve verzekering	68	-2	0	n.v.t.	1	n.v.t.
Vrijwillig eigen risico	10	205	182	-11%	144	-30%
Totale bevolking	99	0	0	n.v.t.	0	n.v.t.

^a Analyse uitgevoerd op alle verzekerden aanwezig in de Nivel-huisartsenregistraties 2017.

^b Gegeven de focus op het somatisch model laten wij de groepen o.b.v. GGZ-informatie hier buiten beschouwing.

Als we aan het somatisch model 2021 niet alleen de 109 dummy-variabelen voor wel/geen chronische aandoeningen toevoegen maar ook de 574 dummy-variabelen voor wel/geen tijdelijke aandoeningen (model C) dan neemt de overcompensatie voor de subgroepen in Tabel 14 verder af. Samen nemen de 683 (109 + 574) dummy-variabelen 48% van de

overcompensatie voor de groep '6x afslagklassen somatisch in t-3' weg; voor de groep 'farmaciekosten <Q3 in t-1, t-2 en t-3' is dat 46% en voor de groep 'vrijwillig eigen risico' 30%.

5.3. Conclusies onderzoeksvraag 3

Dit hoofdstuk leidt tot de volgende conclusies ten aanzien van onderzoeksvraag 3 (*Hoe groot is het deel van de overcompensatie dat wordt veroorzaakt door de aspecten horende bij de risicoverevening?*):

- De 109 dummy-variabelen voor het wel of niet hebben van specifieke **chronische** aandoeningen volgens de Nivel-huisartsenregistraties 2017 verklaren op individuniveau samen 0,31% van de variantie in residuen van het somatisch model 2021. Op subgroepniveau kan met het vereveningsmodel aangevuld met deze 109 dummy-variabelen 25-30% van de overcompensatie worden weggenomen op de groepen '6x afslagklassen somatisch in t-3' en 'kosten <Q3 in t-1, t-2 en t-3 voor farmaceutische zorg'; van de overcompensatie op de groep 'vrijwillig eigen risico' wordt 10% weggenomen.
- De 683 dummy-variabelen voor het wel of niet hebben van specifieke **chronische of tijdelijke** aandoeningen volgens de Nivel-huisartsenregistraties 2017 verklaren op individuniveau 0,80% van de variantie in residuen van het somatisch model 2021. Op subgroepniveau kan met het vereveningsmodel aangevuld met deze 683 dummy-variabelen bijna de helft van de overcompensatie worden weggenomen op de groepen '6x afslagklassen somatisch in t-3' en 'kosten <Q3 in t-1, t-2 en t-3 voor farmaceutische zorg'; van de overcompensatie op de groep 'vrijwillig eigen risico' wordt een derde weggenomen.
- In het verklaringsmodel met 683 dummy-variabelen (model C) is voor 186 van deze variabelen sprake van een statistisch significant effect ($p < 0,01$). Voor 27 van deze aandoeningen is de regressie coëfficiënt groter dan 1.000 euro of kleiner dan -1.000 euro.

De resultaten van dit hoofdstuk laten dus zien dat een deel van de overcompensatie op de in dit onderzoek geïdentificeerde groepen samenhangt met gezondheidskenmerken die beschikbaar zijn in de Nivel-huisartsenregistraties. Dit betekent dat in ieder geval een 'deel' van de overcompensatie op de geïdentificeerde groepen als 'problematisch' kan worden beschouwd. Ook hier geldt weer de kanttekening dat de resultaten conditioneel zijn op de hier geïdentificeerde groepen. Daarnaast moet worden benadrukt dat onze bevindingen een ondergrens geven van de 'problematische' overcompensatie; het is denkbaar dat een uitgebreidere set van S-factoren een groter deel van de overcompensatie zou oppikken.

6. Oplossingsrichtingen (onderzoeksvraag 4)

In dit hoofdstuk beantwoorden we onderzoeksvraag 4: *Welke oplossingen zouden bijdragen aan het verkleinen van de problematische overcompensatie van gezonde verzekerden? We bespreken drie oplossingsrichtingen voor het verminderen van de overcompensaties op groepen van gezonde verzekerden: 1) implementatie van nieuwe/ aangepaste vereveningskenmerken (paragraaf 6.1), 2) implementatie van 'restricties' bij het schatten van de normbedragen (paragraaf 6.2), en 3) toestaan van premiedifferentiatie (paragraaf 6.3).³³*

6.1. Nieuwe/aangepaste vereveningskenmerken

Het huidige vereveningsmodel maakt een onderscheid tussen verzekerden mét morbiditeit (in termen van FKG, DKG, HKG, FDG, MHK en MVV) en verzekerden zónder morbiditeit (die in de afslagklassen van deze morbiditeitscriteria terechtkomen). Met dit onderscheid wordt ongeveer 75% van de Zvw-populatie als 'gezond' aangemerkt. Uit de omvang van de in Hoofdstuk 3 geïdentificeerde subgroepen kan worden afgeleid dat deze 75%-groep waarschijnlijk bestaat uit 'echt' gezonden **en** minder gezonden die kennelijk niet door de morbiditeitskenmerken worden opgepikt. Bij de laatstgenoemde groep kan het gaan om mensen die wél een aandoening hebben maar niet in een morbiditeitsklasse zijn ingedeeld, bijvoorbeeld omdat zij (nog) niet boven de DDD-drempel voor een FKG uitkomen.

Om binnen de bovengenoemde 75%-groep een scherper onderscheid te maken tussen 'echt' gezond en 'minder' gezond is per 2018 het MLK-criterium ingevoerd. Dat heeft geleid tot een forse vermindering van de overcompensatie van groepen gezonde verzekerden (WOR 856). Desondanks laat het onderhavige onderzoek zien dat nog steeds substantiële overcompensaties bestaan voor gezonde groepen. In theorie kunnen deze overcompensaties worden verminderd door de informatie waarmee deze groepen zijn geïdentificeerd (bijvoorbeeld: '3x farmaciekosten <Q3') mee te nemen in het vereveningsmodel. Daarvoor zien wij twee mogelijkheden waarvan we hieronder de voordelen en nadelen zullen bespreken: nieuwe kenmerken op individuniveau (paragraaf 6.1.1) en uitbreiding van het regiocriterium (6.1.2). Daarnaast bespreken we een aantal opties om via aanpassing van bestaande vereveningscriteria de overcompensatie van gezonden te verminderen (6.1.3)

³³ Ter vermindering van onder/overcompensatie kan ook worden gedacht aan ex-post kostencompensaties. Echter, omdat het hier specifiek gaat over het verminderen van overcompensaties op groepen met **lage** kosten, liggen ex-post compensaties minder voor de hand. Uiteraard geldt wel dat betere compensatie voor chronisch zieken via ex-post kostencompensaties (of anderszins) **indirect** zal leiden tot betere compensatie van gezonden.

6.1.1. Nieuwe vereveningskenmerken op basis van 'gezond'

Voor een nieuw vereveningskenmerk op individuniveau is het cruciaal dat de informatie over dat kenmerk voor alle verzekerden beschikbaar is. Voor de informatie uit de Nivel-huisartsenregistraties en de Gezondheidsmonitor is dat helaas niet het geval; deze informatie is daarmee (vooral nog) ongeschikt als basis voor nieuwe vereveningskenmerken op individuniveau. Wel kan uiteraard worden geprobeerd om de huisartsendiagnose-informatie in de toekomst voor de gehele populatie beschikbaar te krijgen. De informatie in de OT- en BASIC-bestanden is wél voor de gehele populatie beschikbaar en kan – in theorie – worden gebruikt als basis voor nieuwe vereveningscriteria op individuniveau. In lijn met de resultaten van Hoofdstuk 3 kan daarbij worden gedacht aan de volgende mogelijkheden:

- **Een dummy-variabele op basis van wel/geen indeling bij afslagklassen in eerdere jaren.** Met deze variabele kan het onderscheid tussen 'echt' gezond en niet/minder gezond verder worden aangescherpt. Afgaande op de overcompensaties in Tabel 2 zou '6x afslagklassen voor somatische zorg in t-3' hiervoor een logische kandidaat kunnen zijn. Naar verwachting genereert het vereveningsmodel dan een negatief normbedrag voor deze klasse. Gegeven de overlap tussen de in Hoofdstuk 3 geïdentificeerde groepen mag worden verwacht dat een negatief normbedrag voor deze klasse tevens leidt tot een vermindering van de overcompensatie op andere groepen van gezonde verzekerden. Een voordeel van een kenmerk op basis van '6x afslagklassen voor somatische zorg in t-3' is dat de daarvoor vereiste gegevens reeds beschikbaar zijn. Een mogelijk nadeel is dat de complexiteit voor zowel het onderzoek als de uitvoering toeneemt, gegeven de grote hoeveelheid informatie waarop deze variabele is gebaseerd, te weten de FKG, DKG, HKG, FDG, MHK en MVV-indeling van verzekerden in het kostenbestand van jaar t-3, feitelijk gebaseerd op zorggebruik in t-4 (FKG, DKG, HKG en FDG) en zorgkosten in t-4, t-5 en t-6 (MHK en MVV). Vanuit de begeleidingscommissie is echter aangegeven dat de complexiteit is te overzien, mits de definitie van de onderliggende morbiditeitskenmerken gelijk blijft aan die van het modeljaar waarvoor deze kenmerken zijn vastgesteld.
- **Een dummy-variabele op basis van geen of zeer lage kosten (voor specifieke zorgvormen) in eerdere jaren.** Ook voor deze variabele geldt dat het onderscheid tussen 'echt' gezond en niet/minder gezond scherper zal worden (waarmee de overcompensatie op de in dit onderzoek geïdentificeerde groepen van gezonde verzekerden zal afnemen) en dat de vereiste gegevens reeds beschikbaar zijn in de OT-bestanden. Zowel in het onderzoek als bij de uitvoering van de risicoverevening kan qua werkwijze worden aangesloten bij de MHK- en MVV-criteria. Een nadeel van dit kenmerk is dat daarmee de prikkels voor doelmatigheid kunnen afnemen omdat de vereveningsbijdrage voor verzekeraars afhankelijker wordt van historische kosten. Hiermee samenhangend, is een tweede nadeel dat perverse prikkels ontstaan voor verzekeraars om verzekerden over de

relevante kostendrempel heen te 'tillen'. Hoewel deze perverse prikkels zich – in theorie – ook voordoen bij MLK, MHK en MVV zijn de mogelijkheden om die prikkels te effectueren daar beperkter omdat de kostendrempels hoger liggen. Bovendien wordt de perverse prikkelwerking mogelijk versterkt doordat een vereveningskenmerk op basis van geen of zeer lage kosten (zoals 3x farmaciekosten < Q3) verklaarkracht overneemt van andere kenmerken (zoals MLK, FKG0 en DKG0). Qua uitvoering heeft het Zorginstituut voor een dergelijk kenmerk extra kosteninformatie op individuniveau nodig over enkele jaren.

- **Een dummy-variabele op basis van wel/geen vrijwillig eigen risico.** Ook voor deze variabele geldt dat het onderscheid tussen 'echt' gezond en niet/minder gezond scherper zal worden (waarmee de overcompensatie op de in dit onderzoek geïdentificeerde groepen van gezonde verzekerden zal afnemen) en dat de vereiste gegevens reeds beschikbaar zijn in de BASIC-bestanden. Bovendien geeft deze variabele een indicatie van het verwachte zorggebruik volgens verzekerden zélf, een aspect dat met vereveningskenmerken op basis van historische kosten en historisch gebruik mogelijk niet (volledig) wordt opgepikt. Tegelijkertijd heeft dit kenmerk twee belangrijke nadelen. In de eerste plaats zal een vereveningskenmerk 'wel/geen vrijwillig eigen risico' niet alleen compenseren voor verschillen in 'verzekeringsrisico' die (in termen van causaliteit) worden veroorzaakt door verzekerdenkenmerken (e.g. gezondheid) maar ook voor verschillen die worden veroorzaakt door polissenkenmerken (in dit geval: de lagere verzekeringsdekking vanwege het vrijwillig eigen risico die leidt tot een remgeldeffect).³⁴ In de tweede plaats ontstaat een wederzijdse afhankelijkheid tussen de risicoverevening en de keuzes van verzekeraars en verzekerden op de zorgverzekeringsmarkt. WOR 1019 concludeert dat deze wederzijdse afhankelijkheid kan leiden tot instabiliteit van de risicoverevening waarmee het kenmerk 'vrijwillig eigen risico' ongeschikt is als vereveningskenmerk.
- **Een dummy-variabele op basis van wel/geen bevalling in jaar t.** Uit Hoofdstuk 5 van dit rapport is naar voren gekomen dat vrouwen met een bevestigde zwangerschap in jaar t-1 gemiddeld genomen worden ondergecompenseerd in jaar t (Tabel 13). Bovendien is gebleken dat het negatieve vereveningsresultaat op overstappers deels is terug te voeren naar het negatieve resultaat op zwangere vrouwen (paragraaf 3.1). Door in het vereveningsmodel een dummy-variabele op te nemen voor wel/geen bevalling in jaar t, wordt de ondercompensatie op vrouwen die een kind verwachten in jaar t (en de overcompensatie op de complementaire groep) weggenomen. Ervan uitgaande dat de benodigde informatie (wel of geen bevalling in jaar t) beschikbaar is, kunnen wij geen grote nadelen bedenken bij dit kenmerk. Doelmatigheidsprikkels blijven intact aangezien voor deze risicoklasse vooraf een 'vast' normbedrag wordt bepaald dat onafhankelijk is van de feitelijke meerkosten van vrouwen die in jaar t bevallen van een kind.

³⁴ Ter illustratie: Tabel 14 heeft laten zien dat 2/3-de van de overcompensatie op de groep met een vrijwillig eigen risico **niet** samenhangt met de 683 aandoeningen beschikbaar in het Nivel-huisartsregistratiebestand.

6.1.2. Uitbreiden regiomodel met verklarende variabelen op basis van 'gezond'

Een andere manier om indicatoren van 'gezond' op te nemen in het vereveningsmodel is via het regiocriterium. Dat werkt als volgt: bepaal op postcodeniveau het aandeel 'gezonde verzekerden' volgens één of meerdere definities en neem dit aandeel mee als verklarende variabele in het regiomodel. Hoewel de vermindering van de overcompensaties op gezonde groepen bij deze maatregel beperkter zal zijn dan bij de hierboven besproken vereveningskenmerken op individuniveau, zorgt het in ieder geval voor compensatie van regionale verschillen in het aandeel 'echt' gezonden (en indirect voor verschillen in het aandeel 'echt' gezonden tussen zorgverzekeraars gegeven de regionale concentratie van marktaandelen). Een voordeel van deze oplossingsrichting is dat de informatie over 'echt' gezond niet voor de gehele populatie beschikbaar hoeft te zijn; een betrouwbare inschatting op postcodeniveau volstaat. Het laatste betekent dat niet alleen de informatie uit de OT-bestanden zich voor deze oplossing leent maar ook de informatie uit de Nivel-huisartsenregistraties en de Gezondheidsmonitor. Een tweede voordeel ten opzichte van de oplossingsrichtingen in paragraaf 6.1.1 is dat het probleem van 'perverse prikkels' hier minder speelt. Het blijft echter een empirische vraag in hoeverre een uitbreiding van het regiocriterium met het aandeel 'echt' gezond daadwerkelijk leidt tot een betere verevenende werking.

6.1.3. Specifieke aanpassingen in bestaande vereveningscriteria

Tijdens dit onderzoek zijn wij op een aantal mogelijkheden gestuit om via aanpassing van bestaande vereveningscriteria de overcompensatie op gezonde groepen te verminderen:

- **Aanpassing van het Avl-criterium.** In het huidige vereveningsmodel worden kinderen (18-) ingedeeld bij de laagste Avl-klasse op het betreffende adres. Hierdoor komen slechts 250.000 kinderen in de Avl-categorieën van studenten en hoogopgeleiden terecht, terwijl er circa 1,8 miljoen 18-minners op een adres wonen met ten minste één hoogopgeleide of student (zie Tabel 6 van het onderhavige onderzoek). Zeer waarschijnlijk worden hierdoor de normbedragen voor 0-17-jarigen bij IVA, AO en bijstand gedrukt. Aanpassing van de Avl-trechtering zou daarom kunnen leiden tot een betere verevenende werking.
- **Herinvoering van FKG voor hoog cholesterol.** Per 2019 is de FKG voor hoog cholesterol geschrapt. Tijdens de analyses voor dit onderzoek hebben wij echter gezien dat deze subgroep van ruim 1 miljoen verzekerden ook na twee jaar nog een ondercompensatie oplevert van circa 250 euro gemiddeld per verzekerdenjaar in het somatisch model. Herinvoering van de betreffende FKG kan deze ondercompensatie wegnemen (evenals de overcompensatie op de complementaire groep waarin de gezonde

verzekerden zich bevinden). Uiteraard moet daarbij goed worden gekeken naar de inhoudelijke overwegingen (destijds) om wel/niet rekening te houden met deze aandoening. Eén van de redenen om deze FKG te schrappen was de perverse prikkelwerking: een hogere vereveningsbijdrage voor het gebruik van (relatief goedkope) medicijnen die door de ene huisarts eerder worden voorgeschreven dan door de andere.

- **Rekening houden met relevante interacties.** Bij een verkenning van combinaties van vereveningskenmerken zijn we vijf subgroepen tegengekomen met lage kosten en aanmerkelijke overcompensaties: $MHK=0$ en $FKG>0$, $MHK=0$ en $DKG>0$, $MHK=0$ en eenpersoonshuishouden 18-69 jaar, $MHK=0$ en vrouw van 18-39 jaar, en: $MHK=1$ en 0-17 jaar. Bij elkaar gaat dit om 2,9 miljoen verzekerdenjaren met gemiddelde kosten van ruim 1.250 euro en gemiddelde overcompensatie van bijna 150 euro per verzekerdenjaar. Bijna 80% van deze groep valt in de subgroep van gezonden met $3x \text{ farmaciekosten} < Q3$. De vraag is echter of het verstandig is dergelijke interacties in het model op te nemen, mede gezien de extra complexiteit bij de uitvoering (met name bij de verzekerdenraming). Een gewijzigde definitie van $MHK=0$ (bijvoorbeeld opsplitsing naar 18- versus 18+) of van $FKG>0$ (bijvoorbeeld FKG op 0 stellen als $MHK=0$) is mogelijk het overwegen waard. Aandachtspunt hierbij is wel dat deze interacties zodanig in het model moeten worden opgenomen dat ze niet de effecten van de onderliggende kenmerken ondergraven; dat zou gevolgen kunnen hebben voor afspraken met betrekking tot criteriumneutraliteit.
- **Aanpassing van de restricties ten aanzien van bewoners van Wlz-instellingen.** Voor het huidige somatische model worden alle bewoners van Wlz-instellingen bij $MVV=0$ ingedeeld; dit, om negatieve normatieve kosten zoveel mogelijk te voorkomen. Desondanks bleek dit in het model 2021 voor bijna 20.000 verzekerden fout te gaan. Het blijkt nu dat een aanvullende omzetting – $MHK=0$ voor Wlz-bewoners – het probleem geheel kan ondervangen; bovendien kunnen beide omzettingen ($MVV=0$ en $MHK=0$) beperkt blijven tot de groep van ‘blijvers’. Een verkennende analyse wijst uit dat hierdoor de laagste normkosten op ruim +100 euro uitkomen. Overwogen kan worden om deze wijziging door te rekenen in de Pre-OT en de stabiliteit te checken in de OT2022.

6.2. Restricties bij het schatten van normbedragen

De in paragraaf 6.1 besproken opties hebben betrekking op aanpassing/vernieuwing van ‘vereveningskenmerken’. Een alternatieve oplossingsrichting is om de vereveningskenmerken ongewijzigd te laten en te kiezen voor een andere set van ‘normbedragen’. Er bestaan ontelbare combinaties van normbedragen waarvan een deel tot een betere verevenende werking zal leiden voor de in dit onderzoek geïdentificeerde groepen van gezonde

verzekerden. Een belangrijk vraag is echter: “Hoe vinden we zo’n alternatieve set van statistisch onderbouwde normbedragen?”.³⁵ In het onderzoek naar de risicoverevening worden de normbedragen bepaald op basis van het kleinste-kwadraten-criterium. Dit criterium levert de set van normbedragen waarvoor geldt dat de kwadraatsom van de residuen (d.w.z. feitelijke kosten in het onderzoeksbestand minus voorspelde kosten volgens het vereveningsmodel geschat op datzelfde onderzoeksbestand) op individuniveau is geminimaliseerd. Recent onderzoek heeft laten zien hoe dit ‘optimaliseringscriterium’ kan worden uitgebreid met één of meerdere ‘restricties’ (of: voorwaarden) waarmee de verevenende werking voor relevante subgroepen kan worden verbeterd. Deze methode – die in de literatuur wordt aangeduid met ‘constrained regression’ – is inmiddels in meerdere onderzoeken toegepast (zie bijvoorbeeld: Van Kleef et al., 2018 en Withagen-Koster et al., 2020). Deze eerdere onderzoeken laten zien dat constrained regression een krachtig instrument biedt om vereveningsbijdragen te verschuiven van gezond naar ongezond.

Een mogelijke ‘restrictie’ die bij de schatting van de normbedragen zou kunnen worden opgelegd is dat de overcompensatie op de groep ‘3x farmaciekosten<Q3’ wordt teruggebracht naar 45 euro per verzekerdenjaar (oftewel: het deel van de overcompensatie dat **niet** samenhangt met gezondheidskenmerken uit de Nivel-huisartsengegevens). Als gevolg van deze restrictie zullen de normbedragen voor risicoklassen die positief correleren met de groep ‘3x farmaciekosten<Q3’ (bijvoorbeeld FKG0) dalen; voor risicoklassen die negatief correleren met deze groep (FKG>0) zullen de normbedragen (iets) stijgen. Met deze verschuivingen van vereveningsbijdragen van afslagklassen naar morbiditeitsklassen zullen de overcompensaties voor alle in dit onderzoek geïdentificeerde subgroepen van gezonde verzekerden naar verwachting afnemen. De omvang van de afnames is een empirische vraag en hangt af van de correlaties tussen subgroepen en risicoklassen.

Constrained regression heeft een aantal voordelen ten opzichte van de oplossingsrichtingen in paragraaf 6.1.1. In de eerste plaats hoeft de informatie voor het operationaliseren van een ‘restrictie’ niet beschikbaar te zijn voor de gehele populatie; het is voldoende om deze informatie beschikbaar te hebben voor een representatieve steekproef van de Zvw-populatie. Een ‘restrictie’ hoeft dus niet per se te zijn gebaseerd op informatie uit het OT-bestand maar kan ook worden gebaseerd op de Nivel-huisartsenregistraties (zoals in Van Kleef et al, 2018) of de Gezondheidsmonitor (zoals in Withagen-Koster et al., 2020). Een tweede voordeel van constrained regression is dat informatie kan worden benut die ongeschikt is bevonden als vereveningskenmerk. Bijvoorbeeld: als een dummy-variabele op basis van geen of lage kosten in eerdere jaren ongeschikt wordt bevonden als ‘vereveningskenmerk’ vanwege perverse prikkels, dan zou dit kenmerk wél kunnen worden gebruikt als basis voor een ‘restrictie’. Via een restrictie kan de voorspellende informatie van geen of lage kosten in

³⁵ Artikel 32, lid 4, onderdeel c stelt dat aan elk vereveningscriterium een **statistisch onderbouwde** vereveningsbijdrage dient te worden gekoppeld.

eerdere jaren worden benut zonder dat een directe link ontstaat tussen geen of lage kosten in eerdere jaren en de vereveningsbijdrage voor een verzekeraar in latere jaren.

Een andere interessante optie is een restrictie op basis van wel/geen vrijwillig eigen risico. Van tevoren zou dan kunnen worden bepaald welk deel van het vereveningsresultaat op de groep met een vrijwillig eigen risico zou moeten worden gecompenseerd (en welk deel van het vereveningsresultaat mag 'resteren' ten behoeve van de premiekorting). Dit 'normatieve doel' kan vervolgens worden bereikt met een restrictie. Echter, voor zover de restrictie daadwerkelijk van invloed is op premiekorting kan ook hier een wederzijdse afhankelijkheid optreden tussen de risicoverevening en de keuzes van verzekeraars en verzekerden.

Ook constrained regression is niet geheel zonder nadelen. Een inherent gevolg van deze methode is dat de verbetering van de compensatie voor bepaalde groepen zal leiden tot een verslechtering van de compensatie voor andere groepen. Zo leidt de bovengenoemde restrictie ter vermindering van de overcompensatie op de groep '3x farmaciekosten < Q3' naar verwachting tot een betere verevenende werking voor de in dit onderzoek geïdentificeerde groepen van gezonde verzekerden, maar tot een vermindering van de verevenende werking voor de groep met FKG0 (zeer waarschijnlijk: ondercompensatie) en de groep met FKG>0 (zeer waarschijnlijk: overcompensatie). Een goede afweging van deze effecten vereist een beoordelingskader voor de 'ernst' van onder/overcompensaties op specifieke groepen.

6.3. Toestaan van premiedifferentiatie

Strikt genomen, wordt een 'ongelijk verzekeringsrisico' niet veroorzaakt door de risicoverevening maar door het verbod op premiedifferentiatie (i.c.m. de acceptatieplicht). Dit brengt ons op een alternatieve maatregel om problematische overcompensaties te verminderen: het bieden van de mogelijkheid aan verzekeraars om hun premie (in bepaalde mate) te differentiëren naar 'verzekeringsrisico'. Hierbij kan worden gedacht aan een premiebandbreedte, differentiatie op basis van specifieke criteria (bijvoorbeeld: 'wel/niet 3x kosten farmacie <Q3') of een combinatie van beide (bijvoorbeeld: 'wel/niet 3x kosten farmacie <Q3 binnen een bandbreedte van -50 euro en +50 euro'). Als de in dit onderzoek gevonden overcompensaties tot uitdrukking kunnen komen in de premie, leiden deze overcompensaties niet langer tot een 'ongelijk verzekeringsrisico'. Omdat de gemiddelde overcompensatie voor de in dit onderzoek geïdentificeerde groepen relatief klein is (ten opzichte van de gemiddelde premie in basisverzekering) kan een beperkte premiebandbreedte al voldoende zijn om deze overcompensaties te elimineren. Bovendien geldt dat premiedifferentiatie op basis van één specifieke factor (bijvoorbeeld: 'wel/niet 3x kosten farmacie Q3'; of algemener: 'wel/niet 3x zorgkosten < 500 euro') de overcompensatie voor alle geïdentificeerde groepen zal verminderen, gegeven de forse overlap tussen deze groepen (zie Hoofdstuk 3).

Ook deze oplossingsrichting is niet zonder nadelen. Zo leidt premiedifferentiatie mogelijk tot een vermindering van de 'beoogde' risicosolidariteit tussen gezonde verzekerden en chronisch zieken. Hierbij moet echter wel een kanttekening worden geplaatst: ook het huidige verbod op premiedifferentiatie biedt **geen** garantie op het bereiken van de beoogde risicosolidariteit.³⁶ Immers: wanneer gezonde verzekerden in een andere polis terechtkomen dan chronisch zieken kan de overcompensatie (ondercompensatie) op de eerstgenoemde (laatstgenoemde) groep alsnog indirect tot uitdrukking komen in de premie. Een tweede nadelig effect van premiedifferentiatie kan zijn dat het voor consumenten lastiger wordt om (de prijs/kwaliteitverhouding) van zorgverzekeringen met elkaar te vergelijken, wat vervolgens ten koste kan gaan van de concurrentie op de zorgverzekeringsmarkt.

Naast de bovengenoemde nadelen moet bij de afweging ten aanzien van wel/geen premiedifferentiatie ook rekening worden gehouden met twee belangrijke voordelen. In de eerste plaats kan premiedifferentiatie leiden tot een vermindering van de overcompensatie op gezonde groepen (zie hierboven). In de tweede plaats, geeft premiedifferentiatie een prikkel aan gezonde verzekerden om schade te voorkomen/beperken (om te voorkomen dat zij in een hogere premie-risicogroep terechtkomen), wat doelmatigheid kan bevorderen.

Naast de bovenstaande economische argumenten is het uiteraard de vraag of er voldoende maatschappelijk draagvlak is voor deze oplossingsrichting. Mocht dit niet het geval zijn, dan moet worden uitgeweken naar (één van) de eerder beschreven oplossingsrichtingen.

6.4. Conclusies onderzoeksvraag 4

Dit hoofdstuk leidt tot de volgende conclusies ten aanzien van onderzoeksvraag 4 (*Welke oplossingen zouden bijdragen aan het verkleinen van de problematische overcompensatie van gezonde verzekerden?*):

- Een eerste oplossingsrichting voor het verminderen van de (problematische) overcompensatie op gezonde groepen is 'implementatie van nieuwe/aangepaste vereveningskenmerken'. Hierbij kan worden gedacht aan 1) nieuwe kenmerken op basis van geen/lage historische kosten, 2) uitbreiding van het regiocriterium met informatie op basis van geen/lage historische kosten en 3) diverse aanpassingen van bestaande vereveningscriteria. Deze potentiële oplossingen komen (naar verwachting) met een

³⁶ Daarnaast geldt dat een hogere premie voor niet-gezonden kan worden gecompenseerd met een risicoafhankelijke subsidie aan de verzekerden, bijvoorbeeld als supplement op de zorgtoeslag. Met zo'n subsidie komt echter wel het verderop genoemde voordeel te vervallen dat premiedifferentiatie gezonde verzekerden stimuleert om schade te voorkomen/beperken (om te voorkomen dat zij in een hogere premie moeten betalen).

afweging tussen betere verevenende werking, grotere complexiteit en verminderde prikkelwerking. Een uitzondering geldt voor een dummy-variabele wel/geen bevalling in jaar t; bij die oplossingsrichting hebben wij geen grote nadelen kunnen bedenken.

- Een tweede oplossingsrichting betreft 'implementatie van restricties bij het schatten van de normbedragen'. Deze potentiële oplossing komt met een afweging tussen een betere verevenende werking voor de in dit onderzoek geïdentificeerde groepen en een slechtere verevenende werking voor andere groepen; deze afweging vereist daarom een beoordelingskader voor de 'ernst' van onder/overcompensatie op specifieke subgroepen.
- Een derde oplossingsrichting is het toestaan van (een zekere mate van) premie-differentiatie. Deze potentiële oplossing komt met een afweging tussen enerzijds een vermindering van voorspelbare winsten op gezonde groepen en een sterkere doelmatigheidsprikkel voor verzekerden, en anderzijds een vermindering van de beoogde risicosolidariteit en een afname van de transparantie van zorgverzekeringsproducten.

Bijna alle in dit hoofdstuk gepresenteerde oplossingen komen met voordelen en nadelen. Het is aan de WOR en de politiek om deze voordelen en nadelen tegen elkaar af te wegen. Daarbij moet in het achterhoofd worden gehouden dat – naast de hier gepresenteerde oplossingsrichtingen – ook een betere identificatie/compensatie van chronisch zieken zal leiden tot een afname van de problematische overcompensatie op gezonde verzekerden.

Bijlage A. Leden begeleidingscommissie

Wim Niesing (Achmea)

Frank Bakker (ASR)

Cleo Jansen-Dirksen (CZ)

Wilco van Wamel (CZ)

Bob Muurling (Eno)

Ties Wagemans (Menzis)

Weiyie Lai-Man (ONVZ)

Theodoor Bouw (VGZ)

Pieter van Erp (VWS)

Lisette Mijnen (VWS)

Patrick Voogd (VWS)

Harold Creusen (ZIN)

Caren Tempelman (ZIN)

Ben Oudhuis (ZN)

Emiel van Hamersveld (ZN)

Frans Trapman (Z&Z)

Gabrielle ten Have (Z&Z)

Bijlage B. Toelichting RAS methode

Voor de herweging van het Nivel-bestand (en de gezondheidsmonitor) naar het WOR-bestand is gebruikgemaakt van de RAS-methode. Deze procedure wordt hier kort toegelicht aan de hand van een voorbeeld.

Stel dat het Nivel-bestand alleen hoeft te worden gewogen voor:

1. leeftijd/geslacht exclusief nul-jarigen (38 subgroepen)
2. en primaire DKGs (16 subgroepen).

Als het zou gaan om weging naar uitsluitend indeling (1) dan is de oplossing simpel:

- a) Bepaal in het Nivel-bestand het aantal verzekerdenjaren voor elk van de 38 subgroepen.
- b) Bereken voor elk van de 38 subgroepen de verhouding tussen de prevalentie in het WOR-bestand en het corresponderende aantal verzekerdenjaren uit (a).
- c) Gebruik de verhoudingsgetallen uit (b) als gewichten voor de afzonderlijke waarnemingen in het Nivel-bestand.

Met alleen deze weging is het echter onwaarschijnlijk dat de gewogen aantallen verzekerden per primaire DKG in het Nivel-bestand precies uitkomen op die in het WOR-bestand. De RAS-methode biedt hiervoor een oplossing. Deze methode (ook wel 'sample-balancing' of 'raking' genoemd) zorgt ervoor dat indelingen (1) en (2) worden gecombineerd met de feitelijke aantallen in het WOR-bestand tot één wegingsmatrix (met – in dit geval – $38 \times 16 = 608$ cellen) zodanig dat de koppeling van deze gewichten aan het Nivel-bestand leidt tot gewogen aantallen verzekerden die exact overeenkomen met de prevalenties in het WOR-bestand van indeling (1) én met die van indeling (2). In feite komt het erop neer dat de bewerkingen (a), (b) en (c) een aantal keer achter elkaar worden uitgevoerd.

Izrael et al. (2000) hebben de RAS-methode geïmplementeerd in een SAS-macro, uitgaande van 'sample-balancing' zoals beschreven door Deming (1943). Wij hebben de betreffende macro opgevraagd en hier toegepast. Een verdere toelichting op de RAS-methode verwijzen we naar http://en.wikipedia.org/wiki/Iterative_proportional_fitting.

Bijlage C. Definitie gezonde groepen o.b.v. de Gezondheidsmonitor

Subgroep	Beschrijving o.b.v. vraagstelling in gezondheidsmonitor 2016 ^a
(Zeer) goede algemene gezondheid	De volgende vraag is met “zeer goed” of “goed” beantwoord: “Hoe is over het algemeen uw gezondheid?”. (KLGGB201)
Geen langdurige ziekten	De volgende vraag is met “nee” beantwoord: “Heeft u een of meer langdurige ziekten of aandoeningen?”. (CALGB260)
Niet beperkt in activiteiten	De volgende vraag is met “helemaal niet beperkt” beantwoord: “In welke mate bent u vanwege problemen met uw gezondheid sinds 6 maanden of langer beperkt in activiteiten die mensen gewoonlijk doen?”. (CALGB261)
Geen ernstig overgewicht	Door het CBS geconstrueerde variabele “Obesitas, ofwel een BMI van 30 of hoger” (AGGWS205) op basis van de volgende vragen: <ul style="list-style-type: none"> - Hoeveel kilo weegt u? - Hoe lang bent u? <p>Bij een BMI<30 op basis van deze twee vragen (kg/lengte²) wordt de respondent ingedeeld bij “Geen ernstig overgewicht”.</p>
Geen/laag risico op angst/depressie	Door het CBS geconstrueerde variabele “Risico op angststoornis of depressie, in 3 categorieën” (GGADA201) op basis van de volgende vragen: <ul style="list-style-type: none"> - Hoe vaak vermoeid zonder duidelijke reden? - Hoe vaak zenuwachtig? - Hoe vaak zo zenuwachtig dat niet tot rust kon komen? - Hoe vaak hopeloos? - Hoe vaak rusteloos of ongedurig? - Hoe vaak zo rusteloos dat niet meer stil kon zitten? - Hoe vaak somber of depressief? - Hoe vaak gevoel dat alles veel moeite kostte? - Hoe vaak zo somber dan niets hielp om op te vrolijken? - Hoe vaak afkeurenswaardig, minderwaardig of waardeloos? <p>Geen of laag risico op angststoornis of depressie op basis van de totaalscore op de 10 deelvragen.</p>
Geen roker	Door het CBS geconstrueerde variabele “Roker” (LFRKA205) op basis van de volgende vragen: <ul style="list-style-type: none"> - Rookt u wel eens? - Heeft u vroeger wel gerookt?
Drinkt <2 glazen per dag	Door het CBS geconstrueerde variabele “Drinkt niet, of maximaal 1 glas per dag, richtlijn RGV 2015” (LFALS232) op basis van enkele vragen m.b.t. alcoholgebruik.
Voldoet aan beweegrichtlijn	Door het CBS geconstrueerde variabele: “Voldoet aan de beweegrichtlijn 2017) minuten per week matig intensieve inspanning+ bot- en spierversterkende activiteiten” (KI_RLBEW2017) op basis van enkele vragen m.b.t. activiteiten als woon/werkverkeer, lichamelijke activiteit op werk of school, huishoudelijke activiteiten, activiteiten in vrije tijd en sport.
Sport tenminste 1 dag per week	Door het CBS geconstrueerde variabele: “Kernindicator wekelijkse sporter, Ja (100) of nee (0)” (KIsporter) op basis van de aard van de sport,

	het aantal dagen per week dat de respondent daarmee bezig is en de gemiddelde tijd per dag besteed aan de sport.
Niet sociaal eenzaam	Door het CBS geconstrueerde variabele: "Indicator sociale eenzaamheid (is sociaal eenzaam)" (GGEES216) op basis van enkele vragen m.b.t. vriendschappen en gevoelens van eenzaamheid.
Doet vrijwilligerswerk	De volgende stelling is met "ja" beantwoord: "Doet u vrijwilligerswerk". (MMVWA201)
Geen geluidshinder	Door het CBS geconstrueerde variabele op basis van enkele vragen m.b.t. het ervaren van geluidshinder in de afgelopen 12 maanden (van 'ik ben helemaal niet gehinderd' tot 'ik ben extreem gehinderd'.
Hbo/wo opleiding afgerond	De volgende vraag is met "HBO" of "WO" beantwoord: "Wat is uw hoogst voltooide opleiding?" (Opleiding_samind).
Geen moeite met rondkomen	De volgende stelling is met "nee, geen enkele moeite" of "Nee, geen moeite, maar ik moet wel opletten op mijn uitgaven)" beantwoord: "Heeft u de afgelopen 12 maanden moeite gehad om van het inkomen van uw huishouden rond te komen?". (MMIKA201)
Inkomen in top-40%	De respondent heeft aangegeven een gestandaardiseerd huishoudinkomen te hebben binnen ofwel "60 tot 80% (max 35.100 euro)" of "80 tot 100% (>35.100 euro)" (KwintielInk).
Autochtoon	De respondent is autochtoon volgens de door het CBS gehanteerde definitie op basis van de generatie met migratieachtergrond (generatie).

^a Tussen haakjes staat de code van de betreffende variabele in het Gezondheidsmonitorbestand.

Bijlage D. Overlap subgroepen o.b.v. OT/BASIC-bestanden

Tabel D1. Macro resultaten in kostendata 2018 voor subgroepen uit Tabel 4, inclusief en exclusief verzekerden met 3x farmaciekosten<Q3 in voorgaande 3 jaren

Subgroep	Inclusief		Exclusief	
	% Verz. jaren	Macro *1mln	% Verz. jaren	Macro *1mln
6x afslagklassen somatisch in:				
t-1	48	69	7	-195
t-2	48	399	7	-60
t-3	48	711	6	-15
t-1 en t-2	42	159	4	-109
t-1, t-2 en t-3	37	213	2	-81
Kosten<Q3 in t-1, t-2, t-3 voor:				
Ziekenhuiszorg	53	346	8	11
Hulpmiddelen	61	488	13	-171
Farmaceutische zorg	65	910	0	0
Paramedische zorg	72	571	20	-287
Ketenzorg	66	329	16	-435
Poliskenmerken in jaar t:				
Geen aanvullende verzekering	15	119	4	-80
Collectieve verzekering	68	53	25	-562
Vrijwillig eigen risico	10	360	1	53
Bevolking	100	0	35	-910

Referenties

Deming, W.E. (1943), "Statistical Adjustment of Data". New York, Wiley.

Equalis. (2020). Verschillen in het resultaat van verevening en zorginkoop tussen verzekeraars blijven groot. <https://equalis.nl/verschillen-in-het-resultaat-van-verevening-en-zorginkoop-tussen-verzekeraars-blijven-groot/>

Gorp, T. van, Smits, A., & Nijhof, E. (2017). Herclassificatie chronisch zieken. WOR 887.

Kleef, R.C. van, F. Eijkenaar en R.C.J.A. van Vliet. (2017). "Risicoverevening 2016: uitkomsten op subgroepen uit de gezondheidsmonitor 2012" Rapport ESHPM, Rotterdam: Erasmus Universiteit.

Izrael, D., D.C. Hoaglin en M.P. Battaglia (2000), "A SAS Macro for Balancing a Weighted Sample". Proceedings of the Twenty-Fifth Annual SAS Users Group International Conference, Cary, NC, SAS Institute Inc., pp. 1350-1355.

Kleef, R.C. van, R.C.J.A. van Vliet, F. Eijkenaar, en M.J. Nielen. (2018). "Gebruik van diagnose-informatie uit huisartsenregistraties in de risicoverevening via 'constrained regression" Rapport ESHPM, Rotterdam: Erasmus Universiteit.

Nielen, M. et al (2019). A new method for aggregating large numbers of encoded patient records from heterogeneous sources to estimate morbidity rates. JMIR Medical Informatics, vol. 7, iss. 3.

Schokkaert E. & C. van de Voorde, Risk selection and the specification of the conventional risk adjustment formula, Journal of Health Economics, Volume 23, Issue 6, 2004, [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(03\)00040-7](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(03)00040-7).

Stam, P.J.A., R.C.J.A. van Vliet en W.P.M.M. van de Ven. (2010) A limited-sample benchmark approach to assess and improve the performance of risk equalization models, Journal of Health Economics 29 (3): 426-437, ISSN 0167-6296, <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2010.02.001>.

Vliet, R.C.J.A. van, R.C. van Kleef en F. Eijkenaar. (2019). "Alternatieve scenario's voor criteriumneutraliteit, herschatting en flankerend beleid in het risicovereveningsmodel voor somatische zorgkosten 2014." Rapport ESHPM, Rotterdam: Erasmus Universiteit.

Van de Ven, W.P.M.M., and R.P. Ellis. (2000). Risk adjustment in competitive health insurance markets. In: Culyer A.J., and J.P. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics* (Chapter 14). Amsterdam, Elsevier, 755-845.

Withagen-Koster, A.A., R.C. van Kleef, and F. Eijkenaar (2020). "Incorporating self-reported health measures in risk equalization through constrained regression" *The European Journal of Health Economics*, 21: 513–528

WOR 856. Verbetering van de compensatie voor chronisch zieken in het somatisch vereveningsmodel. Rapport ESHPM (2017), Rotterdam: Erasmus Universiteit.

WOR 996. Onderzoek restprobleem risicoverevening fase 1. Rapport KPMG.

WOR 1000. "Onderzoek risicoverevening 2021: Gegevensfase" Rapport ESHPM, Rotterdam: Erasmus Universiteit.

WOR 1001. "Onderzoek risicoverevening 2021: Overall Toets" Rapport ESHPM, Rotterdam: Erasmus Universiteit.

Erasmus University Rotterdam

Erasmus School of Health Policy & Management

Bayle Building

Burgemeester Oudlaan 50

3062 PA Rotterdam, The Netherlands

T +31 10 408 8555

E communicatie@eshpm.eur.nl

W www.eur.nl/eshpm