

TNO-rapport
PG/VGZ/00.041

De gezonde levensverwachting vergeleken

Sensitiviteitsanalyses

TNO Preventie en Gezondheid

Volksgezondheid
Gortergebouw: Wassenaarseweg 56
Postbus 2215
2301 CE Leiden

Telefoon 071 518 18 18
Fax 071 518 19 03

Datum

Juni 2000

Auteur(s)

L.M. van Hertem
R.J.M. Perenboom
K. Oudshoorn
H.C. Boshuizen

Het kwaliteitssysteem van
TNO Preventie en Gezondheid
voldoet aan ISO 9001.

Alle rechten voorbehouden.
Niets uit deze uitgave mag worden
vermenigvuldigd en/of openbaar
gemaakt door middel van druk, foto-
kopie, microfilm of op welke andere
wijze dan ook, zonder voorafgaande
toestemming van TNO.

Indien dit rapport in opdracht werd
uitgebracht, wordt voor de rechten en
verplichtingen van opdrachtgever en
opdrachtnemer verwezen naar de
Algemene Voorwaarden voor onder-
zoeksopdrachten aan TNO, dan wel
de betreffende terzake tussen de
partijen gesloten overeenkomst.
Het ter inzage geven van het
TNO-rapport aan direct belang-
hebbenden is toegestaan.

© 2000 TNO

Auteur

LM van Herten

Projectnummer

011.40744

ISBN-nummer

90-6743-685-2

Deze uitgave is te bestellen door het overmaken van *f* 27,85 (incl. BTW) op postbankrekeningnummer 99.889 ten name van TNO-PG te Leiden onder vermelding van bestelnummer PG/VGZ/00.041

Samenvatting

De gezonde levensverwachting is een volksgezondheidsmaat waarin de lengte van het leven en de gezondheidstoestand gecombineerd worden. Om een gezonde levensverwachting van de bevolking in Nederland te kunnen berekenen zijn ten eerste sterftegegevens nodig voor het berekenen van de totale levensverwachting. Voor de onderverdeling van deze levensverwachting naar gezonde en ongezonde jaren zijn vervolgens gegevens nodig over de prevalentie van (on)gezondheid van de bevolking in Nederland naar geslacht en leeftijd. De gegevens over de gezondheidstoestand zijn met name te vinden in de Gezondheidsenquête van het CBS. Omdat niet alle groepen in de Gezondheidsenquête vertegenwoordigd zijn, is in 1998 nagegaan welke gezondheidsgegevens – naar leeftijd en geslacht – beschikbaar zijn voor a) de non-respondenten van de Gezondheidsenquête en b) de groepen die buiten de doelpopulatie van de Gezondheidsenquête vallen, met name de niet-zelfstandig wonende bevolking. Algemene conclusie van dit onderzoek was dat de invloed van de onzekerheid over de gezondheidstoestand van de non-respondenten van de Gezondheidsenquête en van de niet-zelfstandig wonende bevolking op de gezonde levensverwachting met behulp van een sensitiviteitsanalyse berekend zou moeten worden. Het doel van de huidige studie is te onderzoeken in hoeverre vertekeningen door non-respons en niet behoren tot de doelpopulatie van invloed zijn op de gezonde levensverwachting. Hierbij zijn zowel de invloeden op de levensverwachting in goede ervaren gezondheid als op de levensverwachting zonder beperkingen berekend. Als referentie jaar is 1995 gekozen, omdat daarbij gebruikt gemaakt kan worden van de voor het rapport van 1998 verzamelde gegevens.

Er zijn voor deze rapportage twee deelstudies uitgevoerd. In de eerste deelstudie is de gezonde levensverwachting berekend op basis van nieuwe weegcoëfficiënten van het CBS. Hierbij zijn de gebruikelijke wegingsfactoren zoals leeftijd, geslacht, burgerlijke staat en een combinatie van provincie en urbanisatiegraad aangevuld met enkele andere parameters zoals onder andere gezinstype en etnische groep. Bij vergelijking van de nieuwe en de gangbare berekeningen wordt een maximaal verschil gevonden van 0.4 jaar. Hoewel dit verschil binnen de standaardfout van de berekeningen valt geeft het toch een verschuiving in de gezonde levensverwachting van ongeveer 5 maanden. Bij overstap naar een nieuwe weegmethode moet hier dus rekening mee worden gehouden.

In de tweede deelstudie is in een aantal stappen het effect van de onzekerheid op de gezonde levensverwachting berekend op basis van Monte Carlo simulaties. Deze geeft inzicht in het gezamenlijke effect van alle afzonderlijke onzekerheden. Deze afzonderlijke onzekerheden betreffen de non respons en het niet behoren tot de doelpopulatie. In de eerste stap is aangenomen dat de non respons ongericht selectief is. In de tweede stap zijn aannamen gesimuleerd voor die leeftijdscategorieën waar selectieve respons wordt verwacht (20-34 jaar en 65 jaar en ouder). In de derde stap zijn aannamen voor bewoners in verzorgingshuizen aan de simulatie toegevoegd. In de vierde en laatste stap zijn aannamen gemaakt over de gezondheidstoestand van bewoners van verpleeghuizen en overige intramurale instellingen. Wanneer de resultaten van de vier stappen van de Monte Carlo simulatie worden vergeleken met de huidige Levensverwachting in Goede

Ervaren Gezondheid (LGEG) en Levensverwachting Zonder Beperkingen (LZB), dan kent de LGEG bij mannen bij geboorte een verschil van 1.0 jaar en bij vrouwen van 2.5 jaar. Op 65 jarige leeftijd zijn deze verschillen respectievelijk 1.8 jaar en 3.5 jaar. Voor de LZB bedragen de verschillen 1.7 jaar voor mannen en vrouwen bij geboorte en 2.1 jaar voor mannen en 1.9 jaar voor vrouwen op 65 jarige leeftijd. Deze verschillen zijn aanzienlijk.

Op basis van beide deelstudies kan geconcludeerd worden dat bij in de Monte Carlo simulatie de grootste verschillen met de huidige berekeningen optreden wanneer wordt aangenomen dat de non respons een selectief karakter heeft. Bij de aanname voor deze onzekerheid kunnen kanttekeningen geplaatst worden. Aangezien de deelstudie waarin gebruik is gemaakt van de nieuwe weegfactoren van het CBS een kleiner verschil laat zien (0.4 jaar) zijn de verschillen in werkelijkheid waarschijnlijk kleiner dan de maximaal 2.5 jaar die in de deelstudie met de Monte Carlo simulatie zijn gevonden. De gevonden verschillen in de Monte Carlo simulatie leiden derhalve niet tot problemen bij de interpretatie van de gezonde levensverwachting of bij het vergelijken tussen landen of bevolkingsgroepen. Desalniettemin is het belangrijk dat er onderzoek gedaan wordt naar de non-respons van de Gezondheidsenquête. In een dergelijk non respons onderzoek zouden in ieder geval een aantal demografische kenmerken zoals leeftijd en geslacht en liefst ook SES bekend moeten zijn. Tevens moet er inzicht verkregen worden in de gezondheidstoestand van de non respondenten. Daarnaast is het belangrijk dat het onderzoek naar de gezondheidstoestand van de intramurale bevolking gehandhaafd blijft.

Inhoud

Samenvatting.....	3
Inhoud	5
1 Inleiding	7
2 Methode	10
2.1 Huidige gezonde levensverwachting.....	10
2.2 Sensitiviteitanalyses gezonde levensverwachting.....	11
2.2.1 Deelstudie 1: GLV op basis van nieuwe weegcoëfficiënten van het CBS.....	12
2.2.2 Deelstudie 2: GLV op basis van Monte Carlo simulaties	13
3 De gezonde levensverwachting vergeleken.....	23
3.1 Huidige gezonde levensverwachting.....	23
3.2 Sensitiviteitsanalyses gezonde levensverwachting.....	24
3.2.1 Deelstudie 1: GLV op basis van nieuwe weegcoëfficiënten.....	24
3.2.2 Deelstudie 2: GLV op basis van Monte Carlo simulatie.....	25
4 Conclusies en aanbevelingen.....	32
Literatuur.....	35
Bijlage A Stap 1 Verdeling gezondheidstoestand zelfstandig wonende bevolking bij non selectieve respons.....	37
Bijlage B Stap 2 Verdeling gezondheidstoestand zelfstandig wonende bevolking bij selectieve respons.....	41
Bijlage C Stap 3a Verdeling gezondheidstoestand bewoners van verzorgingshuizen op basis van LSO en AVO-BB	43
Bijlage D Stap 3b Verdeling gezondheidstoestand bewoners van verzorgingshuizen op basis van OII	45
Bijlage E Stap 4 Verdeling gezondheidstoestand bewoners verpleeghuizen en overige intramurale instellingen	47

1 Inleiding

De gezonde levensverwachting is een volksgezondheidsmaat waarin de lengte van het leven en de gezondheidstoestand gecombineerd worden. Om een gezonde levensverwachting van de bevolking in Nederland te kunnen berekenen zijn ten eerste sterftegegevens nodig voor het berekenen van de totale levensverwachting. Voor de onderverdeling van deze levensverwachting naar gezonde en ongezonde jaren zijn vervolgens gegevens nodig over de prevalentie van (on)gezondheid van de bevolking in Nederland naar geslacht en leeftijd. In Nederland wordt uitgegaan van twee verschillende indicatoren van gezondheid, namelijk ervaren gezondheid en aanwezigheid van beperkingen. Op basis hiervan worden respectievelijk de 'levensverwachting in goede ervaren gezondheid' en de 'levensverwachting zonder beperkingen' berekend. Sinds 1997 wordt ook de 'levensverwachting in goede geestelijke gezondheid' berekend.

De gegevens over de gezondheidstoestand zijn met name te vinden in de Gezondheidsenquête van het CBS. Deze continue enquête bevat vragen die betrekking hebben op de gezondheid van de ondervraagde. Het is echter mogelijk dat de Gezondheidsenquête geen getrouw beeld geeft van de gezondheidstoestand van de bevolking in Nederland, omdat ten eerste de Gezondheidsenquête een tamelijk grote non-respons (41%) heeft (CBS, 1996a). Dit kan de prevalentie van ongezondheid - zoals gemeten met de enquête - vertekenen. Dit is zeker het geval indien de bereidheid tot deelname samenhangt met de gezondheidssituatie van de respondent. Ten tweede wordt de Gezondheidsenquête alleen afgenomen onder de zelfstandig wonende populatie. Aangezien andere bevolkingsgroepen (o.a. bewoners van verzorgingshuizen, verpleeghuizen en andere intramurale instellingen en personen zonder vaste woon of verblijfplaats) waarschijnlijk een andere (minder gunstige) gezondheidstoestand hebben dan de gemiddelde bevolking in dezelfde leeftijds- en geslachtscategorie, dient hier (voor zover mogelijk) rekening mee gehouden te worden bij de berekening van de gezonde levensverwachting.

In een onderzoek uitgevoerd in 1998 is nagegaan welke gezondheidsgegevens - naar leeftijd en geslacht - beschikbaar zijn voor a) de non-respondenten van de Gezondheidsenquête en b) de groepen die buiten de doelpopulatie van de Gezondheidsenquête vallen, met name de niet-zelfstandig wonende bevolking (van Hertzen en Perenboom, 1999). Het doel van deze studie was een beter inzicht te krijgen in de mogelijke vertekening van de gezondheidstoestand van de Nederlandse bevolking, zoals gemeten met de Gezondheidsenquête van het CBS.

Ad a) non-respondenten

Het is moeilijk inzicht te krijgen in de gezondheidstoestand van non-respondenten. Om een beeld te krijgen van de vertekening door non respons in de Gezondheidsenquête (GE; CBS, 1996a) vergeleken met het Aanvullend Voorzieningen Onderzoek (AVO; Spit, 1996) en het Doorlopend Leefsituatie Onderzoek (DLO; CBS, 1996b). De gegevens van alle drie de enquêtes hadden betrekking op de zelfstandig wonende bevolking en betroffen het enquêtejaar 1995. In het AVO was in dat jaar extra aandacht besteed aan het benaderen van de non-respondenten. De non-respons van de drie onderzoeken varieerde van 31% tot 46%. De non-respons kon daarbij worden

ingedeeld in weigeraars en in moeilijk bereikbaren (meer dan 3 contactpogingen nodig). Het percentage weigeraars bedroeg in alle drie de onderzoeken ongeveer 25%. In de gezondheidstoestand werden relatief weinig verschillen gevonden tussen de drie onderzoeken. Wel blijkt uit de gegevens van het AVO dat personen waarvoor meer dan 3 contactpogingen nodig zijn (de moeilijk bereikbaren), in het algemeen gezonder zijn dan personen die responderen binnen maximaal 3 contactpogingen. Uit dit en ander onderzoek blijkt dat personen die moeilijk bereikbaar zijn te beschrijven zijn als: personen in kleine huishoudens, jong (18-34 jaar), alleenstaand, personen in huishoudens zonder kinderen; werkend, hoger opgeleid (HBO, universiteit), tweeverdienend; en hoofdkostwinner in de hogere sociale klassen. Weigeraars daarentegen zijn doorgaans ouder, lager opgeleid en behoren tot de wat lagere sociale klassen. Aangezien de lagere sociaal economische klassen gemiddeld een slechtere gezondheidstoestand hebben, kan aangenomen worden dat de gemiddelde gezondheid van de weigeraars lager is dan van de respondenten in dezelfde leeftijds- en geslachtscategorie. Ook wonen moeilijk bereikbaren en weigeraars vaker dan respondenten in een van de drie grote steden en in een flat (Louwen, 1992; Burhenne & van der Leest, 1997). Algemene conclusie was dat de gemiddelde gezondheid, zoals gemeten met de Gezondheidsenquête wellicht een redelijke afspiegeling is van de gemiddelde gezondheidstoestand van de bevolking, aangezien de moeilijk bereikbaren wellicht iets gezonder zijn en de weigeraars iets ongezonder. Gezien de scheve verdeling van het type non-respondenten over de leeftijdsgroepen geldt dit evenwel niet in gelijke mate voor alle leeftijds- en geslachtscategorieën.

Ad b) niet zelfstandig wonende bevolking

Om een inzicht te krijgen in de mogelijke vertekening doordat de niet-zelfstandig wonende bevolking niet in de Gezondheidsenquête vertegenwoordigd is, zijn in 1998 gegevens verzameld over de omvang en de gezondheidstoestand van bewoners van verzorgings- en verpleeghuizen, personen in overige intramurale instellingen (psychiatrische instellingen, instellingen voor gehandicapten, etc), personen in penitentiaire inrichtingen en dak- en thuislozen. Geconcludeerd kon worden het overgrote deel van de personen in penitentiaire inrichtingen voor beperkte duur (< 1 jaar) hier verblijft. Voor de overige periode van het jaar mag aangenomen worden dat ze tot de zelfstandig wonende bevolking horen en derhalve benaderd kunnen worden voor deelname aan de Gezondheidsenquête. Daarnaast bleek dat verondersteld mag worden dat deze groep relatief gezond is. Voor dak- en thuislozen kan ook aangenomen worden dat zij als zelfstandig wonenden in een gemeente staan ingeschreven. Waarschijnlijk is echter wel dat zij, wanneer ze benaderd worden voor deelname aan de Gezondheidsenquête, niet zullen responderen. Vertekening is ook mogelijk door (per definitie) niet-zelfstandig wonenden, zoals bewoners van verzorgings- en verpleeghuizen en personen in overige intramurale instellingen (psychiatrische instellingen, instellingen voor gehandicapten, etc). Het in 1998 uitgevoerde onderzoek concludeerde dat de totale omvang van deze groep klein is, zeker in relatie tot de totale bevolkingsomvang. Van de totale niet-zelfstandig wonende bevolking is meer dan de helft echter ouder dan 65 jaar, terwijl de gezondheidstoestand van deze groep afwijkt van de zelfstandig wonende bevolking met dezelfde leeftijds- en geslachtsverdeling. De conclusie was dat de invloed op de gezonde levensverwachting bij geboorte waarschijnlijk relatief gering zal zijn, maar dat deze invloed duidelijker naar voren komt op de gezonde levensverwachting bij 65 jaar (of ouder).

Algemene conclusie van dit reeds uitgevoerde onderzoek is dat de invloed van de onzekerheid over de gezondheidstoestand van de non-respondenten van de Gezondheidsenquête en van de niet-zelfstandig wonende bevolking op de gezonde levensverwachting met behulp van een sensitiviteitsanalyse berekend zou moeten worden. Het doel van de huidige studie is dan ook te onderzoeken in hoeverre de gevonden vertekeningen van invloed zijn op de gezonde levensverwachting.

In dit onderzoek is met behulp van sensitiviteitsanalyses bekeken in hoeverre de tot nu toe gepresenteerde gezonde levensverwachtingen mogelijk afwijken van de werkelijke gezonde levensverwachtingen. Bij deze vergelijkingen van de gezonde levensverwachting zijn zowel de invloeden op de levensverwachting in goede ervaren gezondheid als op de levensverwachting zonder beperkingen berekend. Als referentie jaar is 1995 gekozen, omdat daarbij gebruikt gemaakt kan worden van de voor de rapportage van 1998 verzamelde gegevens.

Hoofdstuk 2 beschrijft en beargumenteert de uitgewerkte varianten van de sensitiviteitsanalyses. In hoofdstuk 3 worden vervolgens de resultaten gepresenteerd. Hoofdstuk 4 is tenslotte het beschouwende en concluderende hoofdstuk waarin ook aanbevelingen worden gegeven.

2 Methode

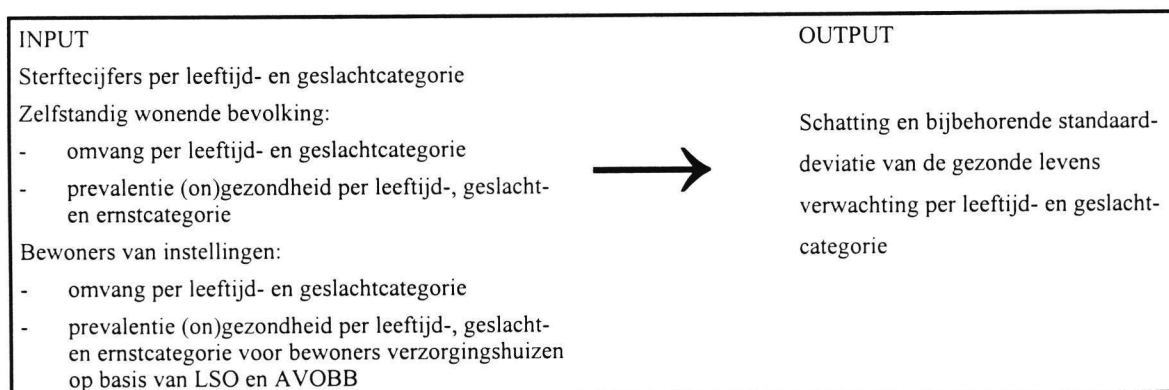
2.1 Huidige gezonde levensverwachting

De gezonde levensverwachting (GLV) wordt berekend op basis van de methode van Sullivan (1971a, 1971b). Per kalenderjaar wordt met behulp van leeftijdspecifieke sterftcijfers voor een synthetisch cohort de totale levensverwachting berekend. Voor elk leeftijdsinterval leidt dit tot een aantal persoonsjaren dat het cohort in dat interval zal doorbrengen. Vervolgens wordt het aantal persoonsjaren verdeeld in gezonde en ongezonde jaren met behulp van de prevalentie van ongezondheid voor dat betreffende leeftijdsinterval. Afhankelijk van de concepten van gezondheid en de daarop gebaseerde gegevens is de ongezondheid te beschrijven in bijvoorbeeld termen van ervaren ongezondheid of aanwezigheid van beperkingen.

De prevalentie gegevens van ongezondheid worden uit diverse bronnen gehaald. Voor de zelfstandig wonende bevolking wordt uitgegaan van de gewogen prevalenties uit de Gezondheidsenquête van het CBS. Weging heeft plaatsgevonden naar leeftijd, geslacht, burgerlijke staat en een combinatie van provincie en urbanisatiegraad om de steekproef op deze kenmerken representatief te maken voor de populatie. De aldus verkregen weegcoëfficiënten zijn gebruikt voor de berekening van de gezonde levensverwachting voor personen in de zelfstandig wonende bevolking. Aanvullende gegevens zijn nodig voor personen in instellingen. Tot deze instellingen behoren de verzorgingshuizen en de door de AWBZ gefinancierde instellingen (verpleeghuizen, instellingen voor lichamelijk en geestelijk gehandicapten en psychiatrische instellingen). Hierbij dient opgemerkt te worden dat sinds 1996 de verzorgingshuizen ook onder de AWBZ vallen. De huidige berekening heeft echter betrekking op 1995.

Hieronder worden de berekeningsmethoden, de voornaamste gegevensbronnen en de daarop gebaseerde 'correcties' besproken. Voor meer gedetailleerde informatie verwijzen we naar Perenboom et al. (1997).

Samenvattend: Input en output berekening gezonde levensverwachting



Levensverwachting in Goede Ervaren Gezondheid (LGEG)

Het aantal ongezonde jaren wordt voor de zelfstandig wonende bevolking berekend aan de hand van de antwoorden op de vraag naar de 'ervaren gezondheid' uit de Gezondheidsenquête van het CBS. De mogelijke antwoorden zijn 'zeer goed', 'goed', 'gaat wel', 'soms goed en soms slecht' en 'slecht', waarbij 'zeer goed' en 'goed' als gezond worden geclassificeerd. De ongezondheid van bewoners van verzorgingshuizen werd vastgesteld met behulp van een gelijklopende vraag in twee andere CBS-onderzoeken, namelijk het Leefsituatieonderzoek onder Verzorgingshuisbewoners uit 1982 (LSO; CBS, 1984) en het Aanvullend Voorzieningen Onderzoek onder verzorgingshuisbewoners uit 1991 (AVO-BB; Konings-van der Snoek, 1993). Gegevens over de omvang van de verzorgingshuispopulatie zijn verkregen uit de Statistieken op de Bejaardenorden van het CBS (CBS, diverse jaren). Van personen verblijvend in door AWBZ-gefinancierde instellingen zijn geen gegevens bekend die bruikbaar zijn voor de verdeling in gezond en ongezond. Aangenomen is dat deze personen ernstig ongezond zijn. Voor de berekening van de omvang van deze groep naar leeftijd en geslacht is gebruik gemaakt van de registratie van het Centraal Administratie Kantoor AWBZ.

Levensverwachting Zonder beperkingen (LZB)

Voor de berekening van de LZB zijn gegevens over langdurige beperkingen en verblijf in AWBZ-instellingen gebruikt. De aanwezigheid van langdurige beperkingen bij de zelfstandig wonende bevolking is berekend uit de antwoorden op 10 items uit de OECD-vragenlijst zoals opgenomen in de Gezondheidsenquête van het CBS. Personen worden geacht een langdurige beperking te hebben wanneer zij één of meer van de 10 activiteiten uit de OECD-vragenlijst niet of met veel moeite kunnen uitvoeren. Omdat de OECD-vragenlijst niet voorgelegd wordt aan personen jonger dan 16 jaar zijn voor deze groep aanvullende gegevens uit het CBS/NIMAWO onderzoek naar lichamelijke beperkingen in Nederland gebruikt (CBS/NIMAWO, 1990). Voor personen in verzorgingshuizen zijn gelijksoortige vragen genomen uit de reeds genoemde bestanden LSO (CBS, 1984) en AVO-BB (Konings-van der Snoek, 1993). Voor de berekening van de ernstniveaus in de LZB zijn vervolgens 3 typen beperkingen onderscheiden: visusbeperkingen, gehoorbeperkingen en mobiliteitsbeperkingen. 'Lichte beperkingen' is gedefinieerd als 1 type beperking; 'matige beperkingen' als 2 typen beperkingen en 'ernstige beperkingen' als 3 typen beperkingen. Het verblijf in AWBZ-instellingen is geïnterpreteerd als volledig met langdurige beperkingen doorgebracht. Gegevens over aantal personen naar geslacht en leeftijd in AWBZ-instellingen zijn verkregen van het Centraal Administratie Kantoor AWBZ.

2.2 Sensitiviteitanalyses gezonde levensverwachting

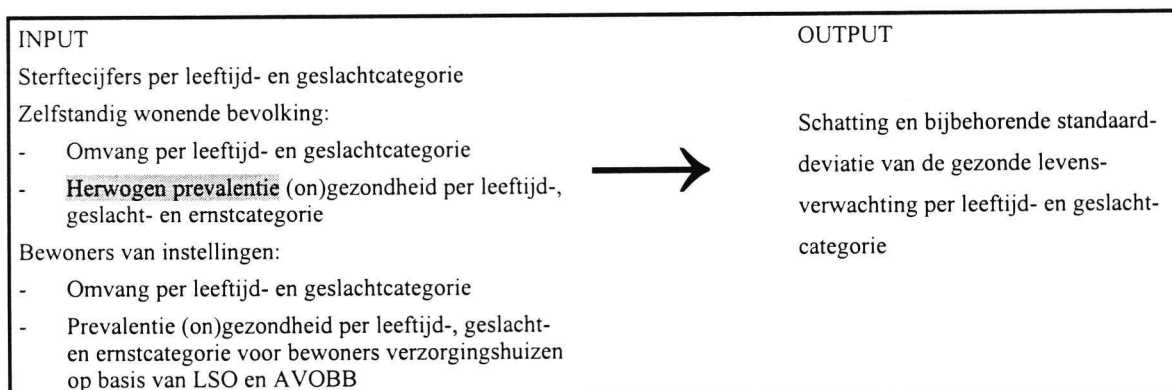
Op basis van het reeds uitgevoerde onderzoek (van Herten en Perenboom, 1999) is een sensitiviteitsanalyse uitgevoerd, waarbij de invloed van de onzekerheid over de gezondheidstoestand van de non-respondenten en van de niet-zelfstandig wonende bevolking op de gezonde levensverwachting is berekend. Hierbij is zowel rekening gehouden met de omvang (naar leeftijd en geslacht) van deze groepen als met hun gezondheidstoestand. Er zijn twee deelstudies uitgevoerd. In deze deelstudies is vervolgens zowel een LGEG als een LZB berekend. Hiervoor is dezelfde

methode gebruikt als beschreven in paragraaf 2.1. Ook zijn – tenzij anders vermeld - gegevens uit 1995 gebruikt. Om de invloed van de niet zelfstandig wonende bevolking van 65 jaar en ouder te laten zien zullen de LGEG en de LZB zowel bij geboorte als bij 65 jaar gepresenteerd worden. De twee deelstudies worden hieronder kort toegelicht.

2.2.1 Deelstudie 1: GLV op basis van nieuwe weegcoëfficiënten van het CBS

De gangbare praktijk om vertekening ten gevolge van selectieve non-respons te minimaliseren is het herwegen van de steekproef naar bekende populatiegegevens. Zoals vermeld vindt bij de Gezondheidsenquête van het CBS weging van de gegevens plaats naar leeftijd, geslacht, burgerlijke staat en een combinatie van provincie en urbanisatiegraad. De daaruit resulterende weegfactoren worden ook gebruikt bij het berekenen van de gezonde levensverwachting. Het is echter de vraag of deze demografische kenmerken zo sterk samenhangen met de doelvariabelen dat afdoende voor selectieve non-respons wordt gecorrigeerd. In 1999 is door het CBS een nieuwe werkwijze gepresenteerd voor het corrigeren voor selectieve non-respons. Daarbij is gebruik gemaakt van gegevens uit gekoppelde registraties waarvan wordt verwacht dat ze meer samenhangen met de doelvariabelen uit de Gezondheidsenquête dan de traditioneel gebruikte demografische kenmerken. Er zijn derhalve enkele nieuwe elementen aan de traditionele methode van het herwegen toegevoegd. Volgens deze nieuwe methode vindt weging plaats naar: leeftijd * gezinstype, etnische groep * jaarloon, jaarloon * gezinstype, gezinstype * etnische groep, type werknemer, plaats in het gezin, aantal kinderen, inkomen op adres, geslacht, burgerlijke staat en inkomensbron (Geuzinge et al, 1999). Omdat deze nieuwe wegingmethode, die door het CBS nog als voorlopig wordt beschouwd, wellicht in de toekomst gebruikt gaat worden is deze variant opgenomen in dit onderzoek. Naar analogie van de huidige berekeningen zijn voor bewoners van verzorgingshuizen de data gebruikt die gebaseerd zijn op de LSO en de AVO-BB en zijn personen verblijvend in AWBZ instellingen als ongezond beschouwd.

Samenvattend: Input en output berekening gezonde levensverwachting



grijs: toevoeging deelstudie 1

2.2.2 Deelstudie 2: GLV op basis van Monte Carlo simulaties

Monte Carlo simulatie

In deze variant worden de meest waarschijnlijke scenario's uitgewerkt met behulp van een multivariate sensitiviteitsanalyse. Een multivariate sensitiviteitsanalyse geeft inzicht in het gezamenlijke effect van alle afzonderlijke onzekerheden. Een techniek om een dergelijke sensitiviteitsanalyse uit te voeren is de zogenaamde Monte Carlo simulatie (met behulp van het software programma Crystal Ball; Crystal Ball, 1996). Hierbij worden voor iedere aanname kansverdelingen geformuleerd (zie later). Vervolgens wordt random, met een kans zoals gegeven door deze verdeling, een waarde getrokken. Met deze set random waarden worden vervolgens de uitkomsten van het model berekend. Dit wordt een groot aantal maal (bv 1000) herhaald. De 1000-maal berekende uitkomsten geven een beeld van de kansverdelingen van de uitkomsten. De 1000 resultaten kunnen bijvoorbeeld gebruikt worden om het gemiddelde, de standaarddeviatie of een betrouwbaarheidsinterval te bepalen van de LGEG en LZB.

LGEG en LZB

Net als bij de gewone berekening van de LGEG en de LZB worden per leeftijd- en geslachtscategorie vier ernstcategorieën onderscheiden (gezond en licht, matig en ernstig ongezond / beperkt). Voor elke leeftijd-, geslacht- en ernstcategorie is een prevalentie bepaald op basis van de gegevens uit de Gezondheidsenquête. Deze prevalentie geeft een schatting van de daadwerkelijke prevalentie voor de betreffende categorie. Aangezien de prevalentie gebaseerd is op een steekproef van de bevolking en bepaald is aan de hand van enquêtes die een non-respons kennen, kunnen de prevalenties per leeftijd-, geslacht- en ernstcategorie afwijken van de achterliggende prevalentie in de populatie. De spreiding per ernstcategorie geeft de onzekerheid aan in de schatting van de prevalentie in die betreffende categorie. Deze verdeling van gezondheid over de ernstcategorieën is per leeftijd- en geslachtscategorie meestal scheef zijn, waarbij de prevalentie 'gezonden' groter is dan de prevalentie 'licht ongezonden' welke weer groter is dan de prevalentie 'matig ongezonden', etc. De prevalentie per ernstcategorie kan in Crystal Ball gesimuleerd worden waarbij voor de verdeling diverse vormen gekozen kunnen worden (normaal, triangulair, exponentieel, etc). Aangezien verwacht mag worden dat de spreiding per leeftijd-, geslacht- en ernstcategorie aan beide zijden van de gemiddelde prevalentie even groot zal zijn, is in deze deelstudie voor de LGEG en voor de LZB per leeftijd-, geslacht- en ernstcategorie een normale verdeling voor de prevalentie aangenomen. Voor het definiëren van een normale verdeling is het gemiddelde en de standaarddeviatie nodig. Daarnaast kan de prevalentie niet kleiner zijn dan 0% en niet groter zijn dan 100%, waardoor in sommige gevallen de staarten van de normale verdeling zijn afgekapt¹.

¹ De categorie 'gezond' is gedefinieerd als $100 - (\% \text{ licht ongezond} + \% \text{ matig ongezond} + \% \text{ ernstig ongezond})$. Het is niet mogelijk voor alle ernstcategorieën tezamen minimale en maximale prevalenties aan te geven. Hierdoor kan het voorkomen dat bij de simulatie het totale % ongezond boven de 100% uitkomt. Met de formule ' $\max(100 - (\text{licht} + \text{matig} + \text{ernstig}); 0)$ ' in de categorie 'gezond' kan hiervoor gecorrigeerd worden. De LGEG en de LZB zullen berekend worden op basis

Monte Carlo simulatie LGEG en LZB

Voor de Monte Carlo simulatie is per leeftijd-, geslacht- en ernstcategorie een normale verdeling aangenomen. Deze verdeling is gedefinieerd door de gemiddelde prevalentie in de betreffende categorie en de standaarddeviatie (als maat voor de spreiding). Er zijn vier stappen onderscheiden. In de eerste stap is alleen spreiding aangebracht rond de prevalentie. In de tweede stap zijn in die leeftijdscategorieën waar selectieve respons wordt verwacht (20-34 jaar en 65 jaar en ouder) aannamen over de prevalentie gesimuleerd. In de derde stap zijn aannamen voor bewoners in verzorgingshuizen aan de simulatie toegevoegd. In de vierde en laatste stap zijn aannamen gemaakt over de gezondheidstoestand van bewoners van verpleeghuizen en overige intramurale instellingen. Hieronder is per stap aangegeven wat is aangenomen over het gemiddelde, de spreiding en waarom. Tot slot wordt per stap een voorbeeld gepresenteerd.

Stap 1 Verdeling gezondheidstoestand zelfstandig wonende bevolking bij ongerichte selectieve respons

Simulatiegemiddelde

Per leeftijd-, geslacht- en ernstcategorie is als simulatiegemiddelde de prevalentie ingevoerd, zoals gevonden in de Gezondheidsenquête.

Simulatiespreiding

In deze eerste stap van de Monte Carlo simulatie is aangenomen dat de non-respons op de Gezondheidsenquête selectief is, maar dat de richting van de discrepanties tussen de geschatte prevalentie per ernstcategorie en de daadwerkelijke prevalentie van de betreffende ernstcategorie gebaseerd zijn op toeval. De mate van onzekerheid in de geschatte prevalentie kan gekarakteriseerd worden middels de standaarddeviatie van de geschatte prevalentie. Per definitie ligt de prevalentie tussen de 0% en 100%, maar als schatting voor de simulatiespreiding van de prevalentie van ongezondheid is dit te ruim aangezien de prevalentie van ongezondheid in de meeste leeftijd- en geslachtcategorieën laag is. Met behulp van de gegevens van de gezondheidsenquête is een opsplitsing van de prevalentie per ernstcategorie naar sociaal economische klasse (SES-categorie) gemaakt. Deze verschillen komen normaal voor in de bevolking (van Hertem et al, 1997) en kunnen dus dienen als reële maat voor de mogelijke verschillen in de potentiële omvang van de prevalentie tussen de respondenten en de totale populatie.

De lage SES-categorie bestaat uit personen die alleen lager onderwijs hebben gevolgd; de midden SES categorie uit personen die lavo/mavo/lbo of havo/mbo hebben gevolgd; en de hoge SES-categorie uit personen die een hbo/kandidaats of universitaire opleiding hebben gevolgd. Voor personen onder de 16 jaar is de SES-categorie gebaseerd op het opleidingsniveau van de moeder.

van de 'licht', 'matig' en 'ernstig' ongezond categorieën tezamen en op basis van de 'gezond' categorie. Een andere oplossing voor dit probleem zou zijn om te werken met een multinominale verdeling door te werken met afhankelijkheden tussen de simulatieverdelingen. Van deze aanpak is afgezien omdat het de berekeningen complexer maakt.

Voor personen onder de 16 jaar waar geen gegevens van de moeder, maar wel van de vader bekend waren is de SES-categorie gebaseerd op het opleidingsniveau van de vader. De standaarddeviatie van de prevalentie per leeftijd-, geslacht- en ernstcategorie is geschat met behulp van de minimale en maximale prevalentie die gevonden is voor die bepaalde leeftijd-, geslacht en ernstcategorie bij stratificatie naar SES. De laagste prevalentie in één van deze drie SES-categorieën is aangehouden als de minimale prevalentie. De hoogste prevalentie in één van de SES-categorieën als de maximale prevalentie. In de meeste gevallen was de prevalentie het hoogst in de lage SES categorie en het laagst in de hoge SES categorie. Soms had echter de midden SES categorie een lagere of hogere prevalentie.

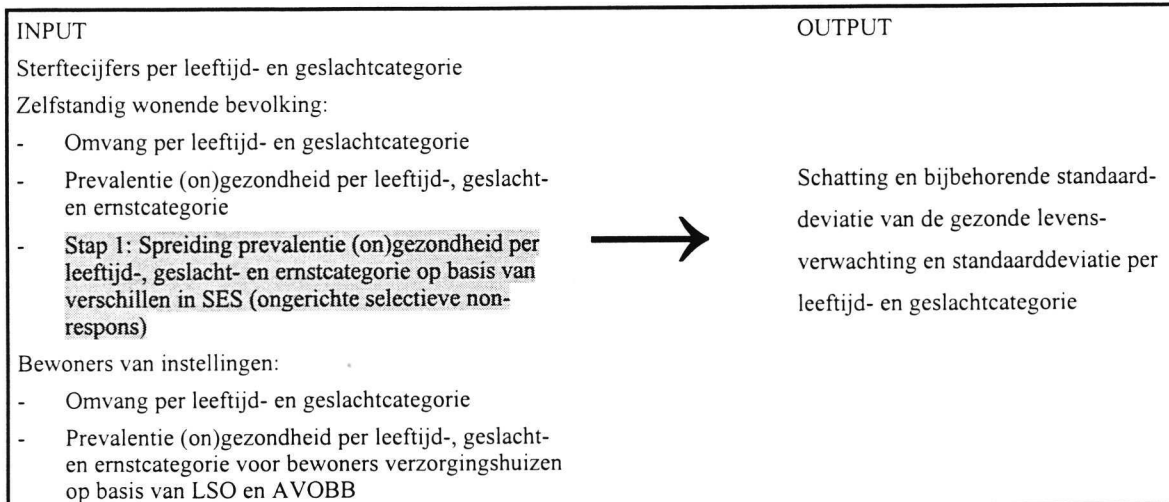
De minimale en maximale prevalentie zijn vervolgens gebruikt om de standaarddeviatie, die in de simulatie gebruikt wordt om de zogenaamde simulatiespreiding te bepalen, te berekenen. Daarbij is de standaarddeviatie van de simulatieverdeling gelijk genomen aan $\frac{1}{4}$ van de afstand tussen de minimale prevalentie en de maximale prevalentie in de betreffende categorie te nemen. Dit leidt tot een redelijke spreiding in kansen omdat bij 2 standaarddeviaties (gemiddelde +2 standaard deviaties en gemiddelde - 2 standaarddeviaties) ongeveer 95% van een verdeling omvat wordt (Muilwijk et al, 1992). Bij het gebruik van deze standaarddeviatie in de simulaties ligt een relevant stuk van de staart van de normale verdeling in een beperkt aantal gevallen net buiten de 0% of 100%². In deze gevallen is de normale verdeling bij 0% of 100% afgekapt. De normale verdeling is dan niet meer symmetrisch, waardoor het simulatiegemiddelde iets verschuift. Dit is echter maar in een paar categorieën het geval, waardoor verwacht mag worden dat ze slechts beperkt van invloed zullen zijn op de LGEG en LZB (zie hoofdstuk 3). De gebruikte gegevens zijn opgenomen in bijlage A, hieronder is één categorie nader toegelicht.

Voorbeeld: Prevalenties en standaarddeviatie mannen 65-69 jaar lichte (ervaren) ongezondheid

Lage SES	25.0%
Midden SES	22.9%
Hoge SES	14.3%
Simulatiegemiddelde	22.2%
Standaard deviatie simulatie	$\frac{1}{4} * (25.0 - 14.3) = 2.7\%$

² Bij het trekken van een prevalentie uit een normale verdeling kan het voorkomen dat de getrokken prevalentie buiten de 0% of 100% valt. Een normale verdeling heeft namelijk geen eindig bereik. De kans dat dit gebeurt hangt af van de bijbehorende gemiddelde en standaarddeviatie van de gekozen normale verdeling. In veel gevallen zal het bij 1000 trekkingen nooit voorkomen dat een prevalentie buiten de 0% of 100% wordt getrokken. In gevallen waar bijvoorbeeld de standaarddeviatie groot is, is er wel een eerlijke kans dat een gesimuleerde prevalentie buiten de 0% of 100% valt.

Samenvattend: Input en output berekening gezonde levensverwachting na stap 1



grijs: toevoeging stap 1

Stap 2 Verdeling gezondheidstoestand zelfstandig wonende bevolking bij gerichte selectieve respons

Simulatiegemiddelde

In deze tweede stap van de Monte Carlo simulatie is aangenomen dat de non-respons van de Gezondheidsenquête in een aantal leeftijdscategorieën in een bepaalde richting selectief is. Selectieve non respons kan leiden tot systematische fouten in de prevalentie. Zoals in de inleiding reeds is vermeld, kunnen non-respondenten worden onderverdeeld in 'niet bereikbaren' en 'weigeraars'.

Uit de AVO blijkt dat 'niet bereikbaren' in het algemeen gezonder zijn dan de respondenten in dezelfde leeftijd- en geslachtcategorie. Daarnaast zijn 'niet bereikbaren' doorgaans jonger (18-34 jaar). Daarom is het aannemelijk dat er bij de huidige berekeningen bij de jongeren de gezondheidstoestand onderschat wordt. 'Weigeraars' zijn doorgaans ouder (65++) en behoren veelal tot de wat lagere sociale klassen. Aangezien de lagere sociale klassen gemiddeld een slechtere gezondheidstoestand hebben, kan worden aangenomen dat de gemiddelde gezondheid van de 'weigeraars' lager is dan van de respondenten in dezelfde leeftijd- en geslachtscategorie. Hierdoor zal bij de ouderen een overschatting van de gezondheidstoestand geregistreerd worden. In deze tweede stap van de Monte Carlo simulatie zijn daarom de aannames omtrent de prevalentie per geslacht-, leeftijd- en ernstcategorie in de zelfstandige wonende bevolking aangepast. Hierbij is rekening gehouden met de invloed van de gerichte selectieve respons op de schattingen van de prevalenties en zijn de simulatiegemiddelden in de leeftijdscategorieën 20-34 en 65++ als volgt aangepast:

20-34 jaar:

De prevalentie in ongezondheid per ernstcategorie is gelijk gesteld aan de laagste prevalentie in één van de drie SES-categorieën (veelal hoge SES categorie). Hierdoor verschuift het simulatiegemiddelde (uit stap 1) voor deze ernstcategorieën in de richting van de 0%.

65 jaar en ouder:

De prevalentie per leeftijd-, geslacht en ernstcategorie is gelijk gesteld aan de hoogste prevalentie in één van deze drie SES-categorieën (veelal lage SES categorie). Hierdoor verschuift het simulatiegemiddelde (uit stap 1) voor deze ernstcategorieën in de richting van de 100%.

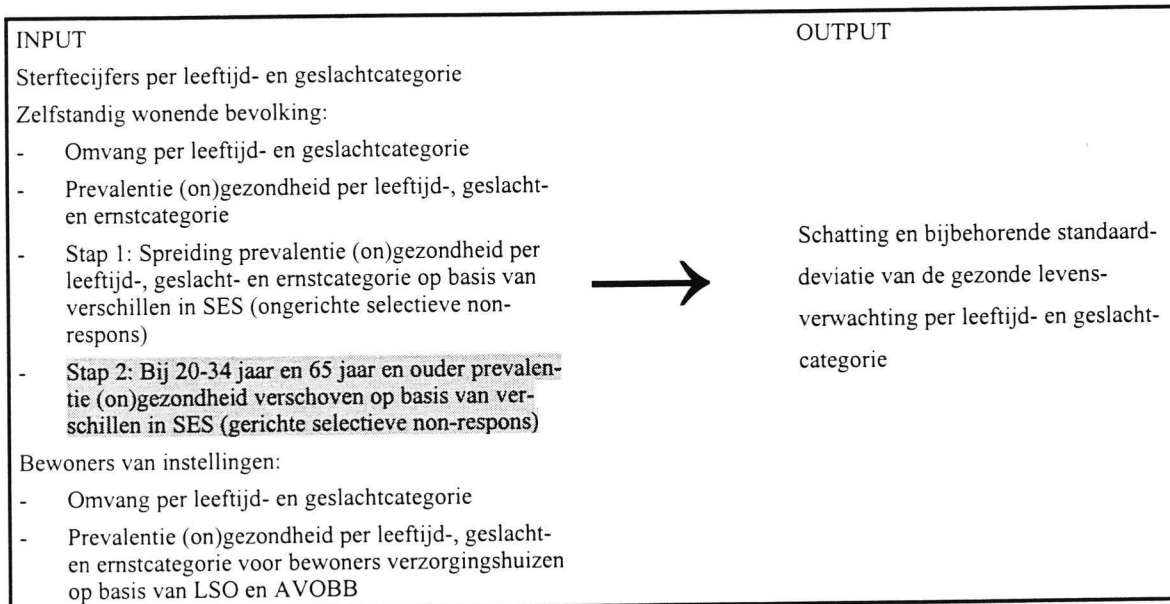
Simulatiespreiding

De standaarddeviatie (die de simulatiespreiding bepaald) is per geslacht-, leeftijd- en ernstcategorie evenals in stap 1 gedefinieerd als $\frac{1}{4}$ van de afstand tussen de minimale prevalentie en de maximale prevalentie in één van de drie SES-categorieën per leeftijd-, geslacht- en ernstcategorie. Bij de jongeren valt hierdoor in veel gevallen de normale simulatieverdeling daarbij voor een relevant stuk over de 0% grens heen. In die gevallen is de simulatieverdeling bij 0% afgekapt en verschuift het simulatiegemiddelde in de betreffende geslacht-, leeftijd- en ernstcategorie weer terug in de richting van de gemiddelde prevalentie zoals gevonden in de Gezondheidsenquête. Aangezien de gemaakte veronderstellingen (hele populatie gemiddeld de gezondheid van de hoge SES groep) vrij extreem is, is dit niet erg. Bij de ouderen valt in een enkel geval de normale simulatieverdeling daarbij voor een relevant stuk over de 100% grens heen. In die gevallen is de simulatieverdeling bij 100% afgekapt. Analoog aan de verschuiving in de leeftijdscategorieën 20-34 jaar leidt dit tot een verschuiving van het simulatiegemiddelde in de betreffende geslacht-, leeftijd- en ernstcategorie in de richting van de gemiddelde prevalentie zoals gevonden in de Gezondheidsenquête, hetgeen eveneens past binnen de aanname. De gebruikte gegevens zijn opgenomen in bijlage B.

Voorbeeld: Prevalentie en standaarddeviatie mannen 65-69 jaar lichte (ervaren) ongezondheid

Lage SES	25.0%
Midden SES	22.9%
Hoge SES	14.3%
Simulatiegemiddelde	25.0%
Standaard deviatie simulatie	$\frac{1}{4} * (25.0 - 14.3) = 2.7\%$

Samenvattend: Input en output berekening gezonde levensverwachting na stap 2



grijs: toevoeging stap 2

Stap 3 *Verdeling gezondheidstoestand bewoners van verzorgingshuizen*

Bij het berekenen van de gezonde levensverwachting worden ook cijfers gebruikt over de gezondheidstoestand van bewoners in verzorgingshuizen. In de derde stap van de Monte Carlo simulatie zijn voor deze groep eveneens aannamen gemaakt voor het simulatiegemiddelde en de simulatiespreiding per leeftijd-, geslacht- en ernstcategorie. Hierbij zijn twee varianten uitgewerkt, welke hieronder worden toegelicht.

Variant a

Simulatiegemiddelde

Per leeftijd-, geslacht en ernstcategorie is als simulatiegemiddelde de prevalentie ingevoerd zoals berekend uit de gegevens uit de LSO82 en AVO-BB91. Deze gegevens worden ook gebruikt voor het berekenen van de huidige gezonde levensverwachting.

Simulatiespreiding

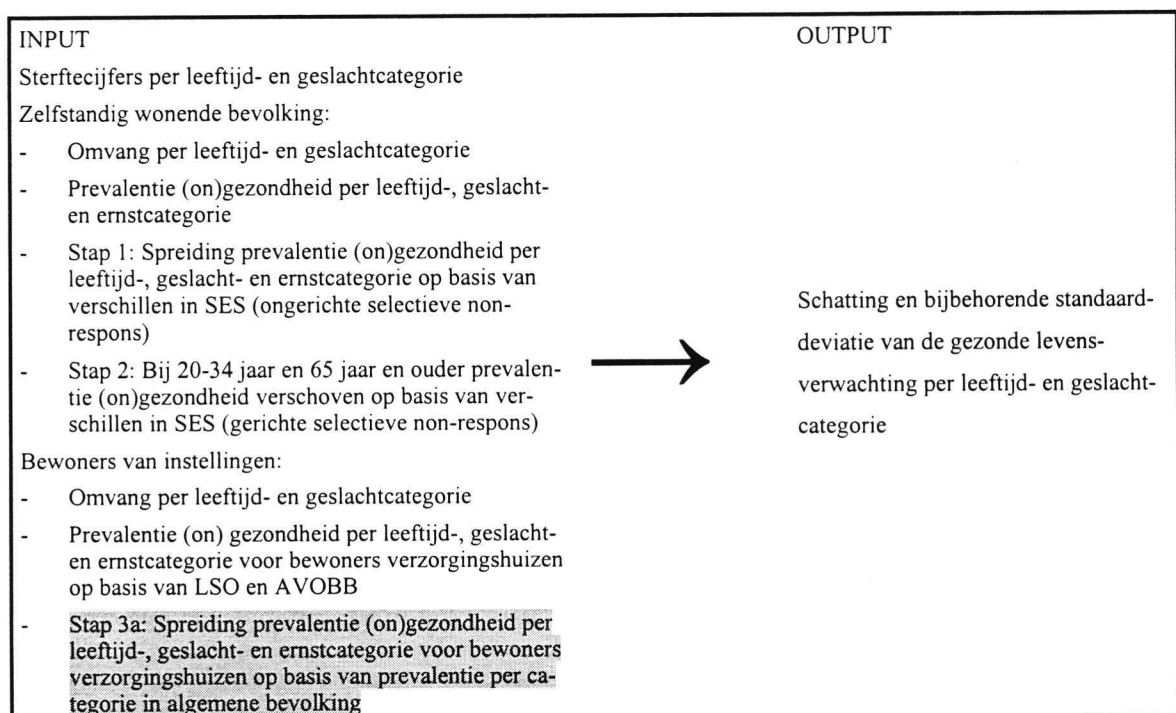
Verondersteld is dat de prevalenties per geslacht-, leeftijd- en ernstcategorie normaal verdeeld zijn met een zekere spreiding. Aangezien het simulatiegemiddelde berekend is op basis van gegevens in 1982 en 1991 is het niet mogelijk voor de andere jaren een simulatiespreiding te schatten op basis van de omvang van de studie. Gezien de kleine aantallen per leeftijd-, geslacht- en ernstcategorie is het ook niet mogelijk hierbij een onderverdeling naar SES te maken. Wel kan aangenomen worden dat bewoners van verzorgingshuizen een slechtere gezondheidstoestand hebben dan de zelfstandig wonende bevolking. Ter bepaling van de simulatiespreiding is daarom

aangenomen dat de minimale prevalentie per leeftijd-, geslacht- en ernstcategorie voor bewoners van verzorgingshuizen gelijk is aan de gemiddelde prevalentie in dezelfde categorie van de zelfstandig wonende bevolking. Echter wanneer de gemiddelde prevalentie in een bepaalde categorie van de algemene bevolking groter was dan de gemiddelde prevalentie in die categorie van bewoners van verzorgingshuizen, moest een andere minimale prevalentie worden aangenomen voor de bewoners van verzorgingshuizen in die categorie. In die gevallen is de minimale prevalentie van de algemene bevolking als minimale prevalentie voor de bewoners van verzorgingshuizen gekozen. Echter in een aantal gevallen was de minimale prevalentie in de zelfstandig wonende bevolking nog groter dan de gemiddelde prevalentie in verzorgingshuizen. In die gevallen is 0% als minimale prevalentie aangehouden. De standaarddeviatie van de simulatieverdeling is vervolgens gedefinieerd als $\frac{1}{2}$ van de afstand tussen de minimale prevalentie en de gemiddelde prevalentie (= $\frac{1}{4}$ van de afstand tussen minimale en maximale prevalentie). Bij het gebruik van deze standaarddeviatie van de simulatieverdeling ligt de staart van de normale verdeling in een beperkt aantal gevallen voor een relevant stuk buiten de 0%. In deze gevallen is de normale verdeling bij 0% afgekapt. De gebruikte gegevens zijn opgenomen in bijlage C.

Voorbeeld: Prevalenties en standaarddeviatie mannen 65-69 jaar lichte (ervaren) gezondheid

Gemiddelde algemene bevolking:	22.2%
Simulatiegemiddelde verzorgingshuisbewoners:	46.8%
Standaard deviatie simulatie:	$\frac{1}{2} * (46.8 - 22.2) = 12.3\%$

Samenvattend: Input en output berekening gezonde levensverwachting na stap 3a



grijs: toevoeging stap 3a

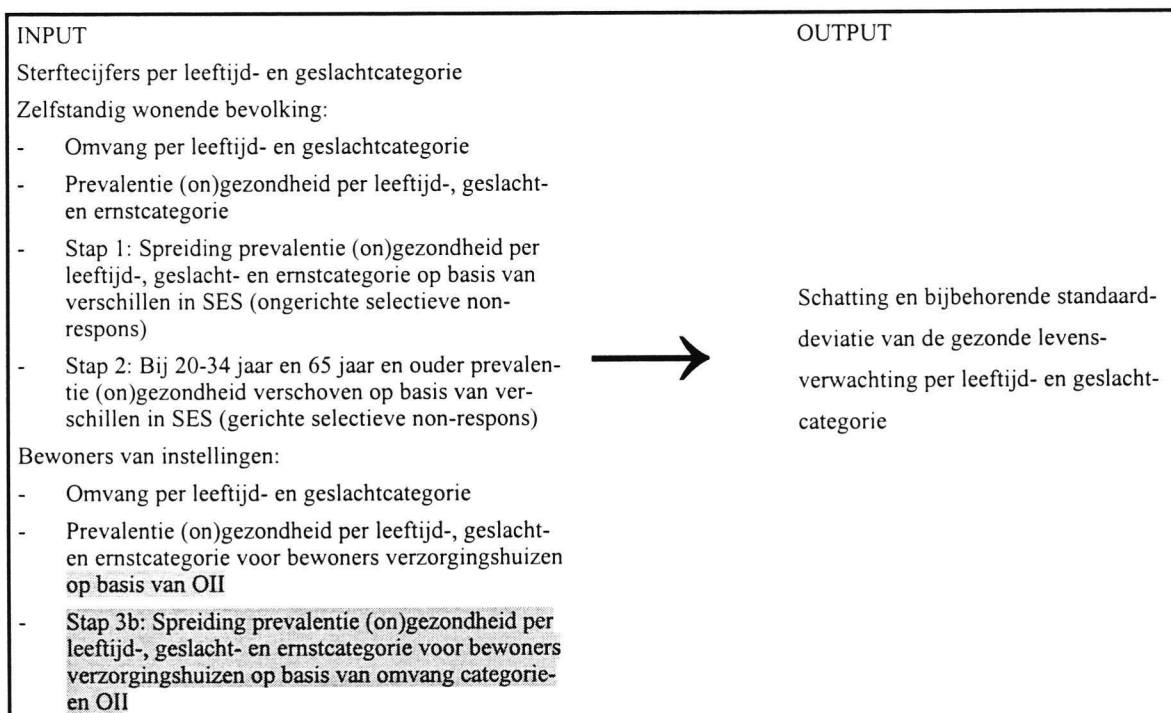
Variant bSimulatiegemiddelde

In 1996 zijn gegevens beschikbaar gekomen uit de enquête Ouderen In Instellingen in 1995 (OII; Bilo, 1996). Aangezien deze gegevens betrekking hebben op 1995 en derhalve voor dat jaar de meest waarschijnlijke gegevens zijn, zijn in de tweede variant van de derde stap van de Monte Carlo simulatie voor alle geslacht-, leeftijd- en ernstcategorieën van bewoners van verzorgingshuizen deze gegevens gebruikt om te komen tot een schatting van het simulatiegemiddelde. Aangezien de OII met name in de 'jongere' en in de 'oudere' leeftijdscategorieën weinig respondenten heeft, zijn de leeftijdscategorieën 60-79 jaar en 90++ bij elkaar genomen.

Simulatiespreiding

Gezien de kleine steekproef van de OII is aangenomen dat de gemiddelde prevalenties per leeftijd-, geslacht- en ernstcategorie een zekere spreiding kennen. De standaarddeviatie van de simulatieverdeling is geschat op basis van de formule: $\sigma = \sqrt{(p * (1-p)) / n}$, waarbij p de prevalentie en n het aantal respondenten in de betreffende categorie is. Door het kleine aantal respondenten is de simulatiespreiding per categorie vrij groot. In een aantal gevallen ligt de standaarddeviatie van de normale verdeling hierdoor buiten de 0%. In deze gevallen is de staart van de normale verdeling bij 0% afgeknapt. De gebruikte gegevens zijn opgenomen in bijlage D.

Samenvattend: Input en output berekening gezonde levensverwachting na stap 3b



grijs: toevoeging stap 3b

Voorbeeld: Prevalenties en standaarddeviatie mannen 65-69 jaar lichte (ervaren) gezondheid

Simulatiegemiddelde verzorgingshuisbewoners:	21.7%
Omvang:	5
Standaard deviatie simulatie:	$\sigma = \sqrt{(0.217 * (1 - 0.217)) / 5} = 18.4\%$

Stap 4 Verdeling gezondheidstoestand bewoners van verpleeghuizen en overige intramurale instellingen

In de vierde stap van de Monte Carlo simulatie zijn aannamen gemaakt voor de prevalenties van de gezondheidstoestand van de bewoners van verpleeghuizen en overige intramurale instellingen. Omdat in het verleden geen geschikte gegevens onder deze groep bewoners verzameld werden, worden bij de huidige berekening van de gezonde levensverwachting bewoners van verpleeghuizen en overige intramurale instellingen als ernstig ongezond beschouwd. De OII bevat echter ook gegevens over bewoners van verpleeghuizen en ouderen in psychiatrische inrichtingen, zodat ook voor deze groep prevalentiecijfers per ernstcategorie kunnen worden onderscheiden. Het aantal respondenten is echter beperkt.

Simulatiegemiddelde

Voor bewoners van verpleeghuizen en overige intramurale instellingen is in alle geslacht-, leeftijd- en ernstcategorieën een simulatiegemiddelde aangenomen die gelijk is aan de gemiddelde prevalentie van alle personen verblijvend in verpleeghuizen en overige intramurale instellingen in de betreffende geslacht- en ernstcategorie op basis van de OII.

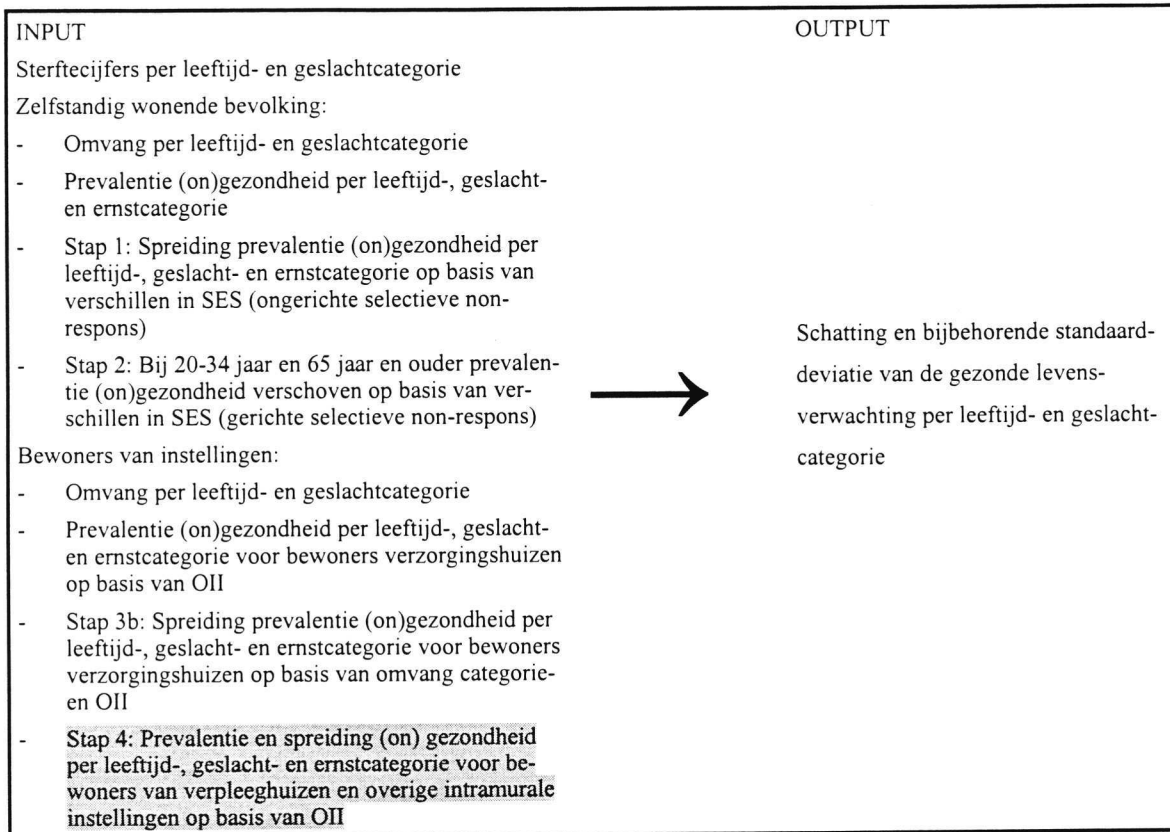
Simulatiespreiding

Verondersteld is dat de prevalentie per geslacht- en ernstcategorie normaal verdeeld is met een zekere spreiding. Ook hier kan de standaarddeviatie van de simulatieverdeling berekend worden op basis van de formule: $\sigma = \sqrt{(p * (1-p)) / n}$. Door het kleine aantal respondenten is ook hier de simulatiespreiding vrij groot. Bij het gebruik van deze standaarddeviatie ligt de normale verdeling in een aantal gevallen voor een relevant gedeelte buiten de 0%. In deze gevallen is de staart van de normale verdeling bij 0% afgekapt. De gebruikte gegevens zijn opgenomen in bijlage E.

Voorbeeld: Prevalenties en standaarddeviatie mannen 65-69 jaar lichte (ervaren) gezondheid

Simulatiegemiddelde verzorgingshuisbewoners:	33.3%
Omvang:	20
Standaard deviatie simulatie:	$\sigma = \sqrt{(0.333 * (1 - 0.333)) / 20} = 10.5\%$

Samenvattend: Input en output berekening gezonde levensverwachting na stap 4



grijs: toevoeging stap 4

3 De gezonde levensverwachting vergeleken

3.1 Huidige gezonde levensverwachting

Voor 1995 zijn de LGEG (levensverwachting in goede ervaren gezondheid) en de LZB (levensverwachting zonder beperkingen) voor zowel mannen als voor vrouwen, bij geboorte en op 65-jarige leeftijd weergegeven in tabel 1. In deze berekeningen is voor de algemene bevolking gebruik gemaakt van de prevalentiecijfers uit de Gezondheidsenquête van het CBS en voor bewoners van verzorgingshuizen van prevalentiecijfers die gebaseerd zijn op de LSO82 en de AVO-BB91. Bewoners van overige intramurale instellingen zijn als ernstig ongezond beschouwd.

Tabel 1 LGEG en LZB bij geboorte en bij 65 jaar, mannen en vrouwen, 1995

	Mannen		Vrouwen	
	0 jaar	65 jaar	0 jaar	65 jaar
Totale levensverwachting	74.6	14.7	80.4	19.1
<i>Ervaren gezondheid</i>				
LGEG	60.3	8.5	60.9	9.4
standaardfout LGEG	0.22	0.19	0.37	0.25
In ongezondheid	14.4	6.2	19.5	9.7
Waarvan:				
Lichte ongezondheid	8.9	3.6	11.6	5.5
Matige ongezondheid	3.2	1.3	4.7	2.2
Ernstige ongezondheid	2.3	1.4	3.1	2.0
Waarvan in AWBZ instellingen	0.6	0.3	1.0	0.7
<i>Beperkingen</i>				
LZB	64.9	9.7	64.4	8.7
Standaardfout LZB	0.37	0.28	0.41	0.30
Met beperkingen	9.7	5.1	16.0	10.4
Waarvan:				
Met lichte beperkingen	7.5	3.5	11.0	6.2
Met matige beperkingen	1.4	1.0	3.3	2.9
Met ernstige beperkingen	0.9	0.6	1.7	1.3
Waarvan in AWBZ instellingen	0.6	0.3	1.0	0.7

NB Cijfers afgerond op 1 decimaal

3.2 Sensitiviteitsanalyses gezonde levensverwachting

3.2.1 Deelstudie 1: GLV op basis van nieuwe weegcoëfficiënten

De LGEG en de LZB worden berekend op basis van gewogen CBS gegevens. In 1999 presenteerde het CBS nieuwe weegfactoren. In deze eerste deelstudie zijn de LGEG en de LZB berekend met behulp van deze nieuwe wegingen. Het CBS heeft daartoe voor ons met de nieuwe weegfactoren een analyses uitgevoerd op de gegevens van de Gezondheidsenquête uit 1995. Tabel 2 geeft de LGEG en de LZB bij geboorte en op 65 jarige leeftijd weer voor mannen en vrouwen op basis van deze nieuwe weegfactoren. Voor bewoners van instellingen zijn dezelfde gegevens gebruikt.

Tabel 2 Nieuwe weging LGEG en LZB bij geboorte en bij 65 jaar, mannen en vrouwen, 1995, en verschil met oude weging (tabel 1; Δ)

	Mannen				Vrouwen			
	0 jaar		65 jaar		0 jaar		65 jaar	
	Nieuwe weging	Δ	Nieuwe weging	Δ	Nieuwe weging	Δ	Nieuwe weging	Δ
Levensverwachting	74.6		14.7		80.4		19.1	
<i>Ervaren gezondheid</i>								
LGEG	60.2	-0.1	8.4	-0.1	60.5	-0.4	9.3	-0.1
Standaardfout LGEG	0.22	--	0.19	--	0.37	--	0.25	--
In ongezondheid	14.5	+0.1	6.4	+0.2	19.8	+0.3	9.8	+0.1
Waarvan:								
Licht	9.0	+0.1	3.7	+0.1	11.6	--	5.4	+0.1
Matig	3.2	--	1.3	--	5.0	+0.3	2.3	+0.1
Ernstig	2.3	--	1.4	--	3.2	+0.1	2.0	--
<i>Beperkingen</i>								
LZB	65.3	+0.4	9.7	--	64.0	-0.4	8.7	--
Standaardfout LZB	0.36	-0.01	0.28	--	0.41	--	0.30	--
Met beperkingen	9.4	-0.3	5.1	--	16.4	+0.4	10.4	--
Waarvan:								
Licht	7.1	-0.4	3.5	--	11.3	+0.3	6.3	+0.1
Matig	1.3	-0.1	0.9	-0.1	3.4	+0.1	2.8	-0.1
Ernstig	1.0	+0.1	0.6	--	1.7	--	1.3	--

NB Cijfers afgerond op 1 decimaal

Wanneer we tabel 2 vergelijken met tabel 1 valt op dat er nauwelijks verschillen zijn in de gezonde levensverwachting. De grootse afwijking (0.4 jaar) wordt gevonden in de LGEG en LZB bij vrouwen bij geboorte en in de LZB en lichte beperkingen bij mannen bij geboorte. De standaardfout ligt hier ook nabij de 0.4 jaar. De verschillen zijn dus niet significant. De resultaten zijn derhalve niet van dien aard dat geconcludeerd moet worden dat de oude weging tot andere resultaten leidt dan de nieuwe weging.

3.2.2 Deelstudie 2: GLV op basis van Monte Carlo simulatie

In de tabellen 3 tot en met 7 zijn de LGEG en de LZB bij geboorte en op 65 jarige leeftijd weer gegeven op basis van de stappen in de Monte Carlo simulatie. Tussen haakjes is de standaard deviatie opgenomen. In elke stap wordt de nieuw berekende gezonde levensverwachting vergeleken met de resultaten van de voorgaande stap.

Stap 1 Verdeling gezondheidstoestand zelfstandig wonende bevolking bij non-selectieve respons

De resultaten van deze eerste stap staan weergegeven in tabel 3. In deze stap is er van uitgegaan dat de non respons niet gericht selectief is en is alleen een extra spreiding gekozen rond de gemiddelde prevalentie. Op basis van deze simulatiespreiding kunnen alleen afrondingen zorgen voor minimale verschuivingen in de LGEG en LZB. Aangezien echter de staart van een aantal verdelingen is afgekapt bij 0% is de simulatieverdeling in die betreffende categorieën asymmetrisch. Hierdoor verschuift ook het simulatiegemiddelde in die categorieën, welke kunnen doorwerken in de berekeningen van de LGEG en LZB. Deze verschuiving in simulatiegemiddelden zorgen voor verschillen tussen de eerste stap van de Monte Carlo simulatie (tabel 3) en de originele berekeningen van de gezonde levensverwachting (tabel 1). Deze verschillen zijn maximaal 0.3 jaar (LZB vrouwen 0 jaar).

De standaarddeviatie van de LGEG en de LZB ligt bij geboorte tussen de 0.8 en 0.6 jaar en op 65 jaar tussen de 0.3 en 0.5 jaar. Deze spreiding is ongeveer één tot twee en een half maal zo groot als de standaard fout die bij de huidige berekeningen van de gezonde levensverwachting gevonden wordt, welke gebaseerd is op de aanname van niet selectieve respons. De verschillen in LGEG en LZB tussen tabel 1 en 3 liggen binnen 1 standaarddeviatie van de eerste stap in de Monte Carlo simulatie. Derhalve kan geconcludeerd worden dat simulatiespreiding op basis van de prevalentie in afzonderlijke SES categorieën geen significant verschil in gezonde levensverwachting laat zien. Voor de interpretatie van de resultaten van de gezonde levensverwachting is een verschil van een dergelijke omvang wel relevant.

Tabel 3 Resultaten stap 1 Monte Carlo simulatie inclusief standaarddeviatie [tussen ()] en verschil met huidige berekening [tabel 1; Δ]
LGEG en LZB bij geboorte en bij 65 jaar, mannen en vrouwen, 1995

	Mannen				Vrouwen			
	0 jaar		65 jaar		0 jaar		65 jaar	
	Stap 1	Δ	Stap 1	Δ	Stap 1	Δ	Stap 1	Δ
Levensverwachting	74.6		14.7		80.4		19.1	
<i>Ervaren gezondheid</i>								
LGEG ¹	60.1 (0.6)	-0.2	8.5 (0.3)	--	60.8 (0.8)	-0.1	9.4 (0.5)	--
LGEG ²	60.1 (0.6)	-0.2	8.5 (0.3)	--	60.8 (0.8)	-0.1	9.4 (0.5)	--
In ongezondheid	14.5 (0.6)	+0.1	6.3 (0.3)	+0.1	19.6 (0.8)	+0.1	9.7 (0.5)	--
Waarvan:								
Licht	9.0 (0.5)	+0.1	3.6 (0.3)	--	11.7 (0.7)	+0.1	5.5 (0.4)	--
Matig	3.2 (0.3)	--	1.3 (0.1)	--	4.7 (0.4)	--	2.3 (0.3)	+0.1
Ernstig	2.3 (0.2)	--	1.4 (0.2)	--	3.2 (0.2)	+0.1	2.0 (0.2)	--
<i>Beperkingen</i>								
LZB ¹	64.8 (0.6)	-0.1	9.7 (0.3)	--	64.1 (0.7)	-0.3	8.7 (0.5)	--
LZB ²	64.8 (0.6)	-0.1	9.7 (0.3)	--	64.1 (0.7)	-0.3	8.7 (0.5)	--
Met beperkingen	9.8 (0.6)	+0.1	5.1 (0.3)	--	16.3 (0.7)	+0.3	10.4 (0.5)	--
Waarvan:								
Licht	7.5 (0.5)	--	3.5 (0.3)	--	11.2 (0.6)	+0.2	6.2 (0.4)	--
Matig	1.4 (0.2)	--	0.9 (0.1)	+0.1	3.4 (0.3)	+0.1	2.8 (0.3)	+0.1
Ernstig	1.0 (0.1)	+0.1	0.6 (0.1)	--	1.7 (0.1)	--	1.3 (0.1)	--

NB cijfers op 1 decimaal afgerond; (standaarddeviatie)

¹ Normale berekening: LGEG respectievelijk LZB = Levensverwachting – aantal jaren in ongezondheid

² Alternatieve berekening: LGEG respectievelijk LZB = aantal gezonde jaren (zie voetnoot 1 methode)

Stap 2 Verdeling gezondheidstoestand zelfstandig wonende bevolking bij selectieve respons

De resultaten van deze tweede stap staan weergegeven in tabel 4. In deze stap is in de leeftijdscategorieën 20-34 het simulatiegemiddelde in de ernstcategorieën verlaagd. Voor de leeftijdscategorieën 65 jaar en ouder is het simulatiegemiddelde in de ernstcategorieën verhoogd (zie methode). Voor de overige leeftijdscategorieën blijft stap 1 gelden.

Bij vergelijking de resultaten uit deze stap met de resultaten uit de voorgaande stap (tabel 4) valt op dat met name de LGEG en de LZB bij zowel mannen en vrouwen bij 65 jaar meer dan 2 standaarddeviaties afwijken. Dit verschil kan oplopen tot 3.4 jaar, zoals uit de resultaten van de LGEG bij vrouwen op 65 jarige leeftijd blijkt. De verschillen op 65 jarige leeftijd werken ook door in de LGEG en LZB bij geboorte, zij het dat de verschillen dan kleiner zijn. Derhalve kan geconcludeerd worden dat bij een selectieve non-respons onder de oudere bevolking de gezonde levensverwachting fors kan worden overschat.

Aangezien in deze stap de standaarddeviatie van de simulatieverdeling per leeftijd-, geslacht- en ernstcategorie gelijk is gehouden aan de standaarddeviaties van de simulatieverdeling in stap 1 zijn er nauwelijks verschillen in de spreiding van de LGEG en LZB tussen stap 1 en stap 1+2.

Tabel 4 Resultaten stap 1 + 2 Monte Carlo simulatie inclusief standaarddeviatie [tussen ()] en verschil met stap 1 [tabel 3; Δ]
LGEG en LZB, bij geboorte en bij 65 jaar, mannen en vrouwen, 1995

	Mannen				Vrouwen			
	0 jaar		65 jaar		0 jaar		65 jaar	
	Stap 1 + 2	Δ	Stap 1 + 2	Δ	Stap 1 + 2	Δ	Stap 1 + 2	Δ
Levensverwachting	74.6		14.7		80.4		19.1	
<i>Ervaren gezondheid</i>								
LGEG ¹	59.2 (0.6)	-0.9 (--)	6.7 (0.4)	-1.8 (+0.1)	58.5 (0.8)	-2.3 (--)	6.0 (0.5)	-3.4 (--)
LGEG ²	59.2 (0.6)	-0.9 (--)	6.7 (0.4)	-1.8 (+0.1)	58.5 (0.8)	-2.3 (--)	6.0 (0.5)	-3.4 (--)
In ongezondheid	15.5 (0.6)	+1.0 (--)	8.0 (0.4)	+1.7 (+0.1)	21.9 (0.8)	+2.3 (--)	13.1 (0.5)	+3.4 (--)
Waarvan:								
Licht	9.4 (0.5)	+0.4 (--)	4.4 (0.3)	+0.8 (--)	13.0 (0.7)	+1.3 (--)	7.3 (0.4)	+1.8 (--)
Matig	3.2 (0.3)	-- (--)	1.5 (0.1)	+0.2 (--)	5.5 (0.3)	+0.8 (-0.1)	3.4 (0.3)	+1.1 (--)
Ernstig	2.8 (0.2)	+0.5 (--)	2.1 (0.2)	+0.7 (--)	3.5 (0.2)	+0.3 (--)	2.3 (0.2)	+0.3 (--)
<i>Beperkingen</i>								
LZB ¹	63.3 (0.5)	-1.5 (-0.1)	7.7 (0.4)	-2.0 (+0.1)	62.8 (0.7)	-1.3 (--)	7.0 (0.5)	-1.7 (--)
LZB ²	63.3 (0.5)	-1.5 (-0.1)	7.7 (0.4)	-2.0 (+0.1)	62.8 (0.7)	-1.3 (--)	7.0 (0.5)	-1.7 (--)
Met beperkingen	11.3 (0.5)	+1.5 (-0.1)	7.0 (0.4)	+1.9 (+0.1)	17.6 (0.7)	+1.3 (--)	12.1 (0.5)	+1.7 (--)
Waarvan:								
Licht	8.4 (0.5)	+0.9 (--)	4.7 (0.3)	+1.2 (--)	11.9 (0.6)	+0.7 (--)	7.2 (0.4)	+1.0 (--)
Matig	1.8 (0.2)	+0.4 (--)	1.5 (0.1)	+0.6 (--)	3.8 (0.3)	+0.4 (--)	3.3 (0.3)	+0.5 (--)
Ernstig	1.1 (0.1)	+0.1 (--)	0.8 (0.1)	+0.2 (--)	1.9 (0.1)	+0.2 (--)	1.5 (0.1)	+0.2 (--)

NB cijfers op 1 decimaal afgerond;

¹ Normale berekening: LGEG respectievelijk LZB = Levensverwachting – aantal jaren in ongezondheid

² Alternatieve berekening: LGEG respectievelijk LZB = aantal gezonde jaren (zie voetnoot 1 methode)

Stap 3 Verdeling gezondheidstoestand bewoners van verzorgingshuizen

Variant a

De resultaten van stap 3a staan weergegeven in tabel 5. In deze stap is alleen de spreiding rond de gemiddelde prevalentie voor bewoners van verzorgingshuizen gesimuleerd. Aangezien voor bewoners van verzorgingshuizen in principe dezelfde gemiddelde prevalenties zijn gebruikt als in stap 2 is het niet verwonderlijk dat er nauwelijks verschillen zijn tussen tabel 5 en 4. De grote simulatiespreiding en het afkappen van de staarten van sommige simulatieverdelingen heeft dus geen noemenswaardige invloed op de LGEG en LZB.

Aangezien ook de standaarddeviatie niet verschilt tussen deze en de vorige stap kan geconcludeerd worden dat het opgeven van een simulatiespreiding voor bewoners van verzorgingshuizen geen invloed heeft op de standaarddeviatie van de LGEG en LZB. Dit kan verklaard worden door de relatieve kleine omvang van bewoners van verzorgingshuizen ten opzichte van de zelfstandig wonende bevolking in dezelfde categorie.

Tabel 5 Resultaten stap 1 + 2 + 3a Monte Carlo simulatie inclusief standaarddeviatie [tussen ()] en verschil met stap 1 + 2 [tabel 4; Δ] LGEG en LZB bij geboorte en bij 65 jaar, mannen en vrouwen, 1995

	Mannen				Vrouwen			
	0 jaar		65 jaar		0 jaar		65 jaar	
	Stap 1 + 2 + 3a	Δ	Stap 1 + 2 + 3a	Δ	Stap 1 + 2 + 3a	Δ	Stap 1 + 2 + 3a	Δ
Levensverwachting	74.6		14.7		80.4		19.1	
<i>Ervaren gezondheid</i>								
LGEG ¹	59.2 (0.6)	--(--)	6.7 (0.4)	--(--)	58.5 (0.8)	--(--)	6.0 (0.5)	--(--)
LGEG ²	59.2 (0.6)	--(--)	6.7 (0.4)	--(--)	58.5 (0.8)	--(--)	6.0 (0.5)	--(--)
In ongezondheid	15.5 (0.6)	--(--)	8.0 (0.4)	--(--)	21.9 (0.8)	--(--)	13.1 (0.5)	--(--)
Waarvan:								
Licht	9.4 (0.5)	--(--)	4.4 (0.3)	--(--)	13.0 (0.7)	--(--)	7.3 (0.4)	--(--)
Matig	3.2 (0.3)	--(--)	1.5 (0.1)	--(--)	5.5 (0.4)	--(--)	3.4 (0.3)	--(--)
Ernstig	2.9 (0.2)	+0.1(--)	2.1 (0.2)	--(--)	3.4 (0.2)	-0.1(--)	2.3 (0.2)	--(--)
<i>Beperkingen</i>								
LZB ¹	63.3 (0.6)	--(+0.1)	7.7 (0.3)	--(+0.1)	62.8 (0.7)	--(--)	7.0 (0.5)	--(--)
LZB ²	63.3 (0.6)	--(+0.1)	7.7 (0.3)	--(+0.1)	62.8 (0.7)	--(--)	7.0 (0.5)	--(--)
Met beperkingen	11.4 (0.6)	+0.1(+0.1)	7.0 (0.3)	--(+0.1)	17.6 (0.7)	--(--)	12.1 (0.5)	--(--)
Waarvan:								
Licht	8.4 (0.5)	--(--)	4.7 (0.3)	--(--)	11.9 (0.6)	--(--)	7.2 (0.4)	--(--)
Matig	1.8 (0.2)	--(--)	1.5 (0.1)	--(--)	3.7 (0.3)	-0.1(--)	3.3 (0.3)	--(--)
Ernstig	1.1 (0.1)	--(--)	0.8 (0.1)	--(--)	1.9 (0.1)	--(--)	1.5 (0.1)	--(--)

NB cijfers op 1 decimaal afgerond; (standaarddeviatie)

¹ Normale berekening: LGEG respectievelijk LZB = Levensverwachting – aantal jaren in ongezondheid

² Alternatieve berekening: LGEG respectievelijk LZB = aantal gezonde jaren

Variant b

De resultaten van stap 3b staan weergegeven in tabel 6. Hierbij zijn voor de gemiddelde prevalentie en de bijbehorende standaarddeviatie van de simulatieverdeling, gegevens gebruikt uit de enquête Ouderen In Instellingen (OII). Bij vergelijking van de resultaten uit deze stap (tabel 6) met de resultaten uit stap 2 (tabel 4) en stap 3a (tabel 5) valt op dat de verschillen binnen 1 standaarddeviatie liggen. Dit kan twee redenen hebben. Een eerste verklaring is dat de gemiddelde prevalentiecijfers in de OII niet veel afwijken van de prevalentiecijfers die zijn berekend op basis

van een lineaire extrapolatie van de gegevens uit de LSO uit 1982 en de AVO BB uit 1991. Zoals uit de bijlagen C en D blijkt verschillen deze prevalenties in sommige leeftijd-, geslacht- en ernstcategorieën toch. Een tweede verklaring kan daarom zijn dat deze verschillen tussen de extrapoleerde cijfers voor 1995 en de gegevens van de OII gezien de omvang van de betreffende categorieën in vergelijking met de omvang van de algemene bevolking weinig invloed hebben op de uiteindelijke gezonde levensverwachting.

Tabel 6 Resultaten stap 1 + 2 + 3b Monte Carlo simulatie inclusief standaarddeviatie [tussen ()] en verschil met stap 1 + 2 [tabel 4; Δ]
LGEG en LZB bij geboorte en bij 65 jaar, mannen en vrouwen, 1995

	Mannen				Vrouwen			
	0 jaar		65 jaar		0 jaar		65 jaar	
	Stap 1 + 2 + 3b	Δ	Stap 1 + 2 + 3b	Δ	Stap 1 + 2 + 3b	Δ	Stap 1 + 2 + 3b	Δ
Levensverwachting	74.6		14.7		80.4		19.1	
<i>Ervaren gezondheid</i>								
LGEG ¹	59.1 (0.6)	-0.1 (--)	6.7 (0.4)	-- (--)	58.2 (0.8)	-0.3 (--)	5.7 (0.5)	-0.3 (--)
LGEG ²	59.1 (0.6)	-0.1 (--)	6.7 (0.4)	-- (--)	58.2 (0.8)	-0.3 (--)	5.7 (0.5)	-0.3 (--)
In ongezondheid	15.5 (0.6)	-- (--)	8.1 (0.4)	+0.1 (--)	22.2 (0.8)	+0.3 (--)	13.4 (0.5)	+0.3 (--)
Waarvan:								
Licht	9.4 (0.5)	-- (--)	4.5 (0.3)	+0.1 (--)	13.0 (0.7)	-- (--)	7.3 (0.4)	-- (--)
Matig	3.2 (0.3)	-- (--)	1.5 (0.1)	-- (--)	5.6 (0.4)	+0.1 (+0.1)	3.6 (0.3)	+0.2 (--)
Ernstig	2.9 (0.2)	+0.1 (--)	2.1 (0.2)	-- (--)	3.6 (0.2)	+0.1 (--)	2.4 (0.2)	+0.1 (--)
<i>Beperkingen</i>								
LZB ¹	63.1 (0.6)	-0.2 (+0.1)	7.5 (0.3)	-0.2 (-0.1)	62.6 (0.7)	-0.2 (--)	6.7 (0.5)	-0.3 (--)
LZB ²	63.1 (0.6)	-0.2 (+0.1)	7.5 (0.3)	-0.2 (-0.1)	62.6 (0.7)	-0.2 (--)	6.7 (0.5)	-0.3 (--)
Met beperkingen	11.5 (0.6)	+0.2 (+0.1)	7.2 (0.3)	+0.2 (-0.1)	17.8 (0.7)	+0.2 (--)	12.3 (0.5)	+0.2 (--)
Waarvan:								
Licht	8.5 (0.5)	+0.1 (--)	4.8 (0.3)	+0.1 (--)	11.9 (0.6)	-- (--)	7.3 (0.4)	+0.1 (--)
Matig	1.9 (0.2)	+0.1 (--)	1.5 (0.1)	-- (--)	3.8 (0.3)	-- (--)	3.3 (0.3)	-- (--)
Ernstig	1.2 (0.1)	+0.1 (--)	0.9 (0.1)	+0.1 (--)	2.1 (0.1)	+0.2 (--)	1.7 (0.1)	+0.2 (--)

NB cijfers op 1 decimaal afgerond; (standaarddeviatie)

¹ Normale berekening: LGEG respectievelijk LZB = Levensverwachting – aantal jaren in ongezondheid

² Alternatieve berekening: LGEG respectievelijk LZB = aantal gezonde jaren

Bij vergelijking van de standaarddeviaties tussen tabel 6 en 4 valt op dat deze nauwelijks verschillen. Ook hier kan dus geconcludeerd worden dat het toevoegen van een simulatiespreiding voor bewoners van verzorgingshuizen geen invloed heeft op de standaarddeviatie van de LGEG en LZB. Dit kan eveneens verklaard worden door de relatieve kleine omvang van bewoners van verzorgingshuizen ten opzichte van de zelfstandig wonende bevolking in dezelfde categorie.

Geconcludeerd kan dus worden dat simulatie van de gegevens van de OII voor bewoners van verzorgingshuizen geen noemenswaardige invloed heeft op de huidige berekening van de LGEG en LZB. Aangezien de huidige berekeningen voor bewoners van verzorgingshuizen gebaseerd worden op cijfers uit 1982 (LSO) en 1991 (AVO BB) wordt aangeraden om ook de cijfers van de OII (uit 1995) te betrekken in de extrapolatie van gegevens over verzorgingshuisbewoners voor jaren waarin geen gegevens over deze groep voorhanden zijn. Op basis van de cijfers uit de LSO, AVO BB en OII kan dan voor tussenliggende jaren een gecombineerde schatting worden gemaakt.

Stap 4 Verdeling gezondheidstoestand bewoners van verpleeghuizen en overige intramurale instellingen

In deze vierde en laatste stap zijn tot slot de prevalentie en de spreiding voor bewoners van verzorgingshuizen en overige intramurale instellingen gesimuleerd. Ook hiervoor zijn gegevens uit de OII gebruikt. Bij vergelijking van deze laatste stap (tabel 6) en de stap 3b (tabel 7) valt op dat alleen de ernstige ongezondheid en beperkingen meer dan 2 standaarddeviaties afwijken. Dit is niet verwonderlijk aangezien in voorgaande berekeningen standaard iedereen in verpleeghuizen en overige intramurale instellingen als 100% ernstig ongezond of beperkt werd beschouwd. Aangezien de verschillen in LGEG en LZB tussen tabel 6 en 7 klein zijn, kan geconcludeerd worden dat de aanname dat personen in verpleeghuizen en overige intramurale instellingen ongezond zijn geen invloed heeft op de LGEG, maar wel op het aantal jaren in ernstige ongezondheid.

Bij vergelijking van de standaarddeviatie tussen tabel 7 en 6 valt op dat deze nauwelijks verschillen. Geconcludeerd kan worden dat het opgeven van een simulatiespreiding voor bewoners van verpleeghuizen en overige intramurale instellingen geen invloed heeft op de standaarddeviatie van de LGEG en LZB. Dit kan verklaard worden door de relatieve kleine omvang van bewoners van dergelijke instellingen ten opzichte van de zelfstandig wonende bevolking in dezelfde categorie. Daarnaast zullen personen vooral van ernstig ongezond naar matig en licht ongezond verschuiven.

Tabel 7 Resultaten stap 1 + 2 + 3b + 4 Monte Carlo simulatie inclusief standaarddeviatie [tussen ()] en verschil stap 1 + 2 + 3b [tabel 6; Δ]

LGEG en LZB bij geboorte en bij 65 jaar, mannen en vrouwen, 1995

	Mannen				Vrouwen			
	0 jaar		65 jaar		0 jaar		65 jaar	
	Stap 1 + 2 + 3b + 4	Δ	Stap 1 + 2 + 3b + 4	Δ	Stap 1 + 2 + 3b + 4	Δ	Stap 1 + 2 + 3b + 4	Δ
Levensverwachting	74.6		14.7		80.4		19.1	
<i>Ervaren gezondheid</i>								
LGEG ¹	59.3 (0.6)	+0.2 (--)	6.7 (0.4)	-- (--)	58.4 (0.8)	+0.2 (--)	5.9 (0.5)	+0.2 (--)
LGEG ²	59.3 (0.6)	+0.2 (--)	6.7 (0.4)	-- (--)	58.5 (0.8)	+0.2 (--)	5.9 (0.5)	+0.2 (--)
In ongezondheid	15.4 (0.6)	-0.1 (--)	8.0 (0.4)	-0.1	22.0 (0.8)	-0.2 (--)	13.2 (0.5)	-0.2 (--)
Waarvan:								
Licht	9.6 (0.5)	+0.2 (--)	4.6 (0.3)	+0.1 (--)	13.3 (0.7)	+0.3 (--)	7.6 (0.4)	+0.3 (--)
Matig	3.3 (0.3)	+0.1 (--)	1.5 (0.1)	-- (--)	5.9 (0.3)	+0.3 (-0.1)	3.8 (0.3)	+0.2 (--)
Ernstig	2.4 (0.2)	-0.5 (--)	1.9 (0.2)	-0.2 (--)	2.8 (0.2)	-0.8 (--)	1.8 (0.2)	-0.6 (--)
<i>Beperkingen</i>								
LZB ¹	63.2 (0.6)	-0.1 (--)	7.6 (0.4)	+0.1 (+0.1)	62.7 (0.7)	+0.1 (--)	6.8 (0.5)	+0.1 (--)
LZB ²	63.2 (0.6)	-0.1 (--)	7.6 (0.4)	+0.1 (+0.1)	62.7 (0.7)	+0.1 (--)	6.8 (0.5)	+0.1 (--)
Met beperkingen	11.4 (0.6)	+0.1 (--)	7.2 (0.4)	-- (+0.1)	17.7 (0.7)	-0.1 (--)	12.3 (0.5)	-- (--)
Waarvan:								
Licht	8.8 (0.6)	+0.3 (+0.1)	5.0 (0.3)	+0.2 (--)	12.5 (0.6)	+0.6 (--)	7.7 (0.4)	+0.4 (--)
Matig	2.0 (0.2)	+0.1 (--)	1.6 (0.1)	+0.1 (--)	4.0 (0.3)	+0.2 (--)	3.5 (0.3)	+0.2 (--)
Ernstig	0.6 (0.1)	-0.6 (--)	0.6 (0.1)	-0.3 (--)	1.2 (0.1)	-0.9 (--)	1.0 (0.1)	-0.7 (--)

NB cijfers op 1 decimaal afgerond; (standaarddeviatie); arcering > 2 standaard deviaties verschil met tabel 6

¹ Normale berekening: LGEG respectievelijk LZB = Levensverwachting – aantal jaren in ongezondheid

² Alternatieve berekening: LGEG respectievelijk LZB = aantal gezonde jaren

4 Conclusies en aanbevelingen

In dit hoofdstuk worden de resultaten van beide deelstudies nader bekeken, worden kanttekeningen geplaatst en worden conclusies getrokken.

Deelstudie 1

In de eerste deelstudie is de gezonde levensverwachting berekend op basis van nieuwe weegcoëfficiënten van het CBS. Bij vergelijking van de nieuwe en de gangbare berekeningen wordt een maximaal verschil gevonden van 0.4 jaar. Hoewel dit verschil binnen de standaardfout van de berekeningen valt geeft het toch een verschuiving in de gezonde levensverwachting van ongeveer 5 maanden. Bij overstap naar een nieuwe weegmethode moet hier dus rekening mee worden gehouden.

Deelstudie 2

In de tweede deelstudie worden de meest waarschijnlijke scenario's uitgewerkt met behulp van een multivariate sensitiviteitsanalyse. Hierbij is in een viertal stappen onderzocht wat het effect is van de onzekerheden van non respons en het niet behoren tot de doelpopulatie. In de eerste stap is verondersteld dat de non respons ongericht selectief is en dat de onzekerheid in de geschatte prevalenties samenhangt met de gezondheidstoestand in de SES-categorieën. In de tweede stap is het effect van een mogelijke selectieve non-respons onderzocht, waarbij er vanuit is gegaan dat in de jongere leeftijdsgroepen (20-34 jaar) de gezondheidstoestand mogelijk onderschat wordt terwijl die bij ouderen (65 jaar en ouder) mogelijk overschat is. Daarnaast is onderzocht in hoeverre onzekerheden in de gegevens over de gezondheidstoestand van bewoners van verzorgingshuizen (stap 3) en van bewoners van verpleeghuizen en overige intramurale instellingen (stap 4) invloed hebben op de gezonde levensverwachting.

In de simulaties zijn de grootste verschillen waargenomen in de tweede stap. In deze stap zijn in vergelijking met de resultaten uit de eerste stap op 65 jarige leeftijd significante verschillen in de gezonde levensverwachting gevonden, welke kunnen oplopen van 1.7 tot 3.4 jaar. Deze verschillen werken ook door op de gezonde levensverwachting bij geboorte, zij het dat de verschillen daar kleiner zijn (0.9 tot 2.3 jaar verschil met stap 1). Aangezien in de vierde stap van de Monte Carlo simulatie is afgestapt van de aanname dat deze groep ernstig ongezond is, is het niet verwonderlijk dat ook in deze stap significante veranderingen in de LGEG en LZB zijn opgetreden in de onderverdeling in ongezondheid, al zijn deze verschillen kleiner dan in de tweede stap. In de LGEG en LZB wordt een maximaal verschil van 0.2 jaar gevonden in vergelijking met de voorgaande stap. Wanneer de resultaten van alle stappen van de Monte Carlo simulatie worden vergeleken met de huidige LGEG en LZB, dan kent de LGEG bij mannen bij geboorte een verschil van 1.0 jaar en bij vrouwen van 2.5 jaar. Op 65 jarige leeftijd zijn deze verschillen respectievelijk 1.8 jaar en 3.5 jaar. Voor de LZB bedragen de verschillen 1.7 jaar voor mannen en vrouwen bij geboorte en 2.1 jaar voor mannen en 1.9 jaar voor vrouwen op 65 jarige leeftijd. Deze verschillen zijn aanzienlijk.

Daarnaast valt op dat door het opgeven van simulatiespreiding de standaard deviatie van de LGEG en de LZB één tot twee en een half maal zo groot als de standaardfout in de huidige berekeningen en bedraagt bij geboorte ongeveer 0.6 jaar voor de LGEG en 0.8 jaar voor de LZB. Hierdoor zijn verschillen minder snel significant. Voor de interpretatie van de resultaten is een standaarddeviatie van ongeveer een half jaar (bij geboorte) echter wel relevant. Wat betreft de twee verschillende berekeningswijzen van de LGEG en LZB³ kan opgemerkt worden dat er nauwelijks verschillen zijn opgetreden en dat in de simulaties het totale % ongezond nauwelijks boven de 100% is uitgekomen.

Er zijn natuurlijk enkele kanttekening en aanbevelingen bij deze analyse te plaatsen. Ten eerste kan afgevraagd worden of de gekozen aannamen met betrekking tot het simulatiegemiddelde en de simulatiespreiding reëel zijn, met name in de eerste twee stappen. Zoals ook uit de tabellen van bijlage A blijkt zijn de verschillen in prevalentie en standaarddeviatie tussen SES-categorieën bij ouderen het grootste. Zij hebben dan ook de meeste invloed op de aannamen in de tweede stap. Gedegen non-respons onderzoek is daarom ten zeerste aan te bevelen. In een dergelijk non respons onderzoek zouden in ieder geval een aantal demografische kenmerken zoals leeftijd en geslacht en liefst ook SES bekend moeten zijn. Tevens moet er inzicht verkregen worden in de gezondheidstoestand van de respondenten.

Een tweede kanttekening betreft de cijfers die gebruikt zijn voor de bewoners van verzorgingshuizen. In de twee varianten die zijn uitgerekend is van drie informatiebronnen gebruik gemaakt. In variant a zijn de cijfers gebruikt uit de lineaire extrapolatie van de data uit de LSO82 en de AVOBB91 en in variant b is gebruik gemaakt van de data uit de OII95. Een combinatie van alle drie de bronnen is niet bekeken. Aangezien ook trendgegevens van de gezonde levensverwachting gepresenteerd worden verdient het de aanbeveling hier nog extra aandacht aan te besteden.

Een derde kanttekening betreft de cijfers die gebruikt zijn voor de bewoners van verpleeghuizen en overige intramurale instellingen. In de simulatie zijn de cijfers op alle leeftijdscategorieën toegepast. De data zijn echter afkomstig van bewoners van 65 jaar en ouder. Beter zou zijn cijfers beschikbaar te hebben voor alle leeftijdscategorieën. Deze zijn echter niet voorhanden, waardoor de gepresenteerde aanname een mogelijk alternatief is dat bij toekomstige berekeningen nader uitgezocht moet worden.

Tot slot kan op basis van beide deelstudies geconcludeerd worden dat bij in de Monte Carlo simulatie de grootste verschillen met de huidige berekeningen optreden wanneer wordt aangenomen dat de non respons een selectief karakter heeft. Bij de aanname voor deze onzekerheid kunnen kanttekeningen geplaatst worden. Aangezien de deelstudie waarin gebruik is gemaakt van de nieuwe weegfactoren van het CBS een kleiner verschil laat zien (0.4 jaar bij geboorte) zijn de verschillen in werkelijkheid waarschijnlijk kleiner dan de maximaal 2.5 jaar (bij geboorte) die in

³ ¹ Normale berekening: LGEG respectievelijk LZB = Levensverwachting – aantal jaren in ongezondheid

² Alternatieve berekening: LGEG respectievelijk LZB = aantal gezonde jaren

de deelstudie met de Monte Carlo simulatie zijn gevonden. De gevonden verschillen in de Monte Carlo simulatie leiden derhalve niet tot problemen bij de interpretatie van de gezonde levensverwachting of bij het vergelijken tussen landen of bevolkingsgroepen. Desalniettemin is het belangrijk dat er onderzoek gedaan wordt naar de non-respons van de Gezondheidsenquête. In een dergelijk non respons onderzoek zouden in ieder geval een aantal demografische kenmerken zoals leeftijd en geslacht en liefst ook SES bekend moeten zijn. Tevens moet er inzicht verkregen worden in de gezondheidstoestand van de non respondenten. Daarnaast is het belangrijk dat het onderzoek naar de gezondheidstoestand van de intramurale bevolking gehandhaafd blijft.

Literatuur

- [1] BILO J. Ouderen in Instellingen. Amsterdam: NIWI, 1996.
- [2] BURHENNE W, LEEST J van der. Werkdocument Sociaal Cultureel Planbureau: respons en non-respons in het Aanvullend Voorzieningsgebruik Onderzoek: een inventarisatie van de mate waarin respondenten en non-respondenten van elkaar afwijken op achtergrondkenmerken én doelvariabelen. Dongen: GfK Nederland bv i.o.v. Sociaal Cultureel Planbureau, juli 1997.
- [3] CENTRAAL BUREAU VOOR DE STATISTIEK (CBS). De leefsituatie van de Nederlandse bevolking van 55 jaar en ouder 1982: deel 3 tehuisbewoners. Den Haag: Staatsuitgeverij / cbs-publicaties, 1984.
- [4] STATISTICS NETHERLANDS (CBS). Netherlands health interview survey 1981-1995. The Hague: sdu publishers/cbs-publications, 1996a.
- [5] CBS. Divisie Kwartaire sector en leefsituatie Sector Persoonsenquêtes kwartaire sector. De leefsituatie van de Nederlandse bevolking, 1995: Kerncijfers. Voorburg/Heerlen: CBS, 1996b.
- [6] CBS. Vademecum gezondheidsstatistiek. Voorburg/Heerlen: CBS, 1997.
- [7] CBS. Statistiek van de bejaardenoorden, diverse jaren.
- [8] CBS/NIMAWO. Lichamelijke beperkingen bij de Nederlandse bevolking, 1986/1988. 's Gravenhage: Sdu/CBS, 1990.
- [9] CRYSTAL BALL. version 4.0. Usermanual. Decisioneering Inc. 1996.
- [10] GEUZINGE L, ROOIJEN J van, BAKKER B. Project SSB - fase 2: Correctie voor selectieve non-respons in persoonsenquêtes door gebruik van informatie uit registers. Voorburg/Heerlen: CBS, 1999.
- [11] HERTEN LM van, BOSHUIZEN HC, PERENBOOM RJM, WATER HPA van de. Gezonde levensverwachting naar sociaal-economische status. Leiden: TNO Preventie en Gezondheid, 1997. Publ.nr. 97.008.
- [12] HERTEN LM van, PERENBOOM RJM. De gezondheidsenquête vergeleken: studie naar de databeschikbaarheid van groepen die buiten de gezondheidsenquête vallen. Leiden: TNO Preventie en Gezondheid, 1999. Publ.nr. 99006.
- [13] KONINGS-VAN DER SNOEK, M. Onderzoeksverantwoording Aanvullend Voorzieningsgebruik Onderzoek 1991, bewoners bejaardenoorden. Rijswijk: Sociaal Cultureel Planbureau, 1993.
- [14] LOUWEN F. Non-respons: bereidwillig maar niet bereikbaar of bereikbaar maar niet bereidwillig. Onderzoek 1992;10(7):5-9.
- [15] MUILWIJK J, SNIJDERS TAB, MOORS JJA. Kanssteekproeven. Leiden (etc.): Stenfert Kroese Uitgevers, 1992.

- [16] PERENBOOM RJM, HERTEN LM van, BOSHUIZEN HC, WATER HPA van de. Trends in Gezonde levensverwachting in Nederland, 1983-1994, met verdeling naar ernst van ongezondheid. Leiden: TNO Preventie en Gezondheid, 1997. Publ.nr. 97.009
- [17] SULLIVAN DF. Disability components for an index of health. Washington: US Gov. Printing Office, 1971a.
- [18] SULLIVAN DF. A single index of mortality and morbidity. HSMH Hlth Rep 1971b;86:347.
- [19] SPIT J. Onderzoeksverantwoording AVO'95. Rijswijk: Sociaal Cultureel Planbureau, 1996.

Bijlage A **Stap 1 Verdeling gezondheidstoestand zelfstandig wonende bevolking bij non selectieve respons**

Tabel A Gegevens ervaren gezondheid mannen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	gaat wel				wisselend				slecht			
	Mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev
0-4	8.2	16.2	9.7	2.0	0.5	5.4	1.2	1.2	0.0	0.0	0.0	0.0
5-9	1.7	7.8	5.9	1.5	1.5	8.3	2.9	1.7	0.0	0.0	0.0	0.0
10-14	3.6	10.6	4.8	1.8	0.0	2.0	0.7	0.5	0.0	0.5	0.3	0.1
15-19	0.0	4.0	2.0	1.0	0.0	1.8	1.3	0.5	0.0	0.0	0.0	0.0
20-24	1.6	5.0	3.7	0.9	0.0	2.3	1.6	0.6	0.0	3.2	0.5	0.8
25-29	2.7	5.7	4.6	0.8	0.0	2.9	1.9	0.7	0.0	0.4	0.2	0.1
30-34	1.6	19.4	5.8	4.5	1.6	2.8	2.3	0.3	0.0	0.7	0.5	0.2
35-39	5.3	21.6	9.3	4.1	2.1	6.0	4.9	1.0	0.0	2.0	0.5	0.5
40-44	2.9	13.9	10.1	2.8	3.8	10.9	5.1	1.8	0.0	5.5	2.7	1.4
45-49	6.3	18.8	9.5	3.1	2.8	10.9	4.2	2.0	0.9	7.8	2.6	1.7
50-54	12.7	28.6	16.3	4.0	3.9	6.1	4.3	0.6	1.4	4.1	2.9	0.7
55-59	10.6	31.3	22.3	5.2	0.0	18.8	9.2	4.7	1.6	4.7	2.5	0.8
60-64	21.4	24.8	24.3	0.9	3.5	10.1	5.8	1.7	2.4	8.7	4.4	1.6
65-69	14.3	25.0	22.2	2.7	7.1	7.8	7.4	0.2	0.0	6.3	5.1	1.6
70-74	16.7	25.9	22.7	2.3	0.0	8.6	7.1	2.2	0.0	18.9	9.1	4.7
75-79	5.6	33.3	25.0	6.9	5.6	9.5	7.4	1.0	0.0	11.9	6.5	3.0
80++	22.2	44.4	29.3	5.6	11.1	14.8	13.5	0.9	0.0	14.8	9.8	3.7

minimum en maximum = prevalentie in SES groepen

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Tabel B Gegevens ervaren gezondheid vrouwen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	gaat wel				wisselend				slecht			
	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev
0-4	1.6	4.7	3.9	0.8	0.0	3.3	1.6	0.8	0.0	0.0	0.0	0.0
5-9	3.8	7.4	6.5	0.9	0.0	2.6	1.7	0.7	0.0	1.9	1.0	0.5
10-14	2.5	5.9	5.7	0.9	0.0	1.1	0.7	0.3	0.0	0.0	0.0	0.0
15-19	5.3	11.1	8.1	1.5	1.8	3.7	2.5	0.5	0.0	0.5	0.4	0.1
20-24	4.9	23.1	8.8	4.6	0.0	8.8	4.7	2.2	0.0	3.8	1.1	1.0
25-29	5.7	21.2	8.8	3.9	3.4	9.1	4.9	1.4	0.0	3.0	0.3	0.8
30-34	6.0	15.1	7.8	2.3	0.0	9.4	3.2	2.4	0.0	0.4	0.2	0.1
35-39	4.9	12.0	8.9	1.8	2.5	6.0	4.3	0.9	0.8	4.0	1.6	0.8
40-44	5.2	21.7	10.7	4.1	2.6	5.8	4.5	0.8	3.9	5.8	4.3	0.5
45-49	9.4	24.7	13.3	3.8	8.2	9.8	8.8	0.4	2.0	8.2	4.7	1.6
50-54	10.4	24.3	18.7	3.5	4.2	12.2	8.2	2.0	1.4	4.1	2.2	0.7
55-59	0.0	25.8	17.4	6.5	0.0	6.7	5.5	1.7	0.0	5.6	3.8	1.4
60-64	8.3	26.9	22.9	4.7	0.0	7.4	5.5	1.9	0.0	8.3	2.5	2.1
65-69	21.8	35.0	25.3	3.3	5.0	23.1	16.0	4.5	0.0	7.7	5.8	1.9
70-74	25.6	38.3	32.5	3.2	6.7	12.8	9.9	1.5	0.0	10.6	7.3	2.7
75-79	23.2	57.1	25.1	8.5	0.0	15.9	11.7	4.0	0.0	4.4	2.8	1.1
80++	27.3	31.4	31.3	1.0	3.9	25.0	11.2	5.3	0.0	11.0	9.5	2.8

minimum en maximum = prevalentie in SES groepen

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Tabel C Gegevens beperkingen mannen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	1 type				2 type				3 type			
	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev
0-15	0.0	6.7	5.2	1.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
16-19	0.0	3.1	2.4	0.8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
20-24	0.9	7.7	1.8	1.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
25-29	0.0	1.9	1.0	0.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
30-34	0.0	6.5	1.6	1.6	0.0	0.4	0.3	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
35-39	0.0	4.2	2.9	1.1	0.0	0.5	0.3	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
40-44	2.0	12.5	9.0	2.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	2.1	0.3	0.5
45-49	7.7	15.8	13.3	2.0	0.5	8.8	2.0	2.1	0.0	1.8	0.3	0.5
50-54	0.0	20.0	11.3	5.0	0.0	12.5	4.9	3.1	0.0	1.4	0.4	0.4
55-59	2.2	31.0	20.3	7.2	0.0	6.9	3.1	1.7	0.0	0.0	0.0	0.0
60-64	16.5	24.6	19.2	2.0	1.6	2.4	1.9	0.2	0.0	1.6	0.5	0.4
65-69	11.1	22.4	19.3	2.8	0.0	5.0	3.6	1.3	0.0	0.0	0.0	0.0
70-74	14.7	31.9	22.0	4.3	0.0	8.5	2.8	2.1	0.0	4.3	1.4	1.1
75-79	16.3	47.4	29.2	7.8	0.0	4.7	2.1	1.2	0.0	0.0	0.0	0.0
80++	25.0	38.1	30.9	3.3	12.5	28.2	20.6	3.9	0.0	12.8	8.8	3.2

minimum en maximum = prevalentie in SES groepen

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Tabel D Gegevens beperkingen vrouwen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	1 type				2 type				3 type			
	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev
0-15	1.3	8.9	1.8	1.9	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.7	0.6	0.2
16-19	1.9	12.5	2.5	2.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.6	0.5	0.2
20-24	2.3	13.6	4.2	2.8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.5	0.3	0.1
25-29	0.0	10.3	3.6	2.6	0.0	3.4	0.8	0.9	0.0	0.0	0.0	0.0
30-34	1.3	10.9	3.6	2.4	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
35-39	3.8	9.3	5.2	1.4	0.0	4.7	1.1	1.2	0.0	0.0	0.0	0.0
40-44	6.8	22.6	11.4	4.0	0.0	1.4	1.1	0.4	0.0	3.2	0.6	0.8
45-49	16.3	26.9	18.3	2.7	0.0	6.0	2.7	1.5	0.0	0.0	0.0	0.0
50-54	11.1	27.9	16.8	4.2	0.0	5.9	3.2	1.5	0.0	1.5	0.4	0.4
55-59	0.0	24.1	22.5	6.0	0.0	8.4	4.0	2.1	0.0	1.2	0.4	0.3
60-64	16.3	32.0	21.9	3.9	0.0	4.9	3.5	1.2	0.0	1.0	0.9	0.3
65-69	16.5	35.1	27.2	4.7	0.0	13.5	8.8	3.4	0.0	3.5	2.3	0.9
70-74	21.8	36.1	28.8	3.6	0.0	13.3	10.2	3.3	0.0	2.6	1.1	0.7
75-79	14.3	50.0	42.5	8.9	13.0	14.4	14.4	0.4	0.0	1.0	0.6	0.3
80++	35.9	39.4	37.5	0.9	10.0	29.8	27.1	5.0	2.6	10.6	8.3	2.0

minimum en maximum = prevalentie in SES groepen

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Bijlage B **Stap 2 Verdeling gezondheidstoestand zelfstandig wonende bevolking bij selectieve respons**

Tabel A Gegevens ervaren gezondheid mannen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	gaat wel				wisselend				slecht				
	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	stdev
20-24	1.6	5.0	1.6	0.9	0.0	2.3	0.0	0.6	0.0	3.2	0.0	0.8	2.2
25-29	2.7	5.7	2.7	0.8	0.0	2.9	0.0	0.7	0.0	0.4	0.0	0.1	1.6
30-34	1.6	19.4	1.6	4.5	1.6	2.8	1.6	0.3	0.0	0.7	0.0	0.2	4.9
65-69	14.3	25.0	25.0	2.7	7.1	7.8	7.8	0.2	0.0	6.3	6.3	1.6	4.4
70-74	16.7	25.9	25.9	2.3	0.0	8.6	8.6	2.2	0.0	18.9	18.9	4.7	9.2
75-79	5.6	33.3	33.3	6.9	5.6	9.5	9.5	1.0	0.0	11.9	11.9	3.0	10.9
80++	22.2	44.4	44.4	5.6	11.1	14.8	14.8	0.9	0.0	14.8	14.8	3.7	10.2

minimum en maximum = prevalentie in SES groepen

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Tabel B Gegevens ervaren gezondheid vrouwen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	gaat wel				wisselend				slecht				
	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	stdev
20-24	4.9	23.1	4.9	4.6	0.0	8.8	0.0	2.2	0.0	3.8	0.0	1.0	7.7
25-29	5.7	21.2	5.7	3.9	3.4	9.1	3.4	1.4	0.0	3.0	0.0	0.8	6.1
30-34	6.0	15.1	6.0	2.3	0.0	9.4	0.0	2.4	0.0	0.4	0.0	0.1	4.7
65-69	21.8	35.0	35.0	3.3	5.0	23.1	23.1	4.5	0.0	7.7	7.7	1.9	9.8
70-74	25.6	38.3	38.3	3.2	6.7	12.8	12.8	1.5	0.0	10.6	10.6	2.7	7.4
75-79	23.2	57.1	57.1	8.5	0.0	15.9	15.9	4.0	0.0	4.4	4.4	1.1	13.6
80++	27.3	31.4	31.4	1.0	3.9	25.0	25.0	5.3	0.0	11.0	11.0	2.8	9.1

minimum en maximum = prevalentie in SES groepen

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Tabel C Gegevens beperkingen mannen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	1 type				2 type				3 type			
	Mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev
20-24	0.9	7.7	0.9	1.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
25-29	0.0	1.9	0.0	0.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
30-34	0.0	6.5	0.0	1.6	0.0	0.4	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
65-69	11.1	22.4	22.4	2.8	0.0	5.0	5.0	1.3	0.0	0.0	0.0	0.0
70-74	14.7	31.9	31.9	4.3	0.0	8.5	8.5	2.1	0.0	4.3	4.3	1.1
75-79	16.3	47.4	47.4	7.8	0.0	4.7	4.7	1.2	0.0	0.0	0.0	0.0
80++	25.0	38.1	38.1	3.3	12.5	28.2	28.2	3.9	0.0	12.8	12.8	3.2

minimum en maximum = prevalentie in SES groepen

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Tabel D Gegevens beperkingen vrouwen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	1 type				2 type				3 type			
	Mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev	mini- mum	maxi- mum	gemid- delde	stdev
20-24	2.3	13.6	2.3	2.8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.5	0.0	0.1
25-29	0.0	10.3	0.0	2.6	0.0	3.4	0.0	0.9	0.0	0.0	0.0	0.0
30-34	1.3	10.9	1.3	2.4	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
65-69	16.5	35.1	35.1	4.7	0.0	13.5	13.5	3.4	0.0	3.5	3.5	0.9
70-74	21.8	36.1	36.1	3.6	0.0	13.3	13.3	3.3	0.0	2.6	2.6	0.7
75-79	14.3	50.0	50.0	8.9	13.0	14.4	14.4	0.4	0.0	1.0	1.0	0.3
80++	35.9	39.4	39.4	0.9	10.0	29.8	29.8	5.0	2.6	10.6	10.6	2.0

minimum en maximum = prevalentie in SES groepen

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Bijlage C **Stap 3a: Verdeling gezondheidstoestand bewoners van verzorgingshuizen op basis van LSO en AVO-BB**

Tabel A Gegevens ervaren gezondheid mannen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	gaat wel			wisselend			slecht		
	minimum	gemiddelde	stdev	minimum	gemiddelde	stdev	minimum	gemiddelde	stdev
60-64	24.3	46.8	11.2	5.8	27.1	10.6	2.4	4.1	0.9
65-69	22.2	46.8	12.3	7.4	27.1	9.8	0.0	4.1	2.1
70-74	22.7	46.8	12.0	7.1	27.1	10.0	0.0	4.1	2.1
75-79	25.0	34.1	4.6	7.4	28.8	10.7	0.0	4.7	2.3
80-84	29.3	36.0	3.3	13.5	33.4	10.0	9.8	22.9	6.6
85-89	29.3	36.8	3.8	13.5	28.2	7.3	0.0	0.0	0.0
90++	29.3	43.7	7.2	11.1	11.2	0.1	0.0	2.0	1.0

minimum = prevalentie in algemene bevolking

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Tabel B Gegevens ervaren gezondheid vrouwen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	gaat wel			wisselend			slecht		
	minimum	gemiddelde	stdev	minimum	gemiddelde	stdev	minimum	gemiddelde	stdev
60-64	22.9	39.4	8.3	5.5	8.7	1.6	2.5	27.1	12.3
65-69	25.3	39.4	7.1	5.0	8.7	1.9	5.8	27.1	10.7
70-74	32.5	39.4	3.5	6.7	8.7	1.0	7.3	27.1	9.9
75-79	25.1	44.2	9.5	11.7	29.3	8.8	2.8	9.8	3.5
80-84	31.3	47.4	8.1	3.9	9.9	3.0	9.5	12.1	1.3
85-90	31.3	43.0	5.9	11.2	15.7	2.3	0.0	1.6	0.8
90++	31.3	36.6	2.7	0.0	1.7	0.8	9.5	13.6	2.0

minimum = prevalentie in algemene bevolking

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Tabel C Gegevens beperkingen mannen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	1 type			2 type			3 type		
	Minimum	gemiddelde	stdev	minimum	gemiddelde	stdev	minimum	gemiddelde	stdev
60-64	19.2	35.5	8.1	1.9	9.2	3.7	0.0	0.0	0.0
65-69	19.3	35.5	8.1	3.6	9.2	2.8	0.0	0.0	0.0
70-74	22.0	35.5	6.7	2.8	9.2	3.2	0.0	0.0	0.0
75-79	16.3	24.4	4.1	2.1	3.9	0.9	0.0	0.0	0.0
80-84	30.9	33.5	1.3	0.0	10.6	5.3	8.8	11.7	1.5
85-89	0.0	23.5	11.8	0.0	8.5	4.3	0.0	3.8	1.9
90++	30.9	32.0	0.6	20.6	29.4	4.4	0.0	1.4	0.7

minimum = prevalentie in algemene bevolking

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Tabel D Gegevens beperkingen vrouwen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	1 type			2 type			3 type		
	minimum	gemiddelde	stdev	minimum	gemiddelde	stdev	minimum	gemiddelde	stdev
60-64	21.9	34.3	6.2	3.5	4.2	0.4	0.0	0.0	0.0
65-69	27.2	34.3	3.5	0.0	4.2	2.1	0.0	0.0	0.0
70-74	28.8	34.3	2.7	0.0	4.2	2.1	0.0	0.0	0.0
75-79	42.5	43.9	0.7	0.0	12.0	6.0	0.6	2.0	0.7
80-84	37.5	45.7	4.1	0.0	16.5	8.3	0.0	1.4	0.7
85-89	35.9	36.9	0.5	27.1	33.4	3.2	0.0	0.0	0.0
90++	0.0	31.4	15.7	10.0	26.8	8.4	8.3	11.5	1.6

minimum = prevalentie in algemene bevolking

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Bijlage D Stap 3b: Verdeling gezondheidstoestand bewoners van verzorgingshuizen op basis van OII

Tabel A Gegevens ervaren gezondheid mannen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	gaat wel			wisselend			slecht		
	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev
60-79	5.0	21.7	18.4	9.0	39.1	16.3	2.0	8.7	19.9
80-84	18.0	50.0	11.8	8.0	22.2	14.7	2.0	5.6	16.3
85-89	17.0	39.5	11.9	7.0	16.3	14.0	5.0	11.6	14.3
90++	18.0	51.4	11.8	3.0	8.6	16.2	2.0	5.7	16.4

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Tabel B Gegevens ervaren gezondheid vrouwen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	gaat wel			wisselend			slecht		
	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev
60-79	29.0	42.6	9.2	14.0	20.6	10.8	8.0	11.8	11.4
80-84	44.0	42.3	7.4	28.0	26.9	8.4	15.0	14.4	9.1
85-89	37.0	30.6	7.6	32.0	26.4	7.8	21.0	17.4	8.3
90++	44.0	51.8	7.5	13.0	15.3	10.0	6.0	7.1	10.5

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Tabel C Gegevens beperkingen mannen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	1 type			2 type			3 type		
	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev
60-79	13.0	48.1	13.9	5.0	18.5	17.4	0.0	0.0	0.0
80-84	13.0	34.2	13.2	8.0	21.1	14.4	2.0	5.3	15.8
85-89	18.0	39.1	11.5	11.0	23.9	12.9	3.0	6.5	14.2
90++	12.0	32.4	13.5	14.0	37.8	13.0	2.0	5.4	16.0

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Tabel D Gegevens beperkingen vrouwen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	1 type			2 type			3 type		
	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev
60-79	40.0	51.9	7.9	13.0	16.9	10.4	1.0	1.3	11.3
80-84	48.0	39.7	7.1	35.0	28.9	7.7	10.0	8.3	8.7
85-89	76.0	52.4	5.7	27.0	18.6	7.5	15.0	10.3	7.8
90++	31.0	27.7	8.0	40.0	35.7	7.6	24.0	21.4	8.4

gemiddelde = simulatiegemiddelde

standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Bijlage E **Stap 4: Verdeling gezondheidstoestand bewoners verpleeghuizen en overige intramurale instellingen**

Tabel A Gegevens ervaren gezondheid mannen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	gaat wel			wisselend			slecht		
	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev
alle lft	20.0	33.3	10.5	13.0	21.7	11.4	14.0	23.3	11.3

gemiddelde = simulatiegemiddelde
standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Tabel B Gegevens ervaren gezondheid vrouwen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	gaat wel			wisselend			slecht		
	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev
alle lft	33.0	36.7	8.4	20.0	22.2	9.3	18.0	20.0	9.4

gemiddelde = simulatiegemiddelde
standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Tabel C Gegevens beperkingen mannen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	1 type			2 type			3 type		
	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev
alle lft	96.0	58.5	5.0	36.0	22.0	6.9	10.0	6.1	7.6

gemiddelde = simulatiegemiddelde
standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie

Tabel D Gegevens beperkingen vrouwen per leeftijd- en ernstcategorie

leeftijd	1 type			2 type			3 type		
	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev	n	gemiddelde	stdev
alle lft	186.0	56.5	3.6	81.0	24.6	4.8	16.0	4.9	5.4

gemiddelde = simulatiegemiddelde
standaarddeviatie = standaarddeviatie simulatie