

**GEZONDE LEVENSVERWACHTING  
EN  
HET EFFECT VAN CHRONISCHE ZIEKTEN**

W.J. Nusselder  
G.A.M. van den Bos  
M.E. Lenior  
J.L.A. van Sonsbeek  
J. van der Velden

 **NIVEL**  
**bibliotheek**  
drieharingstraat 6  
postbus 1568  
3500 bn utrecht  
telefoon: 030 319946

Amsterdam: Instituut voor Sociale Geneeskunde (ISG), Academisch Medisch  
Centrum, Universiteit van Amsterdam  
Utrecht: Nederlands instituut voor onderzoek van de gezondheidszorg  
(NIVEL)  
Voorburg: Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS)

CIP-GEGEVENS KONINKLIJKE BIBLIOTHEEK, DEN HAAG

Gezonde

Gezonde levensverwachting en het effect van chronische  
ziekten / W.J. Nusselder ... [et al.]. - Amsterdam :  
Academisch Medisch Centrum, Universiteit van Amsterdam,  
Instituut voor Sociale Geneeskunde (ISG) ; Utrecht :  
Nederlands Instituut voor onderzoek van de  
Gezondheidszorg (NIVEL) ; Voorburg : Centraal Bureau voor  
de Statistiek (CBS)  
Met lit. opg.  
ISBN 90-71433-46-3  
Trefw.: gezondheid ; Nederland / chronische ziekten ;  
Nederland.

## INHOUDSOPGAVE

pag.

### Voorwoord

1	Inleiding .....	1
1.1	Een veranderend gezondheidsprofiel .....	1
1.2	Naar een samengestelde gezondheidsindicator: de gezonde levensverwachting .....	5
1.3	Kenmerken van de gezonde levensverwachting .....	6
1.4	Wetenschappelijke en maatschappelijke relevantie van de gezonde levensverwachting .....	8
1.5	De empirische onderbouwing van de gezonde levensverwachting ...	10
1.5.1	Sterfte .....	10
1.5.2	Gezondheid .....	11
1.6	Uitwerking van de probleemstelling van het onderhavige onderzoek .	14
1.7	Opzet van het onderzoek en het rapport .....	15
2	Data .....	16
2.1	Gezondheidstoestand van de niet-institutionele bevolking .....	16
2.1.1	Chronische aandoeningen .....	17
2.1.2	Lichamelijke beperkingen .....	20
2.1.3	Ervaren ongezonderheid .....	23
2.2	Gezondheidstoestand van de bevolking in instellingen .....	23
2.3	Sterfte .....	27
3	Methoden ter bepaling van de gezonde levensverwachting en het effect van eliminatie van een chronische aandoening .....	30
3.1	Overlevingstafeltechnieken voor de berekening van de gezonde levensverwachting .....	31
3.1.1	Prevalence rate life tables (Sullivan-methode) .....	31
3.1.2	Multiple decrement life tables .....	32
3.1.3	Increment decrement (multistate) life tables .....	32
3.1.4	Vergelijking van de drie overlevingstafeltechnieken .....	33
3.1.5	Berekening van de gezonde levensverwachting in dit onderzoek ....	37
3.2	Berekeningsmethoden om het effect van eliminatie van een chronische aandoening op de (gezonde) levensverwachting te bepalen	39
3.2.1	Het beperkingen-effect .....	41
3.2.2	Het sterfte- en gecombineerde effect .....	47
3.3	Uitwerking van de in dit onderzoek gehanteerde .....	49
	eliminatie-techniek	

- vervolg inhoudsopgave

4	Resultaten	51
4.1	Prevalentiecijfers en gezonde levensverwachting	51
4.1.1	Prevalentiecijfers en levensverwachting met en zonder chronische aandoeningen	52
4.1.2	Prevalentiecijfers en levensverwachting met en zonder beperkingen	55
4.1.3	Prevalentiecijfers en levensverwachting met en zonder ervaren ongezondheid	57
4.1.4	Vergelijking van de operationalisaties van gezonde levensverwachting	59
4.2	Het effect van eliminatie van chronische aandoeningen op de gezonde levensverwachting	62
4.2.1	Resultaten van de eliminatie van chronische aandoeningen op de prevalentie van beperkingen	63
4.2.2	Doodsoorzaak geëlimineerde overlevingstafelanalyses ter bepaling van het effect van eliminatie van een chronische aandoening op de sterftekansen	66
4.2.3	Het effect van eliminatie van een chronische aandoening op de levensverwachting met en zonder beperkingen	69
5	Samenvatting	77
	Noten	83
	Literatuur	85
<b>Bijlagen</b>		
1	Schatting van de missende waarden van de beperkingen-index	92
2	Bevolking in een instelling, absoluut en als percentage Neder- landse bevolking	94
3	Selectie van ICD- en AM-codes bij de aandoeningen uit de vergelijkende analyses	98
4	De Sullivan-methode	99
5	Decompositie van het effect van eliminatie	102
6	Methode van Colvez & Blanchet en Mathers	105



- vervolg inhoudsopgave

7	Logistische regressie-analyse van het effect van een aandoening op de prevalentie van beperkingen . . . . .	107
8	Benaderingsmethode om het effect van eliminatie van een aandoening op de prevalentie met beperkingen te bepalen . . . . .	109
9	Doodsoorzaak-geëlimineerde overlevingstafel . . . . .	111
10	Significantie-toetsen (on)gezonde levensverwachting . . . . .	112



## Voorwoord

De 'gezonde levensverwachting' als indicator voor de gezondheidstoestand van de bevolking geniet een toenemende nationale en internationale belangstelling, zowel in beleid als in onderzoek. Sinds Sullivan in de jaren zeventig deze samengestelde indicator introduceerde, is zij voor een groeiend aantal landen berekend. In 1989 vond bovendien de eerste bijeenkomst van het internationale netwerk van onderzoekers van de gezonde levensverwachting (REVES) plaats in Québec. Sindsdien komt dit netwerk periodiek bijeen om harmonisatie van begrippen en berekeningswijzen te bevorderen, internationale vergelijkingen te maken en het gebruik van deze maat ten behoeve van planning en volksgezondheidsbeleid te stimuleren. Van Ginneken en collegae berekende in datzelfde jaar de gezonde levensverwachting voor Nederland en hun werk betekende een belangrijke stimulans voor het Nederlandse onderzoek naar de gezonde levensverwachting.

In de hier voorliggende studie van ISG, NIVEL en CBS wordt expliciet aandacht besteed aan het effect van chronische ziekten op de gezonde levensverwachting. Deze studie vormt onderdeel van een omvangrijker project, waarin tevens de robuustheid van de indicator wordt onderzocht. Hierover is een afzonderlijk rapport verschenen, getiteld: *Gezonde levensverwachting en chronische ziekten: vergelijking van databronnen en berekeningen*. Het ministerie van Welzijn Volksgezondheid en Cultuur (WVC) verstreekte voor deze studie subsidie.

De Nederlandse werkgroep 'Gezonde levensverwachting' en de commissie voor Wetenschappelijk Onderzoek van het NIVEL (WO) gaven constructief commentaar op eerdere versies van dit rapport. Collega's van het ISG, CBS en NIVEL assisteerden bij de dataverwerking. De auteurs willen in het bijzonder Harald Abrahamse, Peter Spreeuwenberg, Renate Wiegers en Peter Mulder van het NIVEL bedanken voor hun constructieve bijdrage. Het typewerk was in handen van Ria Karamat Ali van het NIVEL. Dank geldt tenslotte het Instituut Maatschappelijke Gezondheidszorg (EUR) voor het beschikbaar stellen van tijd ten behoeve van de afwikkeling van dit rapport.

Amsterdam/Utrecht/Voorburg, december 1994



## 1. INLEIDING

De 'gezonde levensverwachting' is een gezondheidsindicator waarvoor toenemende belangstelling bestaat. In dit inleidende hoofdstuk worden allereerst de belangrijkste demografische en epidemiologische ontwikkelingen aangestipt die ertoe hebben geleid dat de behoefte kwam aan een samengestelde gezondheidsindicator (paragraaf 1.1). Vervolgens wordt kort ingegaan op het ontstaan van de gezonde levensverwachting, de kenmerken en de relevantie van deze gezondheidsindicator (paragraaf 1.2-1.4). In paragraaf 1.5 komt de empirische onderbouwing van de maat aan de orde. Vervolgens wordt de vraagstelling van het onderhavige onderzoek uitgewerkt (paragraaf 1.6) en tenslotte wordt in paragraaf 1.7 kort samengevat hoe dit rapport is opgebouwd.

### 1.1. Een veranderend gezondheidsprofiel

De afgelopen twee decennia heeft zich in Nederland, evenals in andere Europese landen, een proces van ontgroening voorgedaan. Dit werd veroorzaakt door een daling van het aantal geboorten vanaf het midden van de jaren zestig tot het begin van de jaren tachtig, die volgde op de 'babyboom' in de twee decennia ervoor. Hoewel dit proces van ontgroening in Nederland ten opzichte van andere Europese landen zeer snel is verlopen, blijft het percentage ouderen (65-plus) in ons land nog ruimschoots achter op vrijwel alle Noord-, West- en Midden-Europese landen. Het relatief hoge aantal geboorten tot het midden van de jaren zestig is hiervan de oorzaak (Nusselder, 1991). Het ouder worden van deze babyboomgeneratie zal in de toekomst wel leiden tot een snelle vergrijzing van de bevolking in ons land. In vergelijking met andere Europese landen zal de top van de vergrijzing later plaatsvinden. Dit neemt niet weg dat ook heden ten dage het aandeel en aantal ouderen in ons land sterk groeit. Met name de omvang van de groep hoogbejaarden neemt jaarlijks aanzienlijk toe (met drie procent). Deze (dubbele) vergrijzing is mede het gevolg van de daling van de sterftetekansen in de afgelopen decennia (De Beer et al., 1991).

De 'levensverwachting' is een indicator van de sterfte-ontwikkeling waarop veranderingen in de leeftijdsstructuur, zoals de hiervoor genoemde ontgroening en vergrijzing geen invloed hebben, omdat wordt uitgegaan van een stationaire bevolking. De levensverwachting geeft het verwachte aantal jaren weer dat personen gemiddeld zullen leven vanaf een bepaalde leeftijd, als de waargenomen sterftetekansen constant worden verondersteld. De levensverwachting bij de geboorte is sterk toegenomen en stijgt nog steeds. In de periode vlak na de Tweede

Wereldoorlog bedroeg de levensverwachting bij de geboorte voor mannen ruim 69 jaar en voor vrouwen bijna 72 jaar. Momenteel bedraagt de levensverwachting voor mannen ruim 73 en voor vrouwen 80 jaar. Vergeleken met andere Europese landen is dit hoog; alleen in Zweden (mannen) en in Frankrijk (vrouwen) was de levensverwachting bij de geboorte hoger (Nusselder, 1991). Hoewel vanaf 1970, en voor vrouwen ook ervoor, de sterfte op middelbare en oudere leeftijd aanzienlijk is gedaald, is de stijging van de levensverwachting bij de geboorte niet zo zeer het gevolg van deze afnemende sterftekansen op oudere leeftijd. De verklaring moet veel meer gezocht worden in de daling van de sterfterisico's in de eerste levensjaren (De Beer et al., 1991). De levensverwachting bij de geboorte is relatief ongevoelig voor een verminderd risico om te overlijden op oudere leeftijd (Ols-hansky, 1990).

De ontwikkeling van de levensverwachting bij de geboorte sinds de Tweede Wereldoorlog verschilt tussen mannen en vrouwen. Is de levensverwachting van vrouwen voortdurend toegenomen, wat betreft mannen werd de stijging vanaf het midden van de jaren vijftig onderbroken. Eerst was sprake van een stabilisatie, en in de jaren zestig zelfs van een daling. Deze werd veroorzaakt door een stijging van de sterfte op middelbare en jong bejaarde leeftijd aan ziekten van de bloedsomlooporganen (ischaemische hartziekten); longkanker (ook onder vrouwen) en andere vormen van kanker; CARA alsmede verkeersongevallen. Vanaf het begin van de jaren zeventig heeft zich voor mannen een nieuwe stijging van de levensverwachting ingezet en deze heeft zich in de jaren tachtig voorgezet (Van Poppel, 1991; Van Poppel & Van Ginneken, 1985).

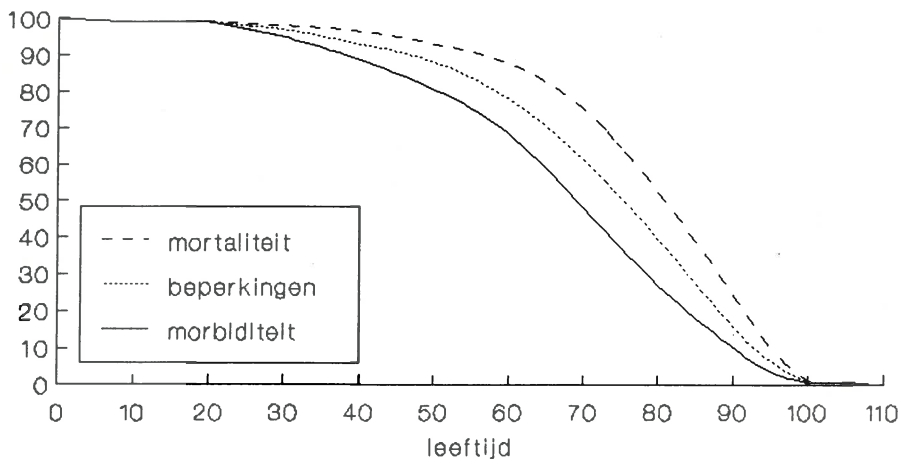
De daling van de sterfte vanaf 1970 is voor een belangrijk deel toe te schrijven aan de categorie hart- en vaatziekten en, zij het in mindere mate, aan verkeersongevallen en accidentele val. Bij vrouwen wordt de huidige sterftedaling nog mede veroorzaakt door een daling van de sterfte aan kanker; bij mannen is dit niet het geval (Van Poppel & Van Ginneken, 1985; Mackenbach, 1992). Voor een gedetailleerde beschrijving van de recente ontwikkelingen van de sterfte naar doodsoorzaak wordt verwezen naar Hoogenboezem (1989) en naar de periodieke cijfers over dit onderwerp in het *'Maandbericht Gezondheidsstatistiek'* van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS).

De hierboven beschreven ontwikkelingen in de sterfte (naar doodsoorzaak) kunnen worden geplaatst in een model dat bekend is onder de naam 'epidemiologische transitie'. Deze 'epidemiologische transitie' kan worden gezien als een uitwerking van de sterftecomponent in de 'demografische transitie' (zie voor een kort overzicht: Mackenbach, 1992; Van den Bos, 1989). Het concept van de

epidemiologische transitie werd ontwikkeld door Omran (1971). Hij onderscheidde drie stadia: 'the stage of pestilence and famine', 'the stage of receding pandemics', en 'the stage of degenerative and man-made diseases'; Olshansky en Ault (1986) voegden er een stadium aan toe: 'the age of delayed degenerative diseases'. In de opeenvolgende fasen neemt de sterfte af en stijgt de levensverwachting. De overgang van de derde naar de laatste fase vond rond 1970 plaats. Het belangrijkste verschil tussen de laatste twee stadia is de verschuiving van de sterfte aan degeneratieve aandoeningen naar oudere leeftijd.

De hierboven gesignaleerde daling van de sterfte doet de vraag rijzen wat deze toegenomen overlevingskansen, en met name die op middelbare en oudere leeftijd, betekenen voor de gezondheid van de bevolking. De mogelijke gevolgen van de verbeterde overlevingskans worden duidelijk in beeld gebracht in het schema dat werd geïntroduceerd door de Wereld Gezondheids Organisatie (WHO) (zie figuur 1.1). Het bevat drie overlevingscurves, de buitenste is de 'totale' overlevingscurve, de binnenste is de overlevingscurve zonder (chronische) ziekten en die er tussen is de overlevingscurve zonder beperkingen. De oppervlakte onder de overlevingscurves geeft de levensverwachting weer; de oppervlakte onder buitenste curve is de totale levensverwachting, die onder de middelste curve de 'levensverwachting zonder beperkingen' en die onder binnenste curve de 'levensverwachting zonder ziekten' (WHO, 1985; Manton & Soldo, 1985).

Figuur 1.1 Overlevingscurves voor mortaliteit, morbiditeit en beperkingen (hypothetisch)



Bron: Gebaseerd op Manton & Soldo, 1985

Aan de hand van deze figuur wordt duidelijk welk effect verschuivingen van de morbiditeitscurves (en veranderingen in de vorm ervan) in relatie tot die van de sterfte hebben op de oppervlakten onder de curves, die de levensverwachtingen in de verschillende gezondheidssituaties weergeven. Er kan een verkleining van het oppervlak tussen totale overlevingscurve (C) en overlevingscurve zonder ziekten (A) optreden, zodat de periode met ziekte vermindert. Dit wordt ook wel aangeduid als 'compressie van de morbiditeit'. Tevens kan een vergroting van dat oppervlak plaatsvinden. Er wordt dan gesproken van 'expansie van de morbiditeit'. Over wat de meest waarschijnlijke ontwikkeling is, lopen de meningen uiteen: volgens Fries (1980) zal er compressie van de morbiditeit plaatsvinden, omdat de eerste klinische verschijnselen van chronische aandoeningen (en veroudering) door primaire preventie kunnen worden uitgesteld tot op oudere leeftijd en de progressie kan worden verminderd. Gruenberg (1977), Kramer (1980) en Verbrugge (1984) wijzen op een expansie van de morbiditeit. De toegenomen overlevingskans gaat volgens hen samen met een verbeterde overlevingskans van chronische zieken (door secundaire of tertiaire preventie). Personen met een slechte gezondheid zijn gered van overlijden door medische ingrepen, hetgeen leidt tot een toename van het aantal ernstig en langdurig zieken en een toename van de gezondheidslast (bijvoorbeeld in de vorm van lichamelijke beperkingen). Verbrugge wijst erop dat de verlaging van de sterftetekansen een direct effect heeft op de prevalentie van chronische aandoeningen, doordat personen met een chronische aandoening langer in leven blijven, en een indirect effect, omdat zij in deze extra geleefde jaren aan risico's van andere aandoeningen blootstaan. Manton (1982) neemt een tussenpositie in: volgens hem zou er van een combinatie van expansie van de morbiditeit en een daling van de prevalentie van ernstige chronische aandoeningen sprake zijn.

Uit de hierboven beschreven demografische en epidemiologische ontwikkelingen blijkt de toenemende rol die chronische aandoeningen spelen in onze samenleving. Het ouder worden van omvangrijke geboorte-generaties, in combinatie met de daling van de sterftcijfers met name op oudere leeftijd, leidt tot een toename van het aantal chronisch zieken. Behalve chronische ziekten die een groot aantal sterfgevallen veroorzaken (levensbedreigende ziekten of 'killers') zoals bijvoorbeeld kanker en hartaandoeningen veroorzaken ook niet-letale chronische aandoeningen ('non-killers') een grote gezondheidslast, bijvoorbeeld in termen van lichamelijke beperkingen.



## 1.2. Naar een samengestelde gezondheidsindicator: de gezonde levensverwachting

Tot voor kort werden hoofdzakelijk sterftematen gebruikt om de gezondheidstoestand van een bevolking op een bepaald tijdstip weer te geven en te vergelijken met de situatie in eerdere of latere jaren of van andere bevolkingsgroepen. De 'levensverwachting' (op een bepaalde leeftijd) en de 'zuigelingensterfte' zijn voorbeelden van sterftematen die hiervoor op grote schaal worden gebruikt. Deze maten zijn gebaseerd op gegevens over het aantal overledenen naar leeftijd en meestal ook naar geslacht. Naast deze 'overall' sterfte-indicatoren zijn ook maten ontwikkeld die de bijdrage van verschillende doodsoorzaken aan de sterfte weergeven, rekening houdend met de leeftijd van overlijden. Hierin is, naast de eerder genoemde variabelen leeftijd en geslacht, ook de (primaire) doodsoorzaak verdisconteerd. Voorbeelden van sterfte-indicatoren waarin gegevens over de oorzaak van overlijden zijn gebruikt, zijn: 'het aantal verloren levensjaren' en 'de winst in levensverwachting (voor de totale of de gespaarde bevolking) als gevolg van (gedeeltelijke) uitschakeling van een bepaalde doodsoorzaak' (zie onder andere: Centraal Bureau voor de Statistiek, 1984a; Van Ginneken et al., 1989; Namboodiri & Suchindran, 1987; Manton & Stallard, 1984; Tsai, 1978; Manton & Stallard, 1980; Romeder & McWinnie, 1977).

Sterftecijfers worden om een aantal redenen gebruikt. Allereerst zijn deze gebaseerd op een doorgaans betrouwbare registratie, bijvoorbeeld op basis van sterftecificaten. Bovendien kan de ontwikkeling van sterfte over een lange periode worden gevolgd; leeftijds- en geslachtsspecifieke sterftegegevens worden in Nederland al vanaf 1840-1851 verzameld (Mackenbach, 1992). Sterfte is een uniek en duidelijk gedefinieerd begrip, omdat overlijden slechts één keer in een mensenleven voorkomt. Dit vergemakkelijkt statistische analyses (Ruzicka & Lopez, 1990). Deze kenmerken maken sterftematen zeer geschikt voor het onderling vergelijken van zowel ontwikkelingen in verschillende perioden als van verschillende (deel-)bevolkingen. Voor de maten die zijn afgeleid van gegevens naar doodsoorzaak geldt dit in mindere mate. Redenen hiervoor zijn dat er periodieke wijzigingen in het classificatiesysteem voor de doodsoorzaken 'The International Classification of Diseases, Injuries and Death (ICD)' zijn geweest en dat verbeteringen in de exactheid van de diagnoses hebben plaatsgevonden (Ruzicka & Lopez, 1990).

Ondanks de genoemde voordelen van sterftegegevens voldoen de hierop gebaseerde gezondheidsindicatoren steeds minder voor het in kaart brengen van (ontwikkelingen in) de huidige volksgezondheid. De oorzaak hiervan moet gezocht worden in de hiervoor beschreven demografische en epidemiologische ontwikkelingen.

Hierdoor wordt de samenleving geconfronteerd met een stijgende ziektelast, mede veroorzaakt door chronische aandoeningen, die vaak niet als primaire doodsoorzaak optreden. Gezondheidsproblemen als gevolg van (niet-letale) chronische aandoeningen die zeer invaliderend kunnen zijn, worden bij gebruik van alleen sterfematen aan de waarneming onttrokken. Zoals Ruzicka en Lopez (1990) opmerken: 'The statistics on causes of death only reveal the proverbial tip of the iceberg of the many dimensions of health status. These data only provide information about the frequency of fatal outcomes of health impairments, and of accidents and other external causes of death.' Er is juist een toenemende behoefte aan informatie over de ziektelast die wordt veroorzaakt door deze categorie van niet-letale aandoeningen en ziekten onder personen die in leven blijven met een letale chronische aandoening. Om deze reden is de afgelopen decennia veel onderzoek verricht naar een nieuwe samengestelde indicator, waarin naast sterftcijfers ook gegevens over de gezondheid zijn verwerkt. Al in het begin van de jaren zestig is in de literatuur voor het eerst sprake van een samengestelde gezondheidsindicator (Sanders, in: Sullivan 1971a). Sullivan introduceerde de 'expectation of life free of disability', door hem ook wel aangeduid als 'single index of mortality and morbidity'. Deze maat geeft het aantal jaren weer dat personen naar verwachting zonder beperkingen zullen leven bij een onveranderd sterfteregiem en een constante beperkingenstructuur. Deze jaren hebben in principe zowel betrekking op de bevolking verblijvend in als buiten een gezondheidsinstelling. Vanaf het begin van de jaren tachtig werd op grotere schaal onderzoek naar de samengestelde gezondheidsindicator geëntameerd. De indicator is momenteel ook bekend onder de namen 'gezonde levensverwachting' (healthy life expectancy), 'levensverwachting zonder beperkingen' (life expectancy without disabilities, disability free life expectancy) en 'actieve levensverwachting' (active life expectancy) en kan worden beschouwd als een onderdeel van de 'gezondheidsverwachting' (health expectancy) (zie ook Robine & Michel, 1992). In dit rapport wordt de term 'gezonde levensverwachting' gebruikt als verzamelnaam voor de samengestelde gezondheidsindicator.

### **1.3. Kenmerken van de gezonde levensverwachting**

Zoals opgemerkt geeft de gezonde levensverwachting het gemiddeld aantal jaren weer dat personen nog te leven hebben zonder beperkingen of in goede gezondheid, gesteld dat de huidige sterfte- en beperkingencijfers constant blijven. In de meeste studies ligt bij de operationalisatie van de gezonde levensverwachting de nadruk op beperkingen in het (lichamelijk) functioneren, oftewel op de gevolgen van aandoeningen of stoornissen. Daarnaast zijn voorbeelden bekend van onder-

zoeken waarin gezondheid is geoperationaliseerd op grond van het algemeen ervaren gezondheid (Van Ginneken et al., 1989, 1991; Brønnum-Hansen, 1992), of op basis van chronische ziekten en lichamelijke beperkingen of handicaps, eventueel in combinatie met het algemeen gezondheidsoordeel (Brønnum-Hansen, 1992; Petterson, 1991). Recentelijk is ook onderzoek verricht naar de levensverwachting zonder dementie (zie: Ritchie, 1989; Ritchie et al., 1993).

De gezonde levensverwachting heeft als gezondheidsindicator een aantal voordelen. Doordat in de gezonde levensverwachting zowel sterftecijfers als gegevens over de gezondheidstoestand (bijvoorbeeld lichamelijke beperkingen) zijn verdisconteerd, kan ook dat deel van de gezondheidsproblemen dat niet 'direct' resulteert in sterfte, worden gekwantificeerd. Hierdoor kan de veelal grote gezondheidslast als gevolg van degeneratieve niet-letale chronische aandoeningen beter in kaart worden gebracht. Chronische aandoeningen die verantwoordelijk zijn voor het grootste aantal sterfgevallen (zoals kanker en hartaandoeningen) hebben in principe een lage prevalentie van beperkingen tot gevolg. Degeneratieve chronische aandoeningen die zeer invaliderend zijn, zoals bijvoorbeeld reumatoïde artritis, ziekten van het zenuwstelsel, arterosclerose, beroerte, ziekten van het zenuwstelsel en dementie, leiden tot een hoge prevalentie van beperkingen (Manton, 1986, Van den Bos, 1989).

Een tweede belangrijk voordeel is dat de gezonde levensverwachting een verfijning is van de levensverwachting, die op grote schaal wordt toegepast en daardoor een ruime bekendheid geniet. Net als de levensverwachting is de maat makkelijk te interpreteren en kan de indicator worden berekend voor alle leeftijdsgroepen. De gezonde levensverwachting wordt niet beïnvloed door de leeftijdsstructuur. Tenslotte is ook het samengestelde karakter van de maat een voordeel. Verschuivingen in de ene gezondheidsklasse kunnen namelijk doorwerken in de andere (Sullivan, 1971b). Veranderingen in de prevalentie van personen in een gezondheidsinstelling beïnvloeden bijvoorbeeld de prevalentie van beperkingen onder de niet-institutionele bevolking. Als bijvoorbeeld de instroom in instellingen vermindert als gevolg van veranderingen in de indicatiestelling voor opname, resulteert dit bij een gelijkblijvende prevalentie van beperkingen in een hogere prevalentie van beperkingen onder de niet-institutionele bevolking. Als deze ontwikkelingen niet in samenhang worden geanalyseerd, kunnen verkeerde conclusies worden getrokken.

Een nadeel van de gezonde levensverwachting is het (vooralsnog) ontbreken van uniformiteit van de invulling van het concept. Het is eigenlijk nog niet meer dan een verzamelnaam voor een samengestelde gezondheidsindicator die de verwachte

duur in jaren weergeeft die een bevolking(sgroep) in 'gezondheid' of 'zonder beperkingen', of, algemener uitgedrukt, in een bepaalde gezondheidstoestand leeft. Dit blijkt uit de verschillende manieren waarop de gezonde levensverwachting is bepaald sinds Sullivan het begrip introduceerde (zie onder andere: Colvez & Blanchet, 1983; Wilkins & Adams, 1983; Katz, 1983; Robine et al., 1987; Bebbington, 1988; Crimmins, 1989; Van Ginneken et al., 1989; Rogers, Rogers & Branch, 1989; Rogers, Rogers & Belanger, 1989; 1991; Manton & Stallard, 1991; Mathers, 1991; Petterson, 1991; Tu & Chen, 1991, 1992; Crimmins et al., 1994). Deze onderzoeken verschillen onder meer ten aanzien van de gebruikte gegevens over de gezondheid, de selectie van items, de bronnen en de berekeningswijzen. Als gevolg van de hierboven genoemde verschillen in operationalisatie en berekeningswijze is de gezonde levensverwachting momenteel nog niet goed te vergelijken tussen landen. In het kader van het internationale onderzoeksnetwerk 'REVES' is de afgelopen jaren veel onderzoek verricht en zijn werkgroepen opgericht om een grotere consensus te bereiken over de operationalisatie en de berekening van de gezonde levensverwachting (Van de Water, 1991; Mathers & Robine, 1993).

Echter ook binnen één land is het vaak moeilijk om tijdreeksen samen te stellen op basis van vergelijkbare gegevens, omdat wijzigingen in de dataverzamelingen zijn aangebracht of omdat dataverzamelingen van verschillende instanties niet vergelijkbaar zijn. Verschillen in de exacte vraagstelling (en de inleiding op de vragen), het aantal en de formulering van de antwoord-items, de wijze van ondervragen (mondeling versus schriftelijk), de steekproeftrekking en het gebruik van proxy-interviews zijn in meer of mindere mate van invloed op de prevalentie van beperkingen (Picavet et al., 1992). Voor Nederland is een onderlinge vergelijking van gegevens uit verschillende jaren en tussen verschillende databronnen derhalve nauwelijks mogelijk (Van den Bos et al., 1994). Wijzigingen in de exacte vraagstelling naar lichamelijke beperkingen maken bijvoorbeeld de 'levensverwachting zonder beperkingen' onvergelijkbaar tussen opeenvolgende jaren van de gezondheidsenquête van het CBS (Boshuizen et al., 1992).

#### **1.4. Wetenschappelijke en maatschappelijke relevantie van de gezonde levensverwachting**

De gezonde levensverwachting kan voor een aantal doeleinden worden gebruikt. Allereerst geeft de maat informatie over de gezondheidstoestand van de bevolking op een bepaald moment. Op basis van gegevens uit verschillende jaren kan de ontwikkeling van de gezondheidstoestand in de tijd worden gemeten, op grond waarvan conclusies kunnen worden getrokken over de ontwikkeling van de

gezondheidssituatie op populatieniveau. Zijn longitudinale gegevens voorhanden, dan kan bovendien inzicht worden verkregen in de gemiddelde levensduur zonder beperkingen (en veranderingen hierin) van een synthetisch cohort dat wordt blootgesteld aan de waargenomen sterfte- en beperkingkansen.

In Nederland wordt de gezonde levensverwachting toegepast in de Volksgezondheids Toekomst Verkenning die door het Rijks Instituut voor Volksgezondheid en Milieuhygiëne (RIVM) wordt opgesteld (Kramers et al., 1993). De WHO hanteert de gezonde levensverwachting als een belangrijke regionale indicator voor 'monitoring'. In het WHO-programma 'Health for all by the year 2000' is een toename van het gemiddeld aantal jaren dat mensen zonder ernstige ziekten of beperkingen leven (lees: de gezonde levensverwachting) als een van de gezondheidsdoelen geformuleerd (WHO, 1985; Mathers & Robine, 1993).

Dat de gezonde levensverwachting inzicht verschaft in de aard ('kwaliteit') van de verwachte levensduur vanaf een bepaalde leeftijd is niet alleen uit beleidsmatig oogpunt relevant. De index biedt ook mogelijkheden om de wetenschappelijke discussie over ontwikkeling van de morbiditeit in relatie tot die van de sterfte empirisch te toetsen, zij het dat hiervoor bij voorkeur longitudinale gegevens nodig zijn. In de eerste paragraaf van dit hoofdstuk werd al kort ingegaan op deze discussie. Hierin staat de vraag centraal of de stijging van de levensverwachting een toename van gezonde jaren betekent. Met andere woorden: is er sprake van compressie of expansie van de morbiditeit dan wel van een combinatie van expansie van de morbiditeit en een daling van de prevalentie van ernstige chronische aandoeningen. Inzicht in bovenstaande hypothesen kan worden vergroot door de verhouding tussen de gezonde en de totale levensverwachting te berekenen. Dit verhoudingsgetal, ook wel aangeduid als het 'Gezonde Levens Percentage' (GLP) geeft het aandeel weer dat jaren in gezondheid of zonder beperkingen uitmaken in de totale levensverwachting (zie: Robine, 1991; Van de Water, 1991; Robine & Michel, 1992). Daarnaast kunnen scenario's worden doorgerekend om het effect te bepalen van veranderingen in het niveau en het patroon van de sterfte en morbiditeit op de gezonde levensverwachting (zie: Mathers, 1992; Mathers & Robine, 1993; Crimmins et al., 1994).

Tenslotte zou de maat bruikbare informatie ten behoeve van de planning van de gezondheidszorgvoorzieningen en de begroting van kosten van sociale verzekeringen kunnen opleveren (Liu et al., 1990; Katz et al., 1983).



## 1.5. De empirische onderbouwing van de gezonde levensverwachting

Een belangrijk kenmerk van de gezonde levensverwachting is dat in deze samengestelde maat zowel gegevens zijn verwerkt over sterfte als over gezondheid. Hier wordt een korte beschrijving gegeven van de bronnen en gegevens die voor de berekening van de gezonde levensverwachting van belang zijn. In hoofdstuk twee wordt gedetailleerder ingegaan op de data die voor het onderhavige onderzoek zijn gebruikt.

### 1.5.1. Sterfte

Sterftegegevens naar leeftijd en geslacht zijn in principe in de meeste landen aanwezig. Ze kunnen worden ontleend aan volkstellingen, bevolkingsregisters of registraties op basis van sterftecertificaten. Omdat sterftegegevens relatief 'harde' gegevens zijn, leveren ze relatief weinig interpretatieverschillen op. Op basis van het aantal overledenen naar leeftijd en geslacht en gegevens over de leeftijds-samenstelling van de bevolking kunnen sterftcijfers en -kansen worden berekend (zie onder andere: Namboodiri & Suchindran, 1987; Shryock & Siegel, 1976; Chiang, 1984). In Nederland worden sterftetekansen (sterftequotiënten) en overlevingstafels periodiek gepubliceerd door het CBS (1987, 1992).

Gegevens over sterfte naar doodsoorzaak, die weliswaar voor de berekening van de gezonde levensverwachting niet nodig zijn, maar wel inzicht kunnen verschaffen in de bijdrage van chronische aandoeningen in de gezonde levensverwachting (zie paragraaf 3.2 en hoofdstuk 4), brengen wel enkele problemen met zich mee. Wil een ziekte in de statistiek van primaire doodsoorzaken terecht komen, dan moet de aandoening worden onderkend als onderliggende doodsoorzaak door de arts die het sterftecertificaat opstelt. Er is sprake van een onderliggende doodsoorzaak als de ziekte (of het incident) de opeenvolging van gebeurtenissen in werking heeft gezet die uiteindelijk hebben geleid tot de dood. In ons land zijn, in tegenstelling tot bijvoorbeeld in de Verenigde Staten, geen gegevens over alle op het sterftecertificaat voorkomende aandoeningen beschikbaar. Weliswaar zijn de secundaire doodsoorzaken geassocieerd, maar in de Nederlandse statistieken ontbreekt de koppeling tussen de primaire en secundaire doodsoorzaak van de overledene. Dit beperkt de analysemogelijkheden van gegevens over de secundaire doodsoorzaak aanzienlijk. Een tweede probleem van gegevens naar doodsoorzaak is dat ondanks het feit dat het sterftecertificaat wordt ingevuld door een arts de onderliggende doodsoorzaak niet altijd duidelijk is. Dit speelt met name een rol bij ouderen, onder wie vaak co-morbiditeit optreedt op het tijdstip van overlijden (Ruzicka &

Lopez, 1991; Mackenbach et al., 1987). Voor een uitvoeriger overzicht van de werking en de beperkingen van de doodsoorzaak-specifieke sterfstatistiek in Nederland wordt verwezen naar: Mackenbach et al. (1991); Bonte et al. (1985); Schadé (1983) en Hoogendoorn (1985).

### 1.5.2. Gezondheid

Gegevens over gezondheid geven meer aanleiding tot discussie dan data over mortaliteit. Dit hangt ondermeer samen met het begrip gezondheid, dat veel moeilijker op een uniforme wijze kan worden gedefinieerd dan sterfte. Het is praktisch vaak niet mogelijk om alle aspecten c.q. dimensies van gezondheid in een samengestelde maat als de gezonde levensverwachting mee te wegen. Er moeten keuzen worden gemaakt ten aanzien van de indicatoren van gezondheid, maar ook wat betreft de bronnen die worden gebruikt.

#### *Indicatoren van gezondheid*

Voor de berekening van de gezonde levensverwachting moet een afweging worden gemaakt van welke indicatoren van gezondheid worden meegewogen in de maat. Allereerst kan de gezonde levensverwachting worden berekend op basis van het al dan niet rapporteren van lichamelijke beperkingen. Hieronder wordt verstaan belemmeringen in het uitoefenen van activiteiten die normaal en/of noodzakelijk worden geacht voor het onafhankelijk functioneren van de mens (Picavet et al., 1992). Beperkingen worden volgens de 'Internationale Classificatie van Stoornissen, Beperkingen en Handicaps', de ICDH-classificatie van de WHO (1980), gedefinieerd als gevolgen van stoornissen (het uitvallen of beperkt functioneren van organen of ledematen). Daarnaast worden andere gezondheidsindicatoren gebruikt voor de berekening van de gezonde levensverwachting, zoals bijvoorbeeld het algemeen gezondheidsoordeel.

Het algemeen gezondheidsoordeel wordt beschouwd als een van de beste 'single' gezondheidsindicatoren, welke hoog is gecorreleerd met andere gezondheidsindicatoren, zoals de aanwezigheid van chronische ziekten en de overlevingsduur (Van den Bos, 1989). Dat maakt deze indicator zeer geschikt om te gebruiken in de gezonde levensverwachting. Tenslotte kan het voorkomen van chronische ziekten als indicator voor de gezondheid worden gebruikt. Voor het begrip chronische ziekte bestaat geen algemeen aanvaarde definitie. De omschrijving van de 'Commission on Chronic Diseases' vormt in veel landen de basis voor een omschrijving. In Nederland worden chronische ziekten in het algemeen omschreven als onomkeerbare aandoeningen, zonder uitzicht op herstel en met een gemiddeld lange ziekteduur. Ook ziektes die zich onderscheiden door een

vaak minder langdurig beloop (ten gevolge van overlijden of klinisch herstel door behandeling) worden tot chronische aandoeningen gerekend (Van den Bos, 1989). De mogelijkheden en beperkingen van deze en andere gezondheidsindicatoren worden mede bepaald door de bronnen waaraan de gegevens over de gezondheid zijn ontleend.

### *Bronnen*

Gezondheidsgegevens kunnen worden ontleend aan longitudinale en transversale (cross-sectionele) onderzoeken waarin de gegevens op basis van ondervraging, middels klinisch onderzoek, of door middel van registratie zijn verzameld. Longitudinale onderzoeken genieten de voorkeur boven transversale, omdat deze meer inzicht verschaffen in de dynamiek van de gezondheid en incidentiecijfers (overgangskansen) opleveren. Incidentiecijfers vergroten de keuze-mogelijkheden ten aanzien van de berekeningsmethode aanzienlijk (zie hoofdstuk 3). Uit recent onderzoek is een aantal voorbeelden bekend van het gebruik van longitudinale data in de berekening van de gezonde levensverwachting (zie bijvoorbeeld: Katz et al., 1983; Rogers, Rogers & Belanger, 1989; Rogers, Rogers & Branch, 1989; Branch et al., 1991; Crimmins et al., 1994).

In vrijwel alle onderzoek op het terrein van de gezonde levensverwachting worden gezondheidsenquêtes gebruikt, in het bijzonder die op basis van ondervraging van respondenten ('Health Interview Surveys' in tegenstelling tot 'Health Examination Surveys'). Gegevens afkomstig uit gezondheidsenquêtes worden om een aantal redenen gebruikt. Enquêtes kunnen representatieve gegevens opleveren op populatieniveau. Informatie die op basis van gezondheidsenquêtes is verzameld, verschaft ook inzicht in ziekten die niet onder de aandacht zijn gebracht van artsen. Bovendien geeft een enquête informatie over een aantal facetten (dimensies) van gezondheid, die kunnen bijdragen tot een vollediger beeld van de gezondheid. Voorts is het mogelijk om prevalentiecijfers te berekenen; zowel gegevens voor de teller als voor de noemer kunnen aan de enquête worden ontleend. De representativiteit van de gegevens is een ander voordeel, mits de steekproeftrekking zorgvuldig heeft plaatsgevonden en geen hoge non-respons is opgetreden. Ten aanzien hiervan dient te worden opgemerkt dat dit niet wil zeggen dat gegevens op grond van de steekproef tot de gehele bevolking kunnen worden gegeneraliseerd. Soms wordt een deel van de bevolking buiten beschouwing gelaten of een subpopulatie onderzocht. Het uitsluiten van de institutionele bevolking in de gezondheidsenquête van het CBS is hiervan een voorbeeld.

Naast de genoemde voordelen heeft het gebruik van surveygegevens ook beperkingen. De aandoeningen in een enquête zijn vaak globaal geformuleerd,



zodat ze ook voor respondenten zonder medische voorkennis herkenbaar zijn. Sullivan merkte ten aanzien van enquêtes op: 'there are serious limitations on the adequacy of information available on illness conditions (...) the information they [household survey respondents] provide is of limited and uncertain validity relative to clinical criteria and cannot be classified according to refined diagnostic categories' (Sullivan, 1971b). Uit onderzoek van Jabine (1987) blijkt dat vergeleken met gegevens van artsen, chronische aandoeningen substantieel minder vaak worden gerapporteerd in enquêtes. Daarentegen worden sommige ziekten die in enquêtes worden gerapporteerd niet bevestigd in registraties of klinisch onderzoek. De overeenstemming tussen beide bronnen neemt toe naarmate gebruik wordt gemaakt van specifiekere en nauwer omschreven ziektegroepen, de ziekte als ernstiger wordt gepercipieerd en de patiënt vaker een huisarts raadpleegt. Dat er verschil is tussen informatie op basis van enquêtes en die op basis van artsen, wil niet zeggen dat gegevens ontleend aan ondervraging van de respondenten van minder belang zijn. Welke bron de voorkeur geniet hangt af van de aard van de benodigde gegevens. Weliswaar kan medisch onderzoek met grotere zekerheid de aanwezigheid van problemen in termen van diagnoses vaststellen, dergelijke gegevens kunnen een onvolledig beeld geven omdat gezondheid meer is dan de afwezigheid van ziekte. Handicaps en beperkingen kunnen goed worden bepaald op grond van ondervraging, terwijl de aanwezigheid van ziekten en stoornissen het meest accuraat kunnen worden gemeten door klinisch onderzoek (Mathers, 1991; Applegate et al., 1990). Niet alle gegevens gebaseerd op ondervraging van respondenten zijn overigens even subjectief; chronische aandoeningen en lichamelijke beperkingen geven bijvoorbeeld objectievere informatie dan het algemeen gezondheidsoordeel of gegevens over het psychisch welbevinden (Van den Bos, 1989; Mootz, 1989).

Een belangrijk probleem bij het gebruik van enquêteresultaten is de mogelijke selectiviteit van de gegevens als gevolg van non-respons. Deze non-respons kan niet alleen selectief zijn voor leeftijd en geslacht en andere sociaal demografische variabelen, maar ook ten aanzien van de gezondheidstoestand. Volgens het CBS dat in het kader van het Proefonderzoek Medische Consumptie onder meer een non-responsanalyse heeft verricht, spelen gezondheidsredenen (zowel absoluut als relatief) een onbelangrijke rol bij de non-respons. In dit onderzoek wordt op de mogelijkheid gewezen dat er onder de non-respons enerzijds een groep personen is met een relatief hoge medische consumptie, en dat er anderzijds een aantal mensen is die juist vanwege goede gezondheid niet deelneemt aan de enquête (Centraal Bureau voor de Statistiek, 1983). Uit een non-responsonderzoek dat in het kader van het onderzoek 'Zorgen van en voor chronisch zieken' werd gehouden blijkt een geringe ondervertegenwoordiging van personen met

chronische aandoeningen en lichamelijke beperkingen, alsmede van personen die in het ziekenhuis opgenomen zijn geweest en verpleeghuisbewoners. In dit onderzoek vormt de respons-groep dan ook een iets gezondere afspiegeling van de totale oudere populatie van Amsterdam (Van den Bos, 1989). Uit recent Amerikaans onderzoek van Manton en Stallard (1991) blijkt wel duidelijk het selectieve karakter van de non-respons, maar het is natuurlijk de vraag in hoeverre de situatie in de Verenigde Staten op dit punt vergelijkbaar is met die in ons land.

Uit het bovenstaande blijkt dat hoewel gegevens over aandoeningen op basis van medische registraties preciezer zijn geformuleerd, niet alle aspecten van gezondheid op basis van dergelijke bronnen kunnen worden gemeten. Bovendien hebben gegevens uit registraties vaak betrekking op een selectief deel van de bevolking, (bijvoorbeeld de ziekenhuispopulatie), of op bepaalde aandoeningen (bijvoorbeeld besmettelijke ziekten of kanker). Wat betreft gegevens die zijn geregistreerd door de huisarts, speelt dit probleem een minder belangrijke rol. De reden hiervoor is dat de huisarts de eerste schakel vormt tussen de bevolking en de rest van de gezondheidszorg. Desondanks zal de dekking van een huisartsregistratie niet volledig zijn, omdat niet alle gezondheidsproblemen onder ogen van een arts komen ('het ijsbergfenomeen'), of door (andere) eerste- of tweedelijnsinstellingen worden behandeld. Bovendien kan het voorkomen van chronische aandoeningen in een huisartsregistratie worden onderschat als de registratie periode kort is. Een ander probleem is interdokter-variatie, hetgeen erop duidt dat niet alle aandoeningen of beperkingen met dezelfde betrouwbaarheid worden geregistreerd.

## **1.6. Uitwerking van de probleemstelling van het onderhavige onderzoek**

Hoewel recent wetenschappelijk onderzoek in Nederland en elders een belangrijke bijdrage heeft geleverd aan de verdere ontwikkeling van de berekeningsmethoden en interpretatie van de (ontwikkeling van) de gezonde levensverwachting, verdient de bestudering van de relatie tussen chronische ziekten en de gezonde levensverwachting nadere aandacht.

De doelstelling van dit onderzoek is tweeledig. Allereerst heeft het tot doel om de levensverwachting met en zonder chronische aandoeningen te berekenen en dat te vergelijken met het aantal jaren met en zonder langdurende beperkingen en ervaren ongezondheid. Ten tweede beoogt het na te gaan wat het effect is van verschillende (clusters) van chronische aandoeningen op het aantal jaren met en zonder beperkingen.

Het effect van verschillende (clusters) van chronische aandoeningen op het aantal jaren met beperkingen wordt geschat door na te gaan wat het effect zou zijn van volledige eliminatie van een bepaalde aandoening op de gezonde levensverwachting is. Hiertoe zijn diverse groepen aandoeningen geselecteerd: invaliderende aandoeningen (bijvoorbeeld reuma/rugklachten), levensbedreigende aandoeningen (bijvoorbeeld kanker) en aandoeningen met beide kenmerken (bijvoorbeeld hartaandoeningen). Bij de bepaling van het effect van eliminatie van een aandoening wordt rekening gehouden met de gevolgen van aandoeningen in termen van mortaliteit en beperkingen en met eventuele co-morbiditeit.

## **1.7. Opzet van het onderzoek en het rapport**

In hoofdstuk 2 worden de bronnen van gegevens over de gezondheidstoestand en sterfte die in dit onderzoek zijn gebruikt, beschreven. In hoofdstuk 3 wordt aan de hand van literatuuronderzoek nagegaan welke overlevingstafeltechniek het meest geschikt is om de gezonde levensverwachting te berekenen. Hierbij wordt rekening gehouden met de beschikbaarheid van de gegevens in dit onderzoek. Een drietal technieken die kunnen worden toegepast, worden beschreven, te weten: de 'prevalence rate life table' (i.c. de Sullivan-methode), de 'double decrement life table' en de 'increment decrement (multistate) life table'. Tevens wordt in dit hoofdstuk een methode gepresenteerd om het effect van (eliminatie van) een aandoening op de gezonde levensverwachting te schatten. Hierbij wordt rekening gehouden met het feit dat de oorzaak van de gerapporteerde beperkingen niet aan de respondenten is gevraagd. Het vierde hoofdstuk beschrijft de uitkomsten van de verschillende operationalisaties van de gezonde levensverwachting en presenteert schattingen van het effect van eliminatie van een aantal invaliderende en levensbedreigende chronische aandoening op de gezonde levensverwachting. Tenslotte worden in hoofdstuk 5 de belangrijkste resultaten en conclusies samengevat.

## **2. DATA**

In dit hoofdstuk komen de verschillende databronnen aan de orde, die voor dit onderzoek zijn gehanteerd. Voor de berekening van de gezonde levensverwachting zijn gegevens nodig over de gezondheidstoestand van de bevolking en sterfte. In paragraaf 2.1 wordt aandacht besteed aan de herkomst van gegevens over de gezondheidstoestand van de niet-institutionele bevolking. Daarna wordt ingegaan op de bronnen die zijn gebruikt om de gezondheidstoestand van de bevolking in instellingen te schatten (2.2). In paragraaf 2.3 ten slotte wordt kort aandacht besteed aan de sterftegegevens.

### **2.1. Gezondheidstoestand van de niet-institutionele bevolking**

De gezondheidstoestand is in dit onderzoek op drie manieren gedefinieerd: op basis van (clusters van) chronische aandoeningen, langdurende lichamelijke beperkingen en het algemene gezondheidsoordeel. Gegevens over de gezondheidstoestand onder de niet-institutionele bevolking werden ontleend aan de 'Nationale Studie naar Ziekten en Verrichtingen in de huisartspraktijk' van het Nederlands Instituut voor Onderzoek van de Gezondheidszorg (NIVEL). Deze studie werd opgezet met het doel op nationaal niveau inzicht te verkrijgen in de presentatie van ziekten, klachten en problemen in de huisartspraktijk (Foets & Van der Velden, 1990).

De materiaalverzameling vond plaats tussen 1 april 1987 en 31 maart 1988. Er zijn op drie niveaus gegevens verzameld, namelijk op het niveau van de huisarts en praktijkassistente (enquêtes), op het niveau van het consult (contactregistratie) en op het niveau van de bevolking (patiëntregistratie en patiëntenquête). Voor de onderhavige studie worden de gegevens uit de patiëntenquête geanalyseerd. In deze enquête zijn onder meer vragen gesteld naar chronische aandoeningen, lichamelijke beperkingen en de ervaren gezondheidstoestand.

De doelpopulatie van de gehele studie bestond uit alle zelfstandig gevestigde huisartsen in Nederland per 1 januari 1985 en hun praktijkpopulaties. Uitgezonderd werden huisartsen op de Waddeneilanden (exclusief Texel), huisartsen die op 1 januari 1985 70 jaar of ouder waren en huisartsen die zich in de loop van 1983-1984 niet gesteund, vrij gevestigd hadden. Ten behoeve van het onderzoek werd gebruik gemaakt van een aselechte, niet proportioneel gestratificeerde steekproef (met teruglegging) van 98 huisartsen, waaraan 63 directe collega's binnen de deelnemende praktijken werden toegevoegd. Deze 161 huisartsen verlenen zorg aan

335.000 personen. Stratificatie vond plaats naar regio (drie groepen), afstand tot het ziekenhuis (drie groepen) en urbanisatiegraad (vier groepen). De huisartsen werden aselekt in vier groepen ingedeeld, zodat gecontroleerd kon worden voor seizoenseffecten.

Voor de patiëntenquête werd uit de patiëntenadministratie een aselechte steekproef van in principe 100 patiënten per deelnemende huisarts getrokken. Daaronder vallen ook mensen die in een verzorgingshuis verblijven. Door verschillen in steekproefomvang per praktijk en vervuilde patiëntenbestanden bedroeg de bruto steekproef 17.342 patiënten. Na schoning bedroeg de netto steekproef 17.047 patiënten. De respons over de vier perioden bedroeg gemiddeld 76,6%, oftewel 13.066 personen. Uiteindelijk bleken 13.014 beantwoorde vragenlijsten geschikt voor analyse (Foets en Van der Velden, 1990).

Om een indruk te verkrijgen van de representativiteit van de responsgroep, werd deze groep wat betreft leeftijd en geslacht vergeleken met de oorspronkelijke steekproef en de totale Nederlandse bevolking. Er bleken slechts kleine verschillen te bestaan bij vergelijking met de Nederlandse bevolking. Mannen bleken licht oververtegenwoordigd en vrouwen licht ondervertegenwoordigd. Bij vergelijking naar leeftijd bleek de leeftijdsgroep van 25-44 jaar licht oververtegenwoordigd, terwijl 65 plussers iets ondervertegenwoordigd waren. Teneinde uitspraken op bevolkingsniveau te kunnen doen werden de resultaten van de patiëntenquête gewogen. Deze weging is gebaseerd op leeftijd, geslacht, regio en urbanisatiegraad.

De respondenten werden aan huis bezocht door enquêteurs/enquêtrices. De enquête werd grotendeels mondeling gesteld; vragen naar lichamelijke beperkingen en chronische aandoeningen werden schriftelijk afgenomen. Voor respondenten, jonger dan 15 jaar werd vervangende enquêtering toegepast. Het percentage proxy-interviews bedroeg 17%.

### **2.1.1. Chronische aandoeningen**

Voor de berekening van de levensverwachting zonder chronische aandoeningen zijn leeftijds- en geslachtsspecifieke prevalentiecijfers van chronische aandoeningen nodig. Deze zijn gebaseerd op het al dan niet rapporteren van één of meer chronische aandoeningen. In de patiëntenquête werd respondenten een lijst van 25 chronische aandoeningen voorgelegd en gevraagd aan te geven of zij last hebben of lijden aan deze aandoeningen. Er werd geen beperking gesteld aan het aantal te rapporteren aandoeningen.



Bij de analyse is gebruik gemaakt van een selectie van deze aandoeningen. Primair zijn die aandoeningen in beschouwing genomen die hetzij een hoge letaliteit, hetzij beperkingen in het dagelijks functioneren met zich meebrengen. Aandoeningen die derhalve niet bij de analyse zijn betrokken zijn: hoge bloeddruk (is een risico factor), aambeien, spataderen, menstruatieklasten, hooikoorts (geen echt chronisch verloop en/of invaliderend) en handicap ten gevolge van erfelijke afwijking. Behalve een uitgebreide lijst van chronische aandoeningen is een kleinere selectie van enkele clusters van aandoeningen gehanteerd. Deze selectie is grotendeels gebaseerd op de clusters van aandoeningen die door de Raad voor het Gezondheids Onderzoek zijn gehanteerd (RGO, 1992), te weten CARA, hartklachten, reuma/rugklachten, suikerziekte, kanker en ziekten van het zenuwstelsel, met dien verstande dat migraine/ernstige hoofdpijn buiten het laatste cluster aandoeningen is gelaten. Deze aandoening kent een ander patroon van lichamelijke beperkingen dan de overige ziekten van het zenuwstelsel en is apart geanalyseerd. Deze RGO-lijst van chronische aandoeningen is ook op basis van andere surveyonderzoeken in Nederland samen te stellen, zodat vergelijking van de resultaten mogelijk is. Gezien het feit dat het onderzoek tevens tot doel had inzicht te verschaffen in de vergelijkbaarheid van resultaten op basis van verschillende bestanden, is hiermee bij de keuze van aandoeningen rekening gehouden. Analyses op basis van deze selectie worden aangeduid als 'vergelijkende analyses' en die op basis van de uitgebreidere lijst 'afzonderlijke analyses'. Over de vergelijkbaarheid van de resultaten wordt in een afzonderlijk rapport verslag gedaan (Van den Bos et al., 1994). Een overzicht van de geselecteerde aandoeningen waarop het onderscheid in twee gezondheidsklassen ('met chronische aandoeningen' en 'zonder chronische aandoeningen') is gebaseerd, is weergegeven in tabel 2.1.

Als personen op één of meer vragen naar chronische aandoeningen geen antwoord hebben gegeven, is de variabele 'met chronische aandoening' voor die persoon buiten beschouwing gelaten (op 'missing' gezet). Bij de berekening van de prevalentiecijfers van chronische aandoeningen is onderscheid gemaakt naar leeftijd en geslacht. De tweedeling met en zonder chronische aandoeningen is op alle leeftijdsgroepen van toepassing. Tot en met 84 jaar is een indeling in vijf-jaars leeftijdsgroepen gebruikt. Daarboven is gezien het kleine aantal respondenten geen verdere onderverdeling gemaakt.

Tabel 2.1 Overzicht van chronische aandoeningen voor de afzonderlijke en de vergelijkende analyses

Chronische aandoeningen	Afzonderlijke analyses	Vergelijkende analyses
Chronische bronchitis, emfyseem, gerekte of versleten long, astma	CARA	CARA
Hartklachten en vocht achter de longen	Hartklachten	Hartklachten
Chronische reuma, artritis, artrose	Chronische gewrichtsaandoeningen	Reuma/rugklachten
Langdurige rugklachten, hernia ischias, "versleten" rug	Chronische rugklachten	Reuma/rugklachten
Suikerziekte of diabetes	Suikerziekte	Suikerziekte
Gezwelvorming of kanker ook leukemie of bloedkanker	Kanker	Kanker
Migraine of ernstige hoofdpijn	Migraine/ernstige hoofdpijn	Migraine/ernstige hoofdpijn
Ziekten van het zenuwstelsel zoals Parkinson, multiple sclerose, epilepsie	Ziekten van het zenuwstelsel	Overige neurologische aandoeningen
Chronisch maagkwaal, maagzweer, zweer aan de 12-vingerige darm, chronische darmstoornissen	Chronische maag-/darm aandoeningen	
Chronische nierziekte, nierstenen, Galstenen of andere galblaas- en leverziekten	Chronische urinewegaandoening Gal- en leverziekten	
Schildklierafwijking	Schildklierafwijking	
Chronische huidziekte of eczeem	Chronische huidziekte	
Prostaatklachten	Prostaatklachten	
Ernstige gevolgen ongeval (bijv. breuken), ernstige brandwonden	Gevolgen ongeval	
Aderverkalking	Aderverkalking	

### 2.1.2. Lichamelijke beperkingen

Een tweede criterium op basis waarvan gezondheidsklassen zijn ingedeeld voor de berekening van de gezonde levensverwachting, is het al dan niet rapporteren van één of meer lichamelijke beperkingen. In de patiëntenenquête werd een aantal vragen gesteld over langdurige of blijvende beperkingen in het lichamelijk functioneren. Personen die één of meer van de geselecteerde items niet, met (grote) moeite of (eventueel) met hulp kunnen verrichten, zijn gerekend tot de categorie 'met beperkingen'. Wanneer 'met grote moeite' als aparte antwoordcategorie was opgenomen, dan werd de antwoordcategorie 'met enige moeite' niet in de berekening meegenomen. Wanneer een respondent aangaf de bedoelde handeling wel met een hulpmiddel te kunnen verrichten, bijvoorbeeld bril, gehoorapparaat of stok, dan is dit als niet beperkt gerekend. Beperkingen in 100 meter hardlopen en bijten en kauwen werden buiten beschouwing gelaten.

Beperkingen zijn onderverdeeld in drie domeinen teneinde inzicht te verschaffen in de aard van de beperking, namelijk: Algemene Dagelijkse Levensverrichtingen (ADL), beweeglijkheid (inclusief mobiliteit) en communicatie. Evenals bij chronische aandoeningen is gebruik gemaakt van een uitgebreide selectie en een gecomprimeerde selectie van beperkingen ten behoeve van respectievelijk de afzonderlijke en vergelijkende analyses. De geselecteerde items zijn weergegeven in tabel 2.2.

Net als bij chronische morbiditeit zijn leeftijds- en geslachtsspecifieke prevalentiecijfers van beperkingen berekend. Hoewel in de patiëntenquête de vragenlijst met beperkingen aan iedereen, ongeacht de leeftijd, is voorgelegd, zijn de vragen niet op alle leeftijdsgroepen van toepassing. De leeftijdsgrens waarboven vragen naar beperkingen een eenduidig te interpreteren antwoord opleveren, varieert per item. Kinderen kunnen bijvoorbeeld eerder verstaanbaar praten dan kleine letters lezen. In dit onderzoek is daarom, evenals in de meeste gezondheidsenquêtes van het CBS, een leeftijdsgrens van 16 jaar aangehouden. Temeer omdat beneden de 16 jaar is gewerkt met proxy-interviews.

Ten aanzien van de missende waarden is dezelfde strategie gevolgd als bij chronische aandoeningen. Een missende waarde is toegekend als respondenten geen antwoord hebben gegeven op een van de items waaruit een domein of de geaggregeerde-index is samengesteld. Voor meer dan 10% van de respondenten kon de beperkingen-index niet worden berekend vanwege non-respons. Deze hoge non-respons hangt vermoedelijk samen met een ingewikkeld verwijssysteem in de beperkingen-vragenlijst.



Tabel 2.2 Overzicht lichamelijke beperkingen voor de afzonderlijke en de vergelijkende analyses

Lichamelijke beperkingen	Afzonderlijke analyses	Vergelijkende analyses
<b>ADL</b>		
Aan- en uitkleden	Ja	Ja
In en uit bed stappen	Ja	Ja
Trap op- en aflopen <sup>1</sup>	Ja	Ja
Verplaatsen binnenshuis	Ja	Ja
Eten snijden	Ja	Nee
<b>Beweeglijkheid</b>		
Voorwerp van 5 kg 10 meter dragen	Ja	Ja
Bukken en oprapen	Ja	Ja
400 meter lopen	Ja	Ja
teen nagels knippen	Ja	Nee
<b>Communicatie</b>		
Voeren van een gesprek	Ja	Ja
Volgen van een gesprek	Ja	Ja
Kleine letters lezen	Ja	Ja
Herkennen van een gezicht	Ja	Ja
Spraakgebrek	Ja	Nee

<sup>1</sup> In de vragenlijst zijn afzonderlijke vragen met betrekking tot het oplopen van de trap en het aflopen van de trap gesteld. Ten behoeve van analyses zijn deze samengevoegd.

Het verwijssysteem is met name complex voor de mobiliteitsvragen (400 meter aan één stuk lopen; 100 meter hardlopen; trap oplopen; trap aflopen). Personen die zich niet zonder hulp binnenshuis kunnen verplaatsen werden verondersteld niet 400 meter aan een stuk te kunnen lopen, 100 meter te kunnen hardlopen en de trap op en af te kunnen lopen. Voorts werd verondersteld dat personen die zich wel binnenshuis kunnen verplaatsen (eventueel in rolstoel), maar *niet* 400 meter aan één stuk kunnen lopen ook niet kunnen hardlopen. Personen die wel binnenshuis kunnen lopen (en 400 meter kunnen lopen) moesten de vervolgvragen wel beantwoorden.

Een aanzienlijke groep respondenten (ongeveer 800 personen van 16 jaar en ouder; ongeveer 8%) die zich wel zonder hulp binnenshuis kunnen verplaatsen, heeft de vier items (400 meter lopen, 100 meter hardlopen, trap oplopen, en trap aflopen) niet beantwoord. Dit is relatief hoog in vergelijking tot de bijna 20 personen die geen van de beperkingen-items hebben ingevuld en tot de non-

respons van maximaal 300 voor de overige items (kleine letters lezen eventueel met bril, dat overigens ook een genest item is). Nagegaan is of de non-respons groep significant afwijkt van de rest van de populatie. Indien deze afwijkt kunnen de resultaten van de groep die de items heeft beantwoord niet als representatief worden verondersteld voor de non-respons groep, hetgeen betekent dat de missende waarden moeten worden geschat en geïmputeerd.

#### *Non-respons analyse*

De groep non-respondenten is vergeleken met een controlegroep wat betreft de leeftijd, het geslacht en de hier geanalyseerde gezondheidsindicatoren: lichamelijke beperkingen, chronische aandoeningen en de ervaren gezondheid. Uit de analyse van de non-respons blijkt dat de groep die op de vier geneste vragen geen antwoord heeft gegeven jonger is: 77,7% is jonger dan 45 jaar (en ouder dan 15 jaar) in vergelijking tot 59,4% van de controle groep. De geslachtsverdeling verschilt niet significant tussen de non-respons groep en de controle-groep. Bovendien blijkt de non-respons groep gezonder te zijn. Dit blijkt onder andere uit het feit dat de non-respons groep significant minder frequent één of meer beperkingen heeft en ook gemiddeld minder beperkingen rapporteert. Dit verschil in het gemiddelde aantal beperkingen is ook aanwezig indien een uitsplitsing naar leeftijd (categorieën van 15 jaar) wordt gebruikt. Het voorkomen van chronische aandoeningen bevestigt de conclusie over de gezondheid van de non-respons groep. Zij hebben gemiddeld minder chronische aandoeningen. Ook ervaren de non-respondenten hun gezondheid gemiddeld beter dan de controle groep.

Uit deze non-respons analyse moet worden geconcludeerd dat de non-respons-groep zowel qua leeftijd als gezondheidskenmerken afwijkt van de rest van de populatie. Gezien het feit dat bovendien het merendeel van de non-respondenten ook de vraag naar het gebruik van een rolstoel niet heeft beantwoord, en het derhalve theoretisch mogelijk is dat een deel van hen in een rolstoel zit en terecht de geneste vragen niet heeft beantwoord, is het interpreteren van de non-respons als het niet hebben van beperkingen op deze items discutabel. Bovendien verschilt de non-respons groep op de genoemde gezondheidsaspecten significant van de groep die geen beperking rapporteert op de vier beperkingen vragen (tweede controlegroep). In vergelijking tot deze controlegroep rapporteert de non-respons groep vaker en gemiddeld meer lichamelijke beperkingen en meer chronische aandoeningen. Het eigen gezondheidsoordeel verschilt niet significant tussen de groepen. Omdat de non-responsgroep zowel afwijkt van de rest van de populatie als van de deelpopulatie zonder beperkingen zijn de missende waarden geschat met behulp van logistische regressie. In bijlage 1 wordt aan de schatting van de missende waarden aandacht besteed.

### **2.1.3. Ervaren gezondheidstoestand**

Tenslotte zijn gezondheidsklassen samengesteld op basis van het algemeen gezondheidsoordeel. Hiervoor is gebruik gemaakt van de vraag 'Hoe is over het algemeen uw gezondheidstoestand'. De ervaren gezondheid, die op een vijf-puntschaal is gemeten, is gehercodeerd tot een dichotome variabele. De categorieën 'niet goed niet slecht', 'slecht' en 'heel slecht' zijn gerekend tot de klasse 'on gezond' en 'heel goed' en 'goed' tot de klasse 'gezond'. De indeling heeft betrekking op alle leeftijdsgroepen van de ondervraagde populatie. Net als bij chronische aandoeningen en lichamelijke beperkingen is een leeftijdsverdeling in vijf-jaars leeftijdsgroepen gehanteerd en is de groep 85-plus niet verder onderverdeeld.

## **2.2. Gezondheidstoestand van de bevolking in instellingen**

Bewoners van (gezondheids)instellingen zijn in de berekening van de prevalentie cijfers van chronische aandoeningen, lichamelijke beperkingen en ervaren gezondheid niet in beschouwing genomen. De bevolking in instellingen is met uitzondering van bewoners van bejaardenoorden niet in de steekproef van de patiënten enquête opgenomen. De groep bewoners van bejaardenoorden (84 personen) is te klein om een uitsplitsing naar leeftijd, geslacht en gezondheidstoestand toe te staan. De gezondheidstoestand van bewoners van instellingen is derhalve op grond van additionele bronnen geschat.

Voor de berekening van de gezonde levensverwachting wordt ten aanzien van bewoners van instellingen die daar om andere dan gezondheidsredenen wonen, aangenomen dat zij qua gezondheid grotendeels overeen komen met hun leeftijds- en geslachtsgenoten in de bevolking in particuliere huishoudens. Dit geldt bijvoorbeeld voor bewoners van gevangenissen, opleidingsinternaten en kindertehuizen. De enquête-onderzoeken worden verondersteld opgeld te doen voor deze bevolkingsgroepen.

Ten aanzien van de bewoners van instellingen die daar om gezondheidsredenen verblijven, zoals bewoners van verpleeghuizen en geestelijke gezondheidsinstellingen (Algemene Psychiatrische Ziekenhuizen, Algemene Zwakzinnigeninrichtingen, Inrichtingen voor meervoudig gehandicapten, Kinder- en jeugdpsychiatrie en debieleninternaten) kunnen de resultaten van de enquête-onderzoeken niet representatief worden verondersteld. Dit geldt ook, zij het in mindere mate, voor bewoners van bejaardenoorden: zij nemen een positie in tussen de bevolking in particuliere huishoudens en die in gezondheidsinstellingen. Bewoners van een

bejaardenoord verblijven daar namelijk niet (altijd) om medische redenen, maar de doorstroming naar een verpleeghuis ingeval van verslechtering van de gezondheidstoestand blijft soms achterwege. Om deze reden kan de bevolking in particuliere huishoudens niet als maatgevend worden gezien voor bewoners van bejaardenoorden, maar kan ook niet worden gesteld dat laatstgenoemde groep in zijn geheel om gezondheidsredenen verblijft in een bejaardenoord. Deze bewoners van instellingen, voor wie de enquêteresultaten niet representatief zijn, worden als een afzonderlijke categorie beschouwd bij de berekening van de levensverwachting zonder beperkingen, respectievelijk ervaren ongezondheid. Deze groep wordt aangeduid als 'bevolking in een instelling ongezond' en wordt gerekend tot de deelbevolking 'met beperkingen' of 'ongezond'. Die bewoners van bejaardenoorden van wie de gezondheid (validiteit op grond van ADL) te wensen overlaat, zijn tevens gerekend tot de 'bevolking in een instelling ongezond'. Hiertoe zijn gerekend personen die bedlegerig of (gedeeltelijk) hulpbehoevend zijn. De valide bewoners van bejaardenoorden zijn gerekend tot de bevolking zonder beperkingen (respectievelijk ervaren ongezondheid). De uitkomsten van de enquêteonderzoeken zijn zoals opgemerkt representatief verondersteld voor de bevolking in gevangnissen, opleidingsinternaten en kindertehuizen.

Volgens het Besluit Bevolkingsboekhouding dient iemand op het adres van een instelling te worden ingeschreven indien hij of zij langer dan een jaar op dat adres verblijft of gaat verblijven (Van de Stadt & Bieseman, 1990). Om deze reden is bij de bepaling van het aantal inwoners van gezondheidsinstellingen uitgegaan van een verblijfsduur van minimaal één jaar. Dit geldt niet voor de inwoners van bejaardenoorden; bij een verhuizing naar een dergelijke instelling dient melding te worden gemaakt bij de gemeente(n) overeenkomstig de procedure bij een verhuizing van een particulier huishouden.

De berekening van de bevolking in instituties, waaronder in dit onderzoek een deelverzameling van de totale bevolking in instellingen wordt verstaan die qua gezondheid wordt verondersteld af te wijken van de bevolking in particuliere huishoudens, is gebaseerd op een aantal bronnen. Achtereenvolgens wordt per type instelling aangegeven van welke gegevens gebruik is gemaakt en onder welke veronderstellingen de bevolkingsomvang en -samenstelling naar leeftijd, geslacht en verblijfsduur zijn geschat. Bij de berekening van de gezonde levensverwachting is in de vergelijkende analyses gebruik gemaakt van een gemiddelde prevalentiecijfers van de institutionele bevolking (ongezond en totaal) in de totale bevolking van Nederland over de periode 1982-1990 (peildatum 31 december). Voor de afzonderlijke analyses zijn gegevens over de periode 1987-1988 gebruikt.

### *Bewoners van verpleeghuizen*

Het aantal inwoners van verpleeghuizen naar leeftijd en geslacht is berekend op grond van de SIVIS-registratie van het Informatiecentrum voor de Gezondheids Zorg, het SIG (SIG, Jaarboek Verpleeghuizen, diverse jaren). Gezien het feit dat aan de SIVIS-registratie niet alle verpleeghuizen deelnemen (ongeveer 80%) is op basis van gegevens over het aantal inwoners van verpleeghuizen (per 1 januari) die jaarlijks door het CBS worden gepubliceerd in de periodiek *'Intramurale Gezondheidszorg'* een 'ophoogfactor' berekend. Dit betekent dat de leeftijds- en geslachtsverdeling is geschat op basis van de SIVIS-registratie en de omvang op grond van de CBS-cijfers. Bij de berekening van de leeftijds- en geslachtsverdeling in vijfjaars leeftijdsgroepen is voor 1982 en 1983 verondersteld dat de verdeling binnen de leeftijdsgroepen 0-15, 16-29 en 30-34 jaar gelijk is aan die in de jaren erna. Tevens is aangenomen dat de leeftijds- en geslachtsverdeling in 1985, 1986 en 1987 hetzelfde is als die respectievelijk in 1984, het gemiddelde van 1984 en 1988 en 1989. Tenslotte is de verdeling naar verblijfsduur per leeftijds- en geslachtsgroep zoals die in 1982-1983 werd waargenomen gedurende de gehele periode 1984-1990 constant verondersteld.

### *Bewoners van instellingen in de geestelijke gezondheidszorg*

Ter bepaling van het aantal bewoners van instellingen in de geestelijke gezondheidszorg (GGZ) is gebruik gemaakt van gegevens naar leeftijd, geslacht en verblijfsduur uit de PIGG-registratie van het SIG. Tot instellingen voor de geestelijke gezondheidszorg worden hier gerekend: Algemene Zwakzinnigeninrichtingen, Algemene Psychiatrische Ziekenhuizen, Inrichtingen voor Meervoudig Gehandicapten, Kinder- en jeugdpsychiatrie en debieleninternaten. In een aantal gevallen was de verdeling binnen de leeftijdsgroep 0-14, 55-64 en 65-plus onbekend. In die gevallen is, indien mogelijk, de verdeling binnen deze categorieën op basis van gegevens van dezelfde instelling in een ander jaar genomen. Ontbreken ook deze gegevens, zoals bijvoorbeeld het geval is voor de Algemene Psychiatrische Ziekenhuizen, dan is de verdeling van de bevolking van Nederland gehanteerd. Daar niet alle instellingen deelnemen aan het PIGG is een 'ophoogfactor' gebruikt om het totale aantal inwoners naar leeftijd, geslacht en verblijfsduur te berekenen. Deze factor is gebaseerd op de verhouding tussen het totaal aantal bedden en het aantal bedden van instellingen dat aan de registratie deelneemt (SIG, mondelinge communicatie, 1992). De dekking van de PIGG-registratie is in het algemeen hoog (83% à 100%). Alleen voor de kinder- en jeugdpsychiatrie, een kleine groep (ongeveer 600 personen), bedraagt de dekking slechts 65% en vond registratie plaats vanaf 1989. Ten aanzien van deze groep is verondersteld dat de leeftijds- en geslachtsverdeling, die is gebaseerd op 65% van de bewoners, representatief is voor de totale groep. Tevens is voor deze groep aangenomen dat



het aantal inwoners naar leeftijd, geslacht en verblijfsduur voor de periode 1983-1988 niet verschilt van dat in 1989 en 1990. Gezien het feit dat het hier een uiterst kleine groep betreft, zal schending van de bovengenoemde veronderstellingen de uitkomsten van het onderzoek niet noemenswaardig beïnvloeden.

#### *Bewoners van bejaardenoorden*

Het aantal inwoners van bejaardenoorden naar leeftijd en geslacht is ontleend aan de *Statistiek van de Bejaardenoorden* van het CBS (diverse jaren). Dat deel van de bejaarden dat één of meer ADL-handelingen niet, alleen met hulp, of niet zonder (grote) moeite kan doen, is in deze studie gerekend tot de ongezonde bevolking in instellingen. Om dit onderscheid te maken is gebruik gemaakt van gegevens afkomstig uit onderzoek *'de leefsituatie van de Nederlandse bevolking van 55 jaar en ouder 1982'* van het CBS (1984b) en het *'Aanvullend voorzieningen onderzoek'* van het SCP (1991). Op grond van dit onderzoek zijn gegevens over de validiteit van bewoners van bejaardenoorden bekend in de leeftijdscategorie 55-79 jaar en 80-plus in 1982. Wel is rekening gehouden met de trendmatige verslechtering van de validiteit van bewoners van bejaardenoorden, zoals die blijkt uit de *'Statistiek Bejaardenoorden'*. Hiervoor is vóór elk jaar de toename ten opzichte van 1982 als een factor uitgedrukt en deze is betrokken op het geschatte aantal niet-valide personen (zie ook: Perenboom et al., 1992). De reden dat alleen voor de trend en niet voor het niveau gebruik wordt gemaakt van de gegevens over validiteit uit de *'Statistiek Bejaardenoorden'* is dat in deze bron leeftijdsspecifieke cijfers ontbreken en bovendien de validiteit slechts op basis van vijf items wordt gemeten. In vergelijking met de bij de gezonde levensverwachting gebruikte definitie van 'met beperkingen' zouden hier alleen de ernstige gevallen worden opgespoord.

Op basis van het aantal inwoners van GGZ-instellingen, verpleeghuizen en bejaardenoorden (per 31 december van elk jaar) is per leeftijds- en geslachtsgroep het aantal inwoners in een instelling berekend. Bewoners van bejaardenoorden zijn op grond van hun validiteit onderverdeeld in een subpopulatie 'gezond' en 'on gezond'. Voor de berekening van de gezonde levensverwachting zijn zowel gegevens nodig over de totale bevolking in een gezondheidsinstelling, als over de ongezonde bevolking in een instelling. Zoals eerder is opgemerkt, zijn tot deze laatstgenoemde populatie alle inwoners van GGZ-instellingen, verpleeghuizen en de niet valide inwoners van bejaardenoorden gerekend. Leeftijds- en geslachtsspecifieke prevalentiecijfers van de bevolking in instellingen (totaal en on gezond) zijn berekend door het aantal inwoners in een instelling per 31 december te delen door de omvang van de leeftijdsgroep in de totale bevolking van Nederland per 1 januari (een jaar later). Gegevens over de leeftijdsopbouw van de bevolking van Nederland worden periodiek gepubliceerd door het CBS (in de *Maandstatistiek van de Bevolking*).

In tabel 2.3 zijn de resultaten van de berekeningen van de prevalentie van de bevolking in een instelling samengevat die als invoer dienen voor de vergelijkende analyses. In bijlage 2 zijn tevens de schattingen van de prevalentiecijfers van de bevolking in een instelling (totaal en ongezond) voor de verschillende typen instellingen weergegeven, waaruit de totale schatting is opgebouwd. Het gaat hier wederom om de vergelijkende analyses. De input voor de afzonderlijke analyses wijkt in die zin hiervan af, dat een gemiddelde over de periode 1987-1988 in plaats van over 1983-1990 is gebruikt. Bij de berekening van de leeftijds- en geslachtsspecifieke prevalentiecijfers van de bevolking in een gezondheidsinstelling (totaal en ongezond) zijn (met uitzondering van de bewoners van een bejaardenoord) alleen die personen gerekend die daar langer dan één jaar woonden.

### 2.3. Sterfte

Voor de berekening van de gezonde levensverwachting is gebruik gemaakt van overlevingstabellen, waarin onder andere het aantal persoonsjaren per leeftijdsinterval en de levensverwachting vanaf een bepaalde leeftijd zijn opgenomen. Om een dergelijke overlevingstafel te kunnen samenstellen zijn sterfte-kansen (quotienten) nodig. Deze worden door het CBS per geslacht en één-jarige leeftijdsgroep (hele leeftijden: bijvoorbeeld 16 jaar) en per twee kalenderjaren (bijvoorbeeld 1983-1984) of per halve leeftijd (bijvoorbeeld 15,5 jaar) en per kalenderjaar (bijvoorbeeld 1984) gepubliceerd (CBS 1987, CBS 1992). In dit onderzoek is voor de variant met hele leeftijden en twee kalenderjaren gekozen, omdat halve leeftijden niet goed vergelijkbaar zijn met de beschikbare gegevens over de gezondheidstoestand van de particuliere en de institutionele bevolking.

Op basis van de quotienten van individuele (paren van) jaren, zijn allereerst gemiddelde quotienten berekend voor de periode waarop de overlevingstafel betrekking heeft (1982-1983 - 1990-1991 in de vergelijkende analyse en 1986-1987 - 1988-1989 voor de afzonderlijke analyse). Uit deze gemiddelde quotienten is per geslacht een volledige overlevingstafel (met één-jaars leeftijdsgroepen, tot en met 105-plus) berekend. Hieruit is vervolgens de verkorte overlevingstafel met vijf-jaar leeftijdscategorieën opgesteld (0-5 jaar tot en met 85 jaar en ouder).

Om het effect van eliminatie van een chronische aandoening op de gezonde levensverwachting te bepalen is gebruik gemaakt van oorzaakspecifieke sterftcijfers (zie ook paragraaf 3.2). Deze sterftcijfers naar doodsoorzaak zijn gecodeerd volgens de 'International Classification of Diseases, Injuries and Death' (ICD-9)

**Tabel 2.3 Personen (absoluut en als percentage van de bevolking) verblijvend in een instelling<sup>1</sup>, gemiddelde over de periode 1983-1990, naar leeftijd en geslacht**

	Aantal			Percentage		
	Mannen	Vrouwen	Totaal	Mannen	Vrouwen	Totaal
<b>Totaal in instellingen (on gezond)</b>						
0-4	38	37	75	0,01	0,01	0,01
5-9	305	172	477	0,07	0,04	0,05
10-14	997	570	1.567	0,20	0,12	0,16
15-19	2.027	1.361	3.388	0,34	0,24	0,29
20-24	2.353	1.732	4.085	0,36	0,28	0,32
25-29	2.573	1.859	4.432	0,40	0,30	0,36
30-34	2.564	1.937	4.501	0,43	0,34	0,38
35-39	2.445	1.868	4.313	0,41	0,33	0,37
40-44	1.939	1.536	3.475	0,36	0,30	0,33
45-49	1.601	1.320	2.920	0,37	0,32	0,35
50-54	1.596	1.418	3.014	0,42	0,38	0,40
55-59	1.578	1.480	3.057	0,45	0,40	0,43
60-64	1.853	2.155	4.008	0,58	0,60	0,59
65-69	2.102	3.306	5.408	0,80	1,04	0,93
70-74	3.316	7.741	11.057	1,66	2,83	2,34
75-79	6.142	18.531	24.673	4,41	8,02	6,66
80-85	10.588	34.846	45.433	13,34	22,19	19,22
85 +	13.701	53.774	67.476	28,48	46,96	41,49
<b>totaal</b>	<b>57.717</b>	<b>135.643</b>	<b>193.359</b>	<b>0,80</b>	<b>1,83</b>	<b>1,32</b>
<b>Totaal in instellingen (on gezond + gezond)</b>						
0-4	38	37	75	0,01	0,01	0,01
5-9	305	172	477	0,07	0,04	0,05
10-14	997	570	1.567	0,20	0,12	0,16
15-19	2.027	1.361	3.388	0,34	0,24	0,29
20-24	2.353	1.732	4.085	0,36	0,28	0,32
25-29	2.573	1.859	4.432	0,40	0,30	0,36
30-34	2.564	1.937	4.501	0,43	0,34	0,38
35-39	2.445	1.868	4.313	0,41	0,33	0,37
40-44	1.939	1.536	3.475	0,36	0,30	0,33
45-49	1.601	1.320	2.920	0,37	0,32	0,35
50-54	1.596	1.418	3.014	0,42	0,38	0,40
55-59	1.578	1.480	3.057	0,45	0,40	0,43
60-64	1.993	2.382	4.375	0,63	0,66	0,65
65-69	2.475	4.010	6.485	0,94	1,26	1,11
70-74	4.452	9.486	13.938	2,23	3,46	2,94
75-79	8.171	21.902	30.073	5,87	9,48	8,12
80-85	11.783	36.065	47.848	14,85	22,97	20,24
85 +	16.694	54.777	71.471	34,70	47,82	43,94
<b>totaal</b>	<b>65.583</b>	<b>143.912</b>	<b>209.495</b>	<b>0,90</b>	<b>1,94</b>	<b>1,43</b>

<sup>1</sup> Verpleeghuizen, bejaardenoorden en instellingen geestelijke gezondheidszorg



en de 'aangepaste mortaliteitslijst' (AM-lijst). In deze AM-lijst zijn ICD-codes samengevoegd tot grovere categorieën. Indien mogelijk is gebruik gemaakt van de AM-indeling. Daar waar deze niet gedetailleerd genoeg was, is de oorspronkelijke ICD-classificatie gebruikt. In bijlage 3 is per cluster van aandoeningen (kanker, neurologische aandoeningen, hartklachten, reuma/rugklachten, CARA en suikerziekte) weergegeven welke AM- en ICD-codes tot de genoemde clusters zijn gerekend.

### 3.       METHODEN TER BEPALING VAN DE GEZONDE LE- VENSVERWACHTING EN HET EFFECT VAN ELIMINA- TIE VAN EEN CHRONISCHE AANDOENING

In dit hoofdstuk staan de belangrijkste methoden centraal die worden gebruikt om de gezonde levensverwachting, oftewel het gemiddeld aantal jaren dat personen naar verwachting (nog) hebben te leven vanaf een bepaalde leeftijd zonder beperkingen of in goede gezondheid, te bepalen. Allereerst wordt ingegaan op de overlevingstafeltechnieken die worden toegepast om de gezonde levensverwachting te berekenen (paragraaf 3.1). Een drietal overlevingstafeltechnieken passeert de revue: de 'prevalence rate life table' (of 'Sullivan-methode'), de 'multiple decrement life table' en de 'increment decrement life table' (of 'multistate life table'). Tevens wordt kort aandacht besteed aan een uitbreiding van de Sullivan-methode waarin gewerkt wordt met gewichten voor de verschillende gezondheidsklassen. Op grond van de beschikbare databronnen, de specifieke vraagstellingen en de mogelijkheden en beperkingen die de verschillende methoden met zich meebrengen, wordt de meest geschikte methode gekozen en nader toegelicht.

Bij de bespreking van de overlevingstafelmethoden wordt voor de overzichtelijkheid uitgegaan van drie toestanden: 'zonder beperkingen', 'met beperkingen' en 'overleden'. De categorieën 'met beperkingen' en 'zonder beperkingen' vormen samen de categorie 'levend'. Vanzelfsprekend kan een meer gedetailleerde indeling worden gebruikt en kunnen klassen op verschillende wijze worden geoperationaliseerd. In dit rapport wordt met name ingegaan op de toepassing van de overlevingstafeltechnieken voor de bepaling van de gezonde levensverwachting. Voor een gedetailleerde beschrijving en onderbouwing van de overlevingstafeltechnieken wordt verwezen naar Namboodiri & Suchindran (1987), Chiang (1984), Shryock & Siegel (1976) en Manton en Stallard (1984).

In paragraaf 3.2 wordt aandacht besteed aan de methode die wordt gebruikt om inzicht te verkrijgen in het effect van een chronische aandoening op het aantal jaren met beperkingen. Hiervoor is een aanpassing op de bovengenoemde technieken nodig. Het gaat hierbij met name om de wijze waarop kan worden bepaald wat de bijdrage is van verschillende (chronische) aandoeningen aan de jaren met beperkingen (en aan de sterfte). Alternatieven van Colvez en Blanchet (1983), Mathers (1992) en Manton en Stallard (1991) en de ten behoeve van deze studie ontwikkelde methodiek passeren de revue.

### 3.1. Overlevingstafeltechnieken voor de berekening van de gezonde levensverwachting

#### 3.1.1. Prevalence rate life tables (Sullivan-methode)

De methode van Sullivan (Sullivan, 1971a) die in de praktijk het meest wordt toegepast voor het berekenen van de gezonde levensverwachting, behelst een tamelijk eenvoudige uitbreiding van de 'single decrement' overlevingstafeltechniek. Volgens de 'single decrement life table'-techniek is uittreding uit de bevolking als gevolg van één oorzaak mogelijk (bijvoorbeeld sterfte). De resultaten van een overlevingstafel, gebaseerd op sterftekansen, worden in de Sullivan-methode gecombineerd met prevalentiecijfers (proporties) van beperkingen, die bijvoorbeeld zijn ontleend aan een gezondheidsenquête op cross-sectionele basis. Het met behulp van de overlevingstafeltechniek berekende aantal geleefde jaren per leeftijdsinterval (persoonsjaren) en per geslacht, wordt op basis van prevalentiecijfers opgedeeld in het aantal jaren met en het aantal jaren zonder beperkingen. De berekende jaren met beperkingen worden vervolgens afgetrokken van de totale levensverwachting (op een bepaalde leeftijd) om de levensverwachting zonder beperkingen te bepalen. De gezonde levensverwachting gebaseerd op de Sullivan-methode is een indicator van de huidige gezondheidsstructuur van de populatie (Crimmins, 1993).

Zoals in het eerste hoofdstuk aan de orde is geweest, zijn er meerdere criteria op grond waarvan de totale levensverwachting in componenten kan worden opgedeeld. Sullivan maakte onderscheid tussen langdurende en kortdurende beperkingen, terwijl het verblijf in instellingen een aparte categorie vormde, omdat deze categorie niet in de door hem gebruikte surveys betrokken werd. Een andere gebruikte operationalisatie van gezondheid is de (on)gezondheid zoals mensen die zelf ervaren: het algemene gezondheidsoordeel (Van Ginneken et al., 1989).

Wilkins en Adams (1983) introduceerde de 'quality adjusted life expectancies'. Dit is een samengestelde maat voor gezondheid, die wordt berekend door aan elke component van de levensverwachting, berekend met de Sullivan-methode, een (arbitrair) gewicht toe te kennen. De gezonde levensjaren krijgen het hoogste gewicht, de ongezonde jaren krijgen, afhankelijk van de operationalisatie, gewichten in aflopende volgorde. De som van de produkten voor elke gezondheidsstatus vormt de 'quality adjusted life expectancy'. Op deze wijze kan het gemiddelde aantal jaren in de verschillende gezondheidsklassen worden samengevat in één gewogen maat.

### 3.1.2. Multiple decrement life tables

Werden in de Sullivan-methode alleen transitiekansen van 'levend' naar 'overleden' gebruikt, in de multiple decrement life table wordt de overgang van 'zonder beperkingen' naar 'met beperkingen' en van 'zonder beperkingen' naar 'overleden' gemodelleerd (Katz et al., 1983). Met andere woorden: er vindt uittreding plaats vanuit één niet absorberende staat ('zonder beperkingen') naar meerdere absorberende staten ('met beperkingen' en 'overleden'). Onder absorberend wordt in dit verband een eindstadium verstaan, waaruit noch overgangen naar een volgende noch naar een voorgaand stadium mogelijk zijn. Het synthetische<sup>1</sup> cohort 'zonder beperkingen' neemt af doordat leeftijds- en geslachtsspecifieke kansen om te overlijden of beperkingen te krijgen worden toegepast op het aantal 'zonder beperkingen' aan het begin van het interval.

In de 'multiple decrement life table' waarin twee of meer uittredingskansen simultaan opereren, wordt meestal gebruik gemaakt van afhankelijke (crude) uittredingskansen. Personen hebben de kans om op grond van een bepaalde oorzaak uit te treden, terwijl zij ook bloot staat aan andere risico's van uittreding. Deze andere uittredingsoorzaken verminderen het risico om door de onderzochte oorzaak uit te treden. Met andere woorden, de uittredingskansen zijn niet onafhankelijk. Bij afhankelijke uittredingskansen wordt verondersteld dat de proportionele verdeling van uittreding aan verschillende oorzaken overeenkomt met de waargenomen verdeling in de populatie of de steekproef.

Deze 'multiple decrement life table'-techniek is behalve door Katz en collega's (1983) niet toegepast voor de berekening van de gezonde levensverwachting. Hoewel dit voor een deel samenhangt met het feit dat longitudinale gegevens nodig zijn om overgangskansen van de klasse 'gezond' naar 'met beperkingen' te schatten, is een belangrijker reden dat deze overlevingstafeltechniek op theoretische gronden alleen geschikt is bij uittreding naar absorberende staten. Met andere woorden, er is geen herstel (of verbetering van de gezondheidstoestand) mogelijk.

### 3.1.3. Increment decrement (multistate) life tables

'Increment decrement (multistate) life tables' worden gebruikt om te beschrijven hoe individuen zich van de ene staat naar de andere staat en terug verplaatsen. Met name het feit dat retourstromen mogelijk zijn, onderscheidt deze techniek van de 'multiple decrement life tables'. Bovendien kan worden uitgegaan van meerdere sub-populaties (radices), waarbij voor elke subgroep in- en uittredings-transities

worden geschat. Hierdoor is het mogelijk om de gezonde levensverwachting te berekenen gegeven de gezondheidsklasse op een bepaalde leeftijd, zodat de gezonde levensverwachting voor de deelbevolking zonder beperkingen en die met beperkingen afzonderlijk kan worden bepaald.

Door Rogers, Rogers en Belanger (1990) en door Rogers, Rogers en Branch (1989) werd gebruik gemaakt van multistate overlevingstafeltechnieken om de gezonde levensverwachting te berekenen. Uit de resultaten van hun onderzoek blijkt hoe belangrijk retourstromen zijn. Van de 15,6 jaar die personen die op hun 65ste jaar ADL-beperkingen hadden, gemiddeld nog te leven hebben, brengen zij naar verwachting 72 procent van de tijd door zonder beperkingen<sup>2</sup> (Rogers, Rogers en Branch, 1989). De reden dat ondanks de theoretische voordelen van deze methode relatief weinig gebruik wordt gemaakt, is dat aan de data hoge eisen worden gesteld. Om de overgangskansen tussen de verschillende gezondheidsklassen te kunnen berekenen zijn in principe longitudinale gegevens nodig.

#### 3.1.4. Vergelijking van de drie overlevingstafeltechnieken

In de drie beschreven overlevingstafeltechnieken wordt uitgegaan van een synthetisch geboortecohort en van een constante (onveranderde) sterfte- en beperkingcijfers (Wolfson en Manton, 1992). Dit impliceert dat de gezonde levensverwachting niet de gemiddelde duur in verschillende gezondheidsklassen van een *werkelijk* geboortecohort weergeeft, omdat gedurende een mensenleven de leeftijdsspecifieke cijfers van sterfte en beperkingen kunnen veranderen. Ondanks deze overeenkomst tussen de drie methoden en het feit dat alle drie beschreven methoden toepassingen van overlevingstafels zijn, zijn er belangrijke verschillen tussen de technieken in de modelstructuur, de assumpties ten aanzien van sterfte en transitie tussen de gezondheidsklassen, de aard van de gegevens die worden gebruikt en de interpretatie van de indicator.

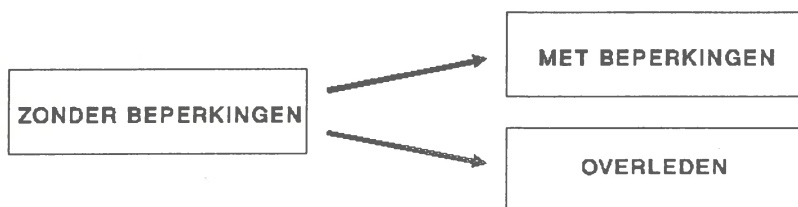
In de Sullivan-methode, een uitbreiding van de 'single decrement life table', is uittreding uit totale bevolking als gevolg van *één* oorzaak mogelijk, namelijk sterfte (figuur 3.1). Het gemiddeld aantal personen per leeftijdsinterval dat op een gegeven leeftijd (nog) in leven is, wordt onderverdeeld naar gezondheidstoestand. Hierbij wordt gebruik gemaakt van prevalentiecijfers, die de proportionele verdeling van de populatie in verschillende gezondheidsklassen weergeven. Bij de Sullivan-methode is dan ook geen sprake van de overlevingscurves die de kans om te overleven zonder beperkingen weergeven, maar van de kans om te overleven tot een bepaalde leeftijd, uitgesplitst naar 'met beperkingen' en 'zonder beperkingen'.

Figuur 3.1 Modelstructuur in de Sullivan-methode, de multiple decrement life table en de increment decrement (multistate) life table

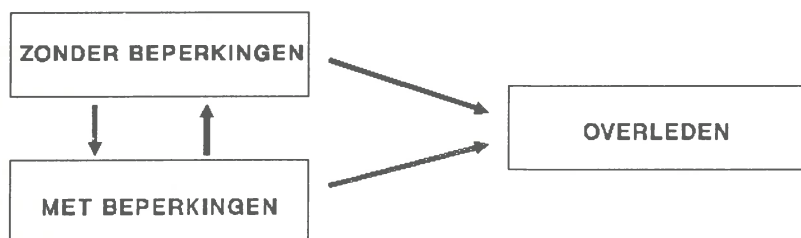
### Sullivan-methode



### 'Multiple decrement life table'-methode



### 'Increment decrement (multistate) life table'-methode



De 'survival-curves' zoals die bij Sullivan worden toegepast mogen niet worden geïnterpreteerd als een periode zonder beperkingen gevolgd door een periode met beperkingen gevolgd door de dood (Mathers, 1991). Uittreding door meerdere oorzaken is toegestaan in de 'multiple decrement life table' (figuur 3.1). Bij de toepassingen van deze techniek voor de berekening van de gezonde levensverwachting gaat het om uittreding door sterfte en incidentie van beperkingen. In de 'increment decrement life table' is niet alleen uittreding naar verschillende gezondheidstoestanden mogelijk, maar is ook toetreding in tenminste één niet-absorberende staat toegestaan (figuur 3.1). Retourstromen, bijvoorbeeld vanuit de gezondheidsklassen 'met beperkingen' naar die 'zonder beperkingen' zijn expliciet in het 'multistate'-model opgenomen. Dit laatste vindt bij de Sullivan-methode impliciet plaats door het gebruik van prevalentiecijfers (Rogers, Rogers en Belanger, 1990). In de 'multiple decrement'-overlevingstafel is verbetering van de gezondheidstoestand niet mogelijk. Het krijgen van beperkingen wordt in deze



techniek modelmatig gelijk gesteld aan het komen te overlijden. Zoals reeds eerder werd geïllustreerd aan de hand van het aandeel van de levensverwachting zonder beperkingen in de totale levensverwachting van personen die op hun 65ste ADL-beperkingen hadden, is het effect van herstel niet te verwaarlozen (Rogers, Rogers en Branch, 1989). Gebruik van de 'multiple decrement life table' leidt derhalve tot een onderschatting van de gezonde levensverwachting.

Samenhangend met de genoemde verschillen in de modelstructuur, variëren de assumpties ten aanzien van de sterfte en de overgangskansen tussen de methoden. In de Sullivan-methode wordt uitgegaan van de sterfte ongeacht de gezondheidstoestand. Met andere woorden er wordt gebruik gemaakt van 'overall' sterftcijfers ongeacht de gezondheidsklassen waarin de personen zich bevinden. Personen met beperkingen (of met bepaalde aandoeningen) hebben derhalve een even grote kans om te overlijden als personen zonder beperkingen in dezelfde leeftijds- en geslachtsgroep. Doordat gebruik wordt gemaakt van prevalentiecijfers wordt het effect van de te 'lage' sterfte onder de subpopulatie met beperkingen echter weer voor een deel teniet gedaan<sup>3</sup>. In de berekening van de gezonde levensverwachting met de multiple-decrement life table worden geen 'overall' sterfttekansen gebruikt, maar kansen specifiek voor de gezonde deelbevolking. De 'increment decrement'-overlevingstafeltechniek werkt met verschillende statusspecifieke sterfttekansen voor de populatie zonder beperkingen en die met beperkingen. Tevens wordt in de Sullivan-methode aangenomen dat de gezondheidsklasse op leeftijd 'a' onafhankelijk is van die op eerdere leeftijd 'a-1'. Noch de gezondheidsklassen in het verleden, noch de situatie op leeftijd 'a-1' bepalen de gezondheidsklasse op leeftijd 'a'. In de multiple-decrement life table is de overgang naar sterfte of naar 'met beperkingen' wel afhankelijk van de gezondheidsklasse op eerdere leeftijd, zij het dat er maar één eerdere klasse is (alleen zonder beperkingen). De multistate-benadering werkt met leeftijdsspecifieke conditionele overgangskansen, afhankelijk van de gezondheidssituatie op leeftijd 'a-1'.

Ten derde verschilt de aard van de gegevens (prevalentiecijfers versus overgangskansen) die nodig zijn om de modellen empirisch te onderbouwen. Voor de Sullivan-methode zijn alleen sterfttekansen nodig. Deze kunnen worden afgeleid uit sterftcijfers of direct uit het aantal overledenen en de leeftijdsopbouw van de bevolking worden berekend. Om de levenden te classificeren naar gezondheidstoestand wordt gebruik gemaakt van prevalentiecijfers. Deze geven het voorkomen van bepaalde gezondheidstoestanden in specifieke leeftijds- en geslachtsgroepen weer. Bij het prevalentiecijfer is het niet van belang wanneer een persoon een bepaalde ziekte of beperking heeft gekregen.

Zoals opgemerkt worden in de 'multiple decrement'-overlevingstafeltechniek niet alleen overgangskansen voor sterfte gebruikt, maar ook ten aanzien van de incidentie van beperkingen. Hiervoor zijn gegevens nodig over het aantal personen dat in een bepaalde periode (meestal één jaar) een beperking of aandoening heeft gekregen. Met andere woorden, het aantal nieuwe gevallen of het aantal overgangen (transities) van de gezondheidsklasse 'zonder beperkingen' naar 'met beperkingen'. Deze gegevens dienen derhalve gedurende een bepaalde periode (bijvoorbeeld één jaar) of op meerdere meetpunten te zijn verzameld. Dit soort cijfers wordt niet periodiek gepubliceerd en kan ook niet eenvoudig op basis van een cross-sectionele surveygegevens worden bepaald. In de multistate benadering worden overgangskansen gebruikt om de overgangen vanuit en naar de verschillende gezondheidstoestanden te kwantificeren. De eisen die aan de data worden gesteld komen derhalve overeen met die in de 'multiple decrement life table'.

Hoewel een voordeel van de Sullivan-methode is dat prevalentiecijfers eenvoudig te berekenen zijn en dat derhalve minder eisen worden gesteld aan de data, brengt het gebruik van prevalentiecijfers in de Sullivan-methode nadelen met zich mee. In de Sullivan-methode worden stand- en stroomgrootheden door elkaar gebruikt. Prevalenticijfers zijn 'standgrootheden' of 'stocks', die de toestand weergeven, terwijl de sterftegegevens (incidentiecijfers) 'stroom' grootheden ('flows') zijn die veranderingen kwantificeren.

Ten tweede zijn veranderingen in het prevalentiecijfer ('point prevalence') moeilijk te interpreteren, omdat dit cijfer afhangt van de incidentie, de genezingskans en de sterftkans uit het verleden tot het moment van meten. Bovendien worden prevalentiecijfers gekenmerkt door een zekere inertie. Ze zijn dan ook minder geschikt om veranderingen in het morbiditeitsproces te signaleren en het is niet goed mogelijk om leeftijd- en cohorteffecten te scheiden. Als de gezondheidsstructuur niet constant is geeft de Sullivan-methode een vertekend beeld. Een dergelijke situatie doet zich voor als eerdere generaties (in een synthetisch cohort de oudere leeftijdsgroepen) aan een andere incidentie, genezings- of sterftkans hebben blootgestaan, resulterend in hogere of lagere prevalentiecijfers dan jongere generaties (de jongere leeftijdsgroepen in een synthetisch cohort). Als de overgangskansen van de categorie zonder beperkingen naar die met beperkingen toenemen of recent zijn toegenomen, dan duurt het enige tijd totdat de prevalentiecijfers hun evenwichtswaarden bereiken. In een niet-stationaire situatie worden de prevalentiecijfers mede bepaald door de transitiekansen uit het verleden. In het bijzonder geldt dat als de kans om beperkingen te krijgen in een populatie toeneemt, de levensverwachting zonder beperkingen in de Sullivan-methode wordt overschat (Mathers, 1991; Mathers & Robine, 1993).

Een laatste belangrijk verschil tussen de Sullivan-methode en de 'multistate'-benadering is de interpretatie van de uitkomsten die beide benaderingen opleveren. De Sullivan-indicator is een maat voor de huidige gezondheidstoestand van de bevolking, terwijl de multistate-indicator een beeld geeft van de implicaties van momenteel geldende sterfte- en ziektecondities. De voorkeur voor een van beide indicatoren wordt bepaald door de onderzoeksvraag, of zoals Crimmins (1993) het formuleerde: 'Two Methods, two questions, two answers'.

### 3.1.5. Berekening van de gezonde levensverwachting in dit onderzoek

In de ideaal-typische situatie, waarin de beschikbaarheid van gegevens geen beperkingen oplegt, zou de 'multistate'-benadering voor alle beoogde operationalisaties (zonder lichamelijke beperkingen, zonder chronische aandoeningen en zonder ervaren ongezondheid) het meest geschikt zijn om de gezonde levensverwachting te bepalen. Daar individuen zich in deze methode van de ene gezondheidsstaat naar de andere kunnen verplaatsen en terug, wordt expliciet rekening gehouden met herstel of verbetering van de gezondheidstoestand. Tevens wordt in deze benadering gebruik gemaakt van overgangskansen die in tegenstelling tot prevalentiecijfers geen interpretatieproblemen met zich meebrengen. Gezien het feit dat voor de overgang vanuit een bepaalde toestand naar andere toestanden transitiekansen worden berekend, is het bovendien mogelijk per gezondheidstoestand de gezonde levensverwachting te berekenen. Ook wordt bij de 'multistate life table' expliciet rekening gehouden met de hogere sterftetekansen van personen met een 'slechtere' gezondheid.

Gegeven het feit dat incidentiecijfers in principe niet aan cross-sectionele data kunnen worden ontleend, is een 'multistate'-benadering niet mogelijk. Bovendien zou een zeer complex model met een groot aantal toestanden en transitiekansen nodig zijn om de relatie tussen beperkingen en chronische ziekten te kunnen leggen. De 'multiple decrement'-methode is om theoretische redenen ongeschikt voor de berekening van de gezonde levensverwachting. Deze techniek is alleen geschikt om transities naar verschillende absorberende staten te modelleren. Retourstromen worden in dit model uitgesloten. Bovenstaande impliceert dat de Sullivan-methode ondanks zijn eerder besproken tekortkomingen als enige voor dit onderzoek geschikte mogelijkheid overblijft om de gezonde levensverwachting te berekenen.

In bijlage 4 wordt de berekening van de gezonde levensverwachting volgens de Sullivan-methode samengevat, waarbij de normale overlevingstafel als uitgangspunt is genomen. In principe komt deze methode erop neer dat het gemiddeld aantal

geleefde persoonsjaren uit de verkorte overlevingstafel wordt vermenigvuldigd met de leeftijdsspecifieke prevalentiecijfers van beperkingen. Met andere woorden, het aantal persoonsjaren per leeftijdsinterval wordt onderverdeeld in jaren met en jaren zonder beperkingen. Op basis hiervan is de levensverwachting met en zonder beperkingen eenvoudig te berekenen.

Ten behoeve van de berekening van de levensverwachting zonder lichamelijke beperkingen of ervaren ongezondheid wordt rekening gehouden met de slechtere gezondheidstoestand van personen die verblijven in een instelling. Hiertoe wordt allereerst het gemiddeld aantal persoonsjaren onderverdeeld in het aantal jaren in een particulier huishouden en in een instelling. Het aantal jaren dat wordt doorgebracht in een particulier huishouden is gebruikmakend van prevalentiecijfers van beperkingen uit een gezondheidsenquête verder onderverdeeld in jaren met en zonder beperkingen. Ook voor de jaren in een instelling wordt een tweedeling gemaakt in 'gezond' en 'ongezond'. Dit hangt samen met het feit dat niet alle bewoners van een bejaardenoord tot de categorie 'ongezond' (niet-valide) kunnen worden gerekend (zie hoofdstuk 2).

De gezonde levensverwachting wordt berekend door de totale levensverwachting te verminderen met de levensverwachting met beperkingen van de particuliere bevolking en die van de bevolking in een instelling. Voor de levensverwachting zonder chronische morbiditeit is een afwijkende procedure gevolgd, omdat niet kan worden aangenomen dat de bevolking in een instelling een van de geselecteerde chronische aandoeningen heeft. Bewoners van een verpleeghuis kunnen bijvoorbeeld vanwege dementie zijn opgenomen. Deze aandoening is niet gevraagd in de enquête en derhalve niet opgenomen in de selectie van aandoeningen ten behoeve van de afzonderlijke en vergelijkende analyses. Bij de berekening van de levensverwachting zonder chronische aandoeningen wordt om praktische redenen dan ook geen rekening gehouden met de afwijkende gezondheidstoestand van personen in een instelling. Er is verondersteld dat de prevalentie van chronische aandoeningen onder de bevolking in een instelling gelijk is aan die onder de niet-institutionele bevolking. De leeftijdsspecifieke prevalentiecijfers van chronische aandoeningen zijn derhalve toegepast op het aantal persoonsjaren per leeftijdsinterval zonder onderscheid te maken tussen jaren doorgebracht in een instelling en in een particulier huishouden. De levensverwachting zonder chronische morbiditeit wordt vervolgens verkregen door de totale levensverwachting te verminderen met de levensverwachting met een chronische aandoening (ongeacht de woonsituatie). Doordat geen rekening is gehouden met de slechtere gezondheidstoestand van bewoners van een (gezondheids)instelling geeft de berekende levensverwachting zonder chronische aandoeningen vermoedelijk een te optimistisch beeld.

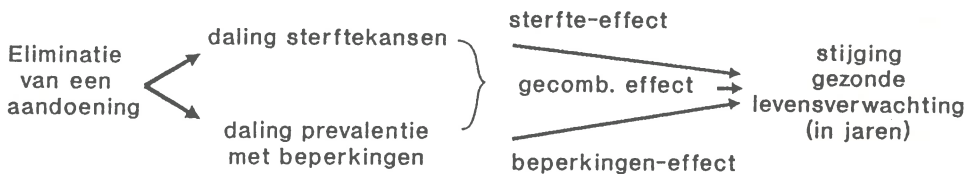
### 3.2. Berekeningsmethoden om het effect van eliminatie van een chronische aandoening op de (gezonde) levensverwachting te bepalen

Het effect van een chronische aandoening op het aantal jaren met beperkingen wordt bepaald door na te gaan wat het effect zou zijn van volledige eliminatie van de aandoening in kwestie. Dit is een hypothetische situatie die alleen tot doel heeft het effect van de aandoening te isoleren, ongeacht of volledige eliminatie theoretisch of praktisch mogelijk zou zijn. De eliminatie-techniek is hier dus slechts een hulpmiddel om de gevolgen van een bepaalde ziekte, in termen van mortaliteit en beperkingen, te kunnen schatten. In deze sterk vereenvoudigde situatie wordt geen rekening gehouden met de complexe wisselwerking tussen morbiditeit en mortaliteit, die zich in de werkelijkheid wel vaak voordoet.

Als een aandoening volledig zou zijn geëlimineerd, overlijden er geen personen meer aan deze aandoening of ervaren er de gevolgen van die zich kunnen manifesteren als lichamelijke beperkingen. Met andere woorden, eliminatie van een aandoening leidt tot een daling van de sterftেকansen en een daling van de prevalentie van beperkingen. Dit heeft effect op de totale levensverwachting en de levensverwachting zonder beperkingen.

De totale levensverwachting wordt alleen beïnvloed door de vermindering van de sterftেকansen. Deze lagere sterftেকansen leiden tot een groter aantal overlevenden en geleefde persoonsjaren, hetgeen weer resulteert in een hogere levensverwachting. Voor de gezonde levensverwachting is het effect van eliminatie van een chronische aandoening complexer (zie figuur 3.2).

Figuur 3.2 Schematische weergave van het effect van eliminatie van een chronische aandoening op de gezonde levensverwachting





In de eerste plaats leidt eliminatie van de aandoening tot een vermindering van de prevalentie van beperkingen. Door uitschakeling van de aandoening zullen bij gelijkblijvende sterftekansen minder personen beperkingen ervaren (gesteld dat de aandoening leidt tot beperkingen). Dit wordt hier aangeduid met de term '*beperkingen-effect*'. In de tweede plaats treedt een toename op van het aantal geleefde persoonsjaren (en de levensverwachting) als gevolg van de lagere sterftekansen. Bij een gelijkblijvende prevalentie van beperkingen leidt deze toename van het aantal persoonsjaren tot een hogere gezonde (en ongezonde) levensverwachting. In het navolgende wordt dit aangeduid als het '*sterfte-effect*'. Tenslotte kan zich een combinatie van het sterfte-effect en het beperkingen-effect voordoen. Als gevolg van het sterfte-effect overleven meer personen, wat leidt tot een vergroting van het gemiddeld aantal persoonsjaren per leeftijdsinterval. Wanneer personen in deze extra geleefde persoonsjaren vervolgens blootstaan aan een lagere prevalentie van beperkingen (oftewel: een hogere prevalentie van de personen zonder beperkingen), wordt een extra winst in gezonde jaren geboekt. Dit effect wordt hier het '*gecombineerde effect*' genoemd. In bijlage 5 wordt aandacht besteed aan de berekening van de genoemde effecten. Overigens is het mogelijk dat door de werking van het sterfte- en het gecombineerde effect zowel de levensverwachting zonder beperkingen als die met beperkingen toeneemt. De verandering van het aandeel van de gezonde levensverwachting in de totale levensverwachting (GLP) geeft aan of de hypothetische uitschakeling van een aandoening leidt tot een relatieve compressie dan wel expansie van de morbiditeit.

Kort samengevat, het aantal jaren zonder beperkingen na eliminatie kan in vier componenten worden onderverdeeld: (1) de uitgangssituatie voor eliminatie, (2) het beperkingen-effect, (3) het sterfte-effect, en (4) het gecombineerde effect. Het beperkingen-effect wordt veroorzaakt door de daling van de prevalentiecijfers van beperkingen, het sterfte-effect door een afname van de sterftekansen, en het gecombineerde effect door een combinatie van beide. In het navolgende wordt ingegaan op methoden om het sterfte-, het beperkingen- en het gecombineerde effect te berekenen. Eerst wordt kort aandacht besteed aan de methoden die werden toegepast in eerdere wetenschappelijke studies over het effect van eliminatie van een chronische aandoening op de gezonde levensverwachting.

Colvez & Blanchet (1983), Manton & Stallard (1991) en Mathers (1992) hebben al eerder het effect van eliminatie van een chronische aandoening op de gezonde levensverwachting bepaald. Het onderzoek van Mathers is echter tot op heden de enige studie waarin rekening is gehouden met het beperkingen -, het sterfte - en het gecombineerde effect. Hoewel Mathers deze effecten niet als zodanig benoemt, blijkt dit uit zijn berekeningswijze, waarin hij gebruik maakt van ziekte-



geëlimineerde beperkingcijfers die worden betrokken op een doodsoorzaak-geëlimineerde overlevingstafel. Doordat in Mathers' onderzoek rekening wordt gehouden met het beperkingen -, sterfte - en het gecombineerde effect komt duidelijk de heterogeniteit van chronische aandoeningen in hun effect op de gezonde levensverwachting, afhankelijk van de sterftetekans en de invalideringsgraad, naar voren. Colvez en Blanchet (1983) hebben rekening gehouden met het effect van een aandoening op de sterfte- en beperkingcijfers bij het berekenen van het effect van een chronische aandoening op de gezonde levensverwachting. Zij berekenden echter afzonderlijke gewichten voor het effect van de lagere beperkingcijfers op de gezonde levensverwachting en het effect van lagere sterftecijfers op de totale levensverwachting. Zij houden derhalve geen rekening met de mogelijkheid dat doordat mensen langer leven ook het aantal gezonde jaren kan toenemen. Manton & Stallard (1991) hebben zich beperkt tot het effect van eliminatie van beperkingen, en hebben geen rekening gehouden met het effect van de lagere sterfte.

### 3.2.1. Het beperkingen-effect

Het beperkingen-effect van een specifieke aandoening wordt bepaald door het aantal persoonsjaren met beperkingen voor eliminatie te verminderen met die na eliminatie. Het aantal persoonsjaren na eliminatie wordt verkregen door het totaal aantal geleefde persoonsjaren te vermenigvuldigen met de oorzaak-geëlimineerde beperkingcijfers. Bij de schatting van deze beperkingcijfers kan geen gebruik worden gemaakt van een standaardtechniek of een uit eerder onderzoek beproefde methode. De methode die door Colvez en Blanchet (1983; persoonlijke communicatie, 1992) wordt toegepast en die overeenkomt met de aanpak van Mathers, komt erop neer dat alle beperkingen van personen die lijden aan de chronische aandoening in kwestie op nul worden gesteld. Zij berekenen de prevalentie van beperkingen na eliminatie door de prevalentiecijfers van beperkingen vóór eliminatie te verminderen met de prevalentiecijfers van beperkingen die zijn veroorzaakt door die specifieke aandoening. Dit komt op hetzelfde neer als vermenigvuldiging van de prevalentiecijfers van beperkingen met het aandeel van personen met beperkingen die niet door de aandoening worden veroorzaakt, in het totaal aantal personen met beperkingen (zie bijlage 6).

Toepassing van deze methode op de enquêtegegevens die in dit onderzoek worden gebruikt, zou tot een aanzienlijke overschatting van het effect leiden. Dit wordt veroorzaakt door het feit dat hierin in tegenstelling tot in Mathers' onderzoek niet is gevraagd naar de primaire chronische conditie waardoor de beperking wordt veroorzaakt. Van respondenten is bekend welke aandoening(en) en welke beper-

king(en) zij rapporteren, maar er is geen informatie over de oorzakelijke relatie tussen beide. Als een persoon met de chronische aandoening in kwestie één of meer beperkingen rapporteert, wil dit niet per definitie zeggen dat deze beperking door de aandoening is veroorzaakt. De beperkingen kunnen ook zijn veroorzaakt door een andere gerapporteerde aandoeningen, door een niet in de lijst opgenomen aandoening of door veroudering. Met name als respondenten meerdere chronische aandoeningen hebben (co-morbiditeit) is het niet zonder meer mogelijk vast te stellen aan welke aandoening de beperking kan worden toegeschreven (gesteld dat de beperkingen door een aandoening worden veroorzaakt). Om een voorbeeld te geven: een respondent rapporteert een beperking in het traplopen en geeft tevens aan een chronische hartkwaal te hebben en reuma. Als de beperkingen die door reuma zijn veroorzaakt worden geëlimineerd kan niet voetstoots worden aangenomen dat de beperking in het traplopen verdwijnt. Deze kan zoals opgemerkt evengoed het gevolg zijn van de gerapporteerde hartklachten of van het 'normale verouderingsproces'. Terzijde wordt opgemerkt dat het ontbreken van betrouwbare gegevens over het verband tussen aandoeningen en beperkingen niet alleen wordt veroorzaakt door het feit dat hier in Nederland niet naar is gevraagd. Met andere woorden, het gaat hierbij om meer dan alleen een dataprobleem. Ook al zou in een enquête een vraag opgenomen zijn naar de oorzaak van elke gerapporteerde beperking, zoals in het onderzoek van Mathers, dan moet nog worden getwijfeld aan de betrouwbaarheid van deze informatie. Dit geldt met name bij ouderen onder wie veel co-morbiditeit voorkomt. Daarnaast zijn beperkingen niet alleen gerelateerd aan chronische ziekteprocessen; zij kunnen ook het gevolg zijn van het 'normale' verouderingsproces.

De methode die Manton & Stallard (1991) gebruiken om de prevalentie van beperkingen na eliminatie van een aandoening te schatten omzeilt het probleem van de betrouwbaarheid van de informatie over de oorzaak van beperkingen. Zij maken gebruik van een combinatie van het 'Grade of Membership'(GoM)-model en een regressie-analyse om het effect van aandoeningen op de gezonde levensverwachting te bepalen. Het GoM-model is een combinatie van clusteranalyse en discriminant-analyse. Analoog aan de cluster-analyse worden individuen (cases) in zoveel mogelijk van elkaar verschillende groepen verdeeld. Overeenkomstig de discriminant-analyse worden lineaire combinaties van (enkele) variabelen bepaald die maximaal discrimineren tussen de groepen (clusters). In het GoM-model vindt het clusteren en discrimineren tussen de groepen simultaan plaats. Daarbij worden de scores van respondenten op een bepaalde vraag ' $x_{ij}$ ' ( $x_{ij}$  is één wil zeggen de  $i^{\text{de}}$  persoon geeft het  $l^{\text{de}}$  antwoord op de  $j^{\text{de}}$  vraag) uitgedrukt als een lineair gewogen gemiddelde van 'K' pure profielen. Deze profielen worden gedefinieerd op basis van de 'j' vragen ('indicants'). De betekenis van deze pure profielen kan worden

geïllustreerd aan de hand van de classificatie van ziekten. Een puur profiel in deze context is een combinatie van stereotiepe symptomen (indicants) bij een patiënt bij wie de ziekte volledig is ontwikkeld en bij wie geen, voor die betreffende ziekte niet essentiële, complicaties optreden (Davidson et al., 1989). Het pure type geeft de empirische grens aan waarbinnen de individuen zich kunnen bevinden. Een individu vertoont veelal niet voor honderd procent overeenkomst met een bepaald profiel ('pure type') bijvoorbeeld doordat co-morbiditeit optreedt, er verschillende fasen van ziekten zijn en aandoeningen een verschillende uitwerking kunnen hebben op patiënten en ziekten (Woodbury & Manton, 1982). De mate waarin elke respondent past bij een puur profiel (de mate van lidmaatschap) wordt weergegeven door de 'grade of membershipscores' ( $g_{ik}$ 's). Deze geven per individu de gewichten weer op de verschillende pure profielen. De lidmaatschapcores variëren tussen nul en één en de som van de individuele gewichten op alle (pure) profielen is één. Deze gewichten maken het mogelijk dat individuen deels horen tot het ene profiel en deels tot een of meer anderen profielen. Er is hier sprake van zogenaamde 'fuzzy states' (niet discrete categorieën). De lidmaatschapcores worden in het GoM-model simultaan met de profielen van de pure types ( $\lambda_{kji}$ ) geschat middels de 'maximum likelihood'-schattingstechniek. Het aantal pure profielen wordt bepaald met log-likelihood-ratio's.

Manton & Stallard (1991) hebben het GoM-model toegepast om de 'actieve levensverwachting' te berekenen. Op grond van de gemiddelde lidmaatschapcores van alle individuen per leeftijds- en geslachtsgroep wordt het gemiddeld aantal persoonsjaren onderverdeeld in verschillende klassen. De lidmaatschapcores (gemiddeld over individuen) doen hier dienst als de proporties (prevalentiecijfers) in de Sullivan-methode. Het effect van eliminatie van een aandoening op de gezonde levensverwachting werd vervolgens bepaald door middel van een gewogen regressie-analyse. Hiermee is de invloed van verschillende aandoeningen en de leeftijd op de lidmaatschapcores geschat.

Een belangrijk voordeel van de door Manton & Stallard (1991) gehanteerde benadering is dat bij uitschakeling van een bepaalde aandoening de gezondheidstoestand van een individu wordt bepaald op basis van de overige waargenomen kenmerken. Een tweede belangrijk voordeel van het GoM-model is de mogelijkheid om een multi-dimensionale classificatie van de gezondheidstoestanden te maken. Met name bij ouderen neemt de complexiteit van functionele beperkingen toe, hetgeen tot uitdrukking komt in het voorkomen van meerdere typen en fasen van beperkingen. Hierdoor zijn functionele beperkingen niet goed op een eendimensionale schaal te meten (Manton & Stallard, 1991). Als gevolg van een degeneratieve gewrichtsaandoening (zoals artrose) zijn ouderen bijvoorbeeld wel

lichamelijk beperkt, maar zij lijden niet aan cognitieve beperkingen. Andere ziekten brengen daarentegen vooral cognitieve en minder lichamelijke beperkingen met zich mee. Dit betekent dat ook voor de berekening van de gezonde levensverwachting in het algemeen het GoM-model een belangrijke bijdrage zou kunnen leveren aan het samenstellen van gezondheidsklassen. Het belangrijkste probleem van het GoM-model is echter dat de programmatuur door de ontwikkelaars van het model (nog) niet beschikbaar is gesteld.

#### *Het logistische regressie-model*

Gezien het feit dat zowel de methode van Mathers (1992) en Colvez & Blanchet (1983) als die van Manton & Stallard (1991) niet bruikbaar of beschikbaar zijn, is ten behoeve van dit onderzoek een aangepaste benadering ontwikkeld. Hierin wordt gebruik gemaakt van logistische regressie. Een belangrijk kenmerk van de GoM-eliminatie techniek, te weten het schatten van regressie-coëfficiënten die het netto effect van de aandoening op de kans op beperkingen weergeven, is hierin verwerkt. In tegenstelling tot het GoM-model worden beperkingen op een-dimensionale schaal gemeten op grond van het al dan niet hebben van beperkingen.

Voor het bepalen van het beperkingen-effect met behulp van het logistische regressie-model wordt de volgende werkwijze gevolgd (bijlage 7). Allereerst wordt door middel van logistische regressie per geslacht een model geschat waarin de kans op het al dan niet hebben van een beperking (afhankelijke variabele) wordt voorspeld uit de leeftijd, de verschillende clusters van chronische aandoeningen en een categorie 'overige aandoeningen' (onafhankelijke variabelen). Tot de categorie 'overige aandoeningen' zijn de volgende ziekten gerekend: maag- en darmaandoeningen, gal- en leverziekte, nieraandoeningen, schildklierafwijkingen en chronische huidziekten.

Met behulp van dit model wordt de prevalentie van beperkingen geschat *vóór* eliminatie van de chronische aandoening. De geschatte regressie-coëfficiënten geven de sterkte en de richting aan van de invloed van de onafhankelijke variabele (bijvoorbeeld reuma/rugklachten) gecorrigeerd voor de overige in het model onderscheiden aandoeningen en de leeftijd ('confounders') op de afhankelijke variabele (de kans op beperkingen). De prevalentie van één of meer beperkingen (proportie met beperkingen) wordt geschat door de berekende regressie-coëfficiënten in te vullen in de regressie-vergelijking. Het gemiddelde van deze waarden per leeftijdsgroep geeft de leeftijdsspecifieke prevalenties. In de daaropvolgende stap wordt het effect van eliminatie van een aandoening op de prevalentie van beperkingen berekend. Hiervoor wordt op basis van de regressie-vergelijkingen en de eerder geschatte parameters de prevalentie van één of meer

beperkingen na eliminatie geschat. Het belangrijkste verschil met de schatting van de prevalentie vóór eliminatie is dat nu de regressie-coëfficiënt van de geëlimineerde aandoening op nul wordt gesteld (dit komt op hetzelfde neer als de score van de variabele die het al dan niet voorkomen van de aandoening weergeeft op nul te stellen). Het verschil tussen de geschatte beperkingcijfers op basis van de regressie-vergelijking met alle parameters (of scores) en de cijfers die zijn berekend met de vergelijking waarin de score of parameters voor de betreffende aandoening op nul zijn gesteld, kan worden toegeschreven aan de geëlimineerde aandoening.

Tenslotte worden de geschatte prevalentiecijfers vóór en na eliminatie gesubstitueerd in de doodsoorzaak-geëlimineerde overlevingstafel. Zo wordt het effect in jaren berekend. Hierbij dient te worden opgemerkt dat teneinde de winst in gezonde levensverwachting die verkregen zou zijn door eliminatie van een aandoening te bepalen, de *geschatte* prevalentiecijfers als referentiekader moeten worden genomen. De reden hiervoor is dat het verschil tussen de levensverwachting zonder beperkingen op grond van de *waargenomen* prevalentiecijfers vóór eliminatie en de geschatte prevalentiecijfers na eliminatie het gevolg kunnen zijn van enerzijds de eliminatie van de aandoening en anderzijds het niet volledig 'fitten' van het model.

In tabel 3.1 wordt een indruk gegeven van het effect van de gekozen methode op het beperkingen-effect. Hierin worden de resultaten vergeleken met de uitkomsten die zijn berekend met de methode van Mathers. Zoals op grond van theoretische overwegingen op voorhand werd verwacht verschillen de resultaten aanzienlijk. Toepassing van de methode van Mathers (die overeenkomt met de benadering van Colvez & Blanchet) leidt tot een aanzienlijke overschatting van de gezondheids-winst in termen van beperkingen. Tevens worden in deze tabel de resultaten gepresenteerd van een eenvoudiger schattingstechniek. De reden van deze vergelijking is om de methode gebaseerd op logistische regressie te evalueren en om na te gaan of het mogelijk is om met een 'eenvoudige' formule de winst in de gezonde levensverwachting, samenhangend met de eliminatie van een aandoening te schatten. Op theoretische gronden wordt verwacht dat de resultaten verkregen met behulp van deze 'eenvoudiger' benadering niet veel, en in ieder geval minder, afwijken van de resultaten op basis van het regressie-model, dan die verkregen met de methode van Mathers.

In deze grove benaderingsmethode (zie bijlage 8) wordt het effect van eliminatie van een aandoening op de prevalentie van beperkingen met behulp van een kruistabel berekend. Hiertoe wordt de populatie in twee groepen verdeeld. De ene



Tabel 3.1 Vergelijking van de verschillende schattingsmethoden op het beperkingen-effect

winst in levensverwachting door eliminatie							
	geslacht	logistische regressie (jaren)	(%)	Mathers/Colvez&Bl. (jaren)	(%)	benadering (jaren)	(%)
<b>leeftijd 15 jaar</b>							
CARA	M	0,6	5,2	2,3	20,9	0,9	8,1
	V	0,5	2,9	2,0	10,8	0,7	3,8
reuma/rugkl.	M	1,8	16,9	4,2	38,0	2,1	19,1
	V	2,8	15,2	7,4	39,5	2,9	15,7
hartaandoeningen	M	0,7	6,6	2,5	22,8	0,9	8,0
	V	0,8	4,4	3,5	18,6	0,9	4,8
overige neurol. aand.	M	0,1	1,3	0,4	3,9	0,2	1,6
	V	0,2	0,9	0,4	2,3	0,2	1,0
migraine	M	0,4	3,4	1,2	10,7	0,6	5,3
	V	0,5	2,6	2,8	15,1	1,0	5,4
kanker	M	*	*	*	*	*	*
	V	0,1	0,6	0,5	2,9	0,2	1,1
suikerziekte	M	*	*	*	*	*	*
	V	0,3	1,8	1,6	8,6	0,3	1,5
<b>leeftijd 65 jaar</b>							
CARA	M	0,4	5,7	1,8	21,7	0,6	8,9
	V	0,2	1,9	1,3	8,7	0,3	2,8
reuma/rugkl.	M	0,7	11,0	2,2	25,1	0,8	13,3
	V	1,1	1,9	4,3	32,7	0,9	8,3
hartaandoeningen	M	0,4	6,9	1,7	23,5	0,3	5,4
	V	0,5	4,5	3,0	21,8	0,6	5,3
overige neurol. aand.	M	0,1	1,0	0,3	3,2	0,1	1,5
	V	0,1	0,6	0,2	2,7	0,1	0,5
migraine	M	0,1	0,9	0,3	2,9	0,1	2,1
	V	0,1	0,7	0,9	6,2	0,2	2,2
kanker	M	*	*	*	*	*	*
	V	0,0	0,3	0,3	1,7	0,1	0,8
suikerziekte	M	*	*	*	*	*	*
	V	0,2	2,1	1,4	10,9	0,2	2,1

\* niet significant

Bron: NIVEL (Basisgegevens)



groep heeft (onder andere) de aandoening in kwestie en de andere groep heeft deze aandoening niet. Verondersteld is dat het verschil tussen de prevalentie van beperkingen van de groep met en die zonder de aandoening alleen te wijten is aan die aandoening. De prevalentie van beperkingen is uitgedrukt als een gewogen gemiddelde van de prevalentie van beperkingen van de groep met die aandoening en van de prevalentie van beperkingen van de groep zonder de ziekte in kwestie. Het aandeel van de groep met en zonder de aandoening in de totale leeftijdsgroep dienen als gewichten. Dit komt op hetzelfde neer als het verminderen van het totaal aantal personen met beperkingen met het aantal personen met beperkingen die de te elimineren aandoening heeft, en dit te delen door het aantal personen dat de aandoening niet heeft. Het belangrijkste verschil met de methode van Mathers is de teller van de breuk; hier wordt gedeeld door de groep die niet die aandoening heeft, terwijl Mathers deelt door de totale groep (zie ook bijlage 6). Met andere woorden, in plaats van te veronderstellen dat na eliminatie van de aandoening in kwestie de personen vrij zijn van beperkingen, wordt aangenomen dat zij dezelfde prevalentie van beperkingen hebben als de rest van de bevolking.

Uit tabel 3.1 blijkt dat, zoals op theoretische gronden werd verwacht, de resultaten niet veel afwijken van de modelschatting op basis van logistische regressie en in ieder geval de modelschattingen veel beter benaderen dan de methode van Mathers. Dit neemt niet weg dat het logistische regressie-model de voorkeur geniet boven de grove benaderingsmethode. Als de aandoening in kwestie significant vaker of minder samen voorkomt met een andere aandoening of als de combinatie van aandoeningen een versterkend, dan wel een dempend effect heeft op het hebben van beperkingen, geeft de benaderingsmethode een vertekend beeld.

### **3.2.2. Het sterfte- en gecombineerde effect**

De eliminatie van sterfte aan een aandoening en het effect daarvan op de sterftekansen hebben in de literatuur reeds veel aandacht gekregen. Hiervoor zijn de doodsoorzaak-geëlimineerde overlevingstafels, beter bekend onder de naam 'cause elimination life tables', ontwikkeld. Deze zijn een verbijzondering van de 'multiple decrement life tables'. Met behulp van de doodsoorzaak-geëlimineerde overlevingstafel wordt een schatting verkregen van het aantal jaren dat langer geleefd zou worden in het hypothetische geval dat een bepaalde doodsoorzaak geheel of gedeeltelijk uitgeschakeld zou zijn (zie o.a.: Tsai et al., 1978; Namboodiri & Suchindran, 1987; Centraal Bureau voor de Statistiek, 1984a; Manton en Stallard, 1984). De aldus berekende winst in levensjaren geeft het effect weer van sterfte aan een bepaalde aandoening op de levensverwachting. Colvez & Blanchet (1983) en Mathers (1992) hebben voor de bepaling van het sterfte-effect gebruik gemaakt

van de hierboven beschreven doodsoorzaak-geëlimineerde overlevingstafeltechniek. In bijlage 9 zijn de belangrijkste formules voor de berekening van de doodsoorzaak-geëlimineerde overlevingstafel weergegeven. Voor een uitgebreidere beschrijving van deze methode wordt verwezen naar de eerder genoemde demografische literatuur.

In de doodsoorzaak-geëlimineerde overlevingstafel wordt gebruik gemaakt van onafhankelijke uittredingskansen (hier: sterftেকansen). Dit is de kans om uit te treden als gevolg van een bepaalde oorzaak, als die het enige risico zou zijn om het synthetische cohort te verlaten. Een verandering in de kans om aan een bepaalde oorzaak te overlijden, leidt bij onafhankelijke sterftেকansen niet tot veranderingen in sterftেকansen aan de overige doodsoorzaken. Onafhankelijke sterftেকansen zijn in principe (en met name bij ouderen) hoger dan afhankelijke kansen, omdat een persoon die aan een andere dan de onderzochte doodsoorzaak overlijdt, geen kans meer heeft om te overlijden aan de onderzochte oorzaak.

Aan de veronderstelling dat sterftেকansen onafhankelijk zijn wordt in werkelijkheid niet voldaan. Eliminatie van een doodsoorzaak kan enerzijds leiden tot een gedeeltelijke eliminatie van andere oorzaken (negatieve afhankelijkheid bijvoorbeeld tussen diabetes en atherosclerose) en anderzijds tot een toenemend risico om te overlijden aan andere oorzaken. Dit laatste effect kan bijvoorbeeld worden verklaard uit de aanwezigheid van gemeenschappelijke risicofactoren (uitschakeling van longkanker leidt bij het niet wegnemen van de risicofactor 'roken' tot een grotere kans op hart- en vaatziekten). Manton (1986) wijst erop dat met name op oudere leeftijd de assumptie met betrekking tot onafhankelijkheid wordt geschonden, omdat oudere personen meer ziekten hebben. Gezien het feit dat gegevens ontbreken omtrent de verandering in risico's om te overlijden aan andere doodsoorzaken wanneer een bepaald overlijdensrisico wordt uitgeschakeld of verminderd, is het gebruik van onafhankelijke sterftেকansen echter de enige mogelijkheid voor het samenstellen van een oorzaak-geëlimineerde sterftetafel.

Een ander probleem bij de doodsoorzaak geëlimineerde overlevingstafel is dat niet alle personen met een bepaalde aandoening ook daadwerkelijk aan die aandoening komen te overlijden. Dit probleem speelt met name in ons land een rol omdat hier in tegenstelling tot bijvoorbeeld in de Verenigde Staten geen gegevens voorhanden zijn over de link tussen primaire en secundaire doodsoorzaken. In het laatstgenoemde land zijn gegevens over alle op het sterftecertificaat vermelde doodsoorzaken beschikbaar (Manton en Stallard, 1984). Gezien het feit dat chronische aandoeningen niet altijd als primaire doodsoorzaak optreden, wordt het sterfte-effect van chronische aandoeningen op de gezonde levensverwachting in ons

land dan ook vermoedelijk onderschat.

Ondanks bovengenoemde beperkingen van de methode kan op basis van oorzaak geëlimineerde sterftetekansen het aantal persoonsjaren na eliminatie worden berekend. Dit aantal is groter dan dat in de totale overlevingstafel (omdat personen aan die bepaalde aandoening niet meer 'kunnen' overlijden) en kan uit de geëlimineerde overlevingstafel worden afgelezen. Overigens is de winst in levensverwachting als gevolg van uitschakeling van een bepaalde doodsoorzaak vaak gering, doordat personen die worden gespaard door eliminatie aan het risico blootgesteld zijn om aan andere oorzaken te overlijden. Bovendien wordt de winst berekend ten opzichte van de totale bevolking, terwijl maar een klein deel door eliminatie van overlijden wordt gespaard<sup>d</sup>.

### **3.3. Uitwerking van de in dit onderzoek gehanteerde eliminatietechniek**

Hier worden de verschillende stappen van de gevolgde eliminatieprocedure, die in de voorgaande paragraaf werd geïntroduceerd, beschreven. Kort samengevat komt de methode erop neer dat het effect van eliminatie van een chronische aandoening op de levensverwachting zonder beperkingen is bepaald met behulp van de doodsoorzaak-geëlimineerde overlevingstafeltechniek (voor de eliminatie van sterfte) en een logistisch regressie-model (voor de eliminatie van beperkingen). Op basis van de doodsoorzaak geëlimineerde sterftetekansen en de ziekte-geëlimineerde beperkingcijfers is gebruikmakend van de Sullivan-methode de levensverwachting zonder beperkingen berekend.

Met behulp van de doodsoorzaak-geëlimineerde overlevingstafeltechniek is het aantal persoonsjaren per leeftijdsgroep en hiervan afgeleide grootheden zoals de levensverwachting geschat in de hypothetische situatie dat een bepaalde doodsoorzaak geheel is uitgeschakeld (zie ook bijlage 9). Op basis van leeftijds- en geslachtsspecifieke gegevens over het totaal aantal overledenen en het aantal overledenen aan de onderzochte aandoening (naar primaire doodsoorzaak) zijn zogenaamde 'cause of death ratios' berekend. Deze geven het aandeel weer dat de onderzochte oorzaak uitmaakt van het totaal aantal overledenen. Op basis van deze ratio's is het aantal overledenen in de overlevingstafel onderverdeeld in overledenen aan de gegeven oorzaak en overledenen aan alle andere oorzaken. Gebruikmakend van een formule in Namboodiri & Suchindran (1987) zijn vervolgens onafhankelijke sterftetekansen berekend na eliminatie van de doodsoorzaak. Op basis van deze onafhankelijke sterftetekansen is een nieuwe overlevingsta-

fel samengesteld. Dit resulteert in de overlevingstafel-grootheden na eliminatie van de doodsoorzaak. Het gemiddelde aantal persoonsjaren uit deze doodsoorzaak-geëlimineerde overlevingstafel is vervolgens, gebruikmakend van de Sullivan-methode, onderverdeeld in jaren met en jaren zonder beperkingen. Doordat is uitgegaan van een overlevingstafel waarin sterfte aan die specifieke doodsoorzaak is geëlimineerd, is bij het vaststellen van het effect van eliminatie van een chronische aandoening op de gezonde levensverwachting rekening gehouden met het sterfte- en gecombineerde effect.

De oorzaak-geëlimineerde-beperkingencijfers waarin de beperkingen die samen gaan met de geëlimineerde aandoening zijn uitgeschakeld, zijn berekend door middel van logistische regressie. Zoals opgemerkt is voor deze methode gekozen omdat in de enquête niet is gevraagd naar de oorzaak van de beperkingen. Toepassing van de door Mathers (1992) en Colvez & Blanchet (1983) gebruikte techniek zou er in deze situatie op neer komen dat alle beperkingen die een persoon met de geëlimineerde aandoening heeft, worden uitgeschakeld, ook al heeft de respondent meer aandoeningen die voor deze beperkingen verantwoordelijk kunnen zijn. Dit probleem is voorkomen door de ziekte-geëlimineerde beperkingencijfers met een logistisch regressie-model te schatten, waarin is gecontroleerd voor eventuele andere aandoeningen die een persoon heeft, alsmede zijn of haar leeftijd (en geslacht). Dit zijn kenmerken die mede verantwoordelijk zijn voor het beperkingen-patroon van de respondent.

De beperkingencijfers na eliminatie hebben alleen betrekking op de bevolking in een particulier huishouden. Bij de bepaling van het effect van eliminatie van een chronische aandoening op de gezonde levensverwachting is geen rekening gehouden met veranderende beperkingen-structuur onder de bevolking in een instelling, omdat hierover geen gegevens voorhanden zijn. Met andere woorden, voor de bevolking verblijvend in een instelling is wel het sterfte-effect verdisconteerd, maar de prevalentie van beperkingen van de ongezonde bevolking in een instelling wordt constant verondersteld.

## 4. RESULTATEN

### 4.1. Prevalentiecijfers en gezonde levensverwachting

In dit hoofdstuk worden de resultaten gepresenteerd van de berekeningen van de gezonde levensverwachting. (On)gezondheid is op drie verschillende manieren geoperationaliseerd, resulterend in de 'levensverwachting zonder chronische aandoeningen', de 'levensverwachting zonder beperkingen' en de 'levensverwachting zonder ervaren ongezondheid'. De complementen van deze maten zijn: de 'levensverwachting met chronische aandoeningen', de 'levensverwachting met beperkingen' en de 'levensverwachting met ervaren ongezondheid'. Binnen de levensverwachting met beperkingen is onderscheid gemaakt naar de domeinen beweeglijkheid, communicatie en ADL.

Per operationalisatie wordt kort de leeftijds- en geslachtspecifieke prevalentie beschreven en wordt van de totale levensverwachting weergegeven hoeveel jaren mannen en vrouwen gemiddeld leven zonder en met (on)gezondheid. Met andere woorden: de totale levensverwachting is opgesplitst in de gezonde en de ongezonde levensverwachting. Bij de beschrijving van de resultaten worden niet alleen de gezonde (en ongezonde) levensverwachting in absolute zin (in jaren) gepresenteerd, ook wordt de gezonde levensverwachting uitgedrukt als een percentage van de totale levensverwachting (het GLP). Tevens wordt onderscheid gemaakt in afzonderlijke en vergelijkende analyses. Voor de overzichtelijkheid worden in de tekst in principe alleen de uitkomsten van de vergelijkende analyses besproken. Gezien het feit dat bij het samenstellen van de gezondheidsklassen 'met beperkingen' en 'met chronische aandoeningen' in de afzonderlijke analyses meer items zijn opgenomen dan in de vergelijkende analyses, is het aantal ongezonde jaren in de afzonderlijke analyses hoger. In de gepresenteerde tabellen zijn zowel de resultaten van de afzonderlijke als de vergelijkende analyses opgenomen. Alleen als de conclusies op basis van de afzonderlijke analyses afwijken van die gebaseerd op de vergelijkende analyses, wordt tevens aan de eerste categorie expliciet aandacht besteed. In de laatste paragraaf worden de uitkomsten op basis van de verschillende operationalisatie vergeleken.

De in de tekst genoemde verschillen tussen de gezonde levensverwachting van mannen en vrouwen zijn overigens significant (zie voor een beschrijving van de significantie-toets bijlage 10).



#### **4.1.1. Prevalentiecijfers en levensverwachting met en zonder chronische aandoeningen**

##### *Prevalentie*

De prevalentie van één of meer chronische aandoeningen bedraagt 36,4 procent in de afzonderlijke analyses en 28,9 procent in de vergelijkende analyses. De prevalentie van chronische aandoeningen neemt toe met de leeftijd, zij het dat dit niet langer opgaat voor vrouwen vanaf 80 jaar in de vergelijkende analyses. Aangezien de prevalentiecijfers in de hoogste leeftijdsgroepen zijn gebaseerd op relatief kleine aantallen, wordt hierop niet verder ingegaan. De totale prevalentie van chronische aandoeningen is onder vrouwen hoger dan onder mannen, maar uitgesplitst naar leeftijd ontstaat een genuanceerder beeld. Onder kinderen beneden de 15 jaar rapporteren mannen meer chronische aandoeningen (met name CARA) en boven de 50 jaar is er geen eenduidig beeld; in de opeenvolgende leeftijdsgroepen is er de ene keer sprake van een hogere prevalentie onder vrouwen en de andere keer onder mannen (met name door een hogere prevalentie van hartziekten en overige neurologische aandoeningen).

De prevalentie van één of meer chronische aandoeningen is in de afzonderlijke analyses hoger dan in de vergelijkende, hetgeen te verwachten was op grond van het aantal aandoeningen dat is opgenomen in de classificatie. Van de geselecteerde aandoeningen in afzonderlijke analyses zijn met name rugklachten en migraine, gevolgd door CARA, huidziekten en hartklachten veelvuldig gerapporteerd (prevalentie hoger dan meer dan 5%). In de vergelijkende analyses, die slechts betrekking hebben op zeven clusters van ziekten, leveren reuma/rugklachten en migraine, en in mindere mate CARA en hartklachten, een belangrijke bijdrage aan de prevalentie van 'één of meer chronische aandoeningen'.

##### *Gezonde levensverwachting*

Als de sterftেকansen uit de jaren 1982/83-90/91 constant worden verondersteld, zal een nul-jarige naar verwachting 73,3 jaar (mannen) en 79,8 jaar (vrouwen) oud worden. Mannen en vrouwen brengen naar schatting respectievelijk 51,4 en 53,2 jaar (70,1 en 66,6 procent) van de totale levensverwachting bij de geboorte door zonder chronische aandoeningen. De resterende 21,9 en 26,7 jaren hebben zij minimaal één chronische ziekte (tabel 4.1). De (gezonde) levensverwachting neemt af met de leeftijd. Van de 59,3 jaar die 15-jarige mannen gemiddeld nog zullen leven, brengen zij naar verwachting 39,1 jaar (66,0 procent) door zonder chronische aandoeningen. 15-jarige vrouwen hebben gemiddeld gedurende bijna 40 jaar geen chronische aandoeningen van de 65,6 jaren die zij nog te leven hebben. Dit is bijna 61 procent van de totale levensverwachting. Voor 65-jarigen is de levens-



verwachting zonder chronische aandoeningen 6,7 jaar (mannen) en 8,8 jaar (vrouwen), hetgeen neerkomt op ongeveer 47 procent van de totale levensverwachting van 65-jarigen. Als personen ouder worden neemt niet alleen de levensverwachting zonder chronische aandoeningen af, belangrijker is dat het percentage van de levensverwachting dat personen niet lijden aan één of meer chronische aandoeningen (GLP) vermindert (tabel 4.1).

Gegevens over de totale levensverwachting wijzen uit dat vrouwen gemiddeld ruim zes jaar langer leven dan mannen. Dit is een bekend gegeven voor de westerse wereld. Uit tabel 4.1 blijkt dat vrouwen naar verwachting in hun langere leven weliswaar meer jaren doorbrengen zonder chronische aandoeningen, maar ook gedurende meer jaren één of meer chronische aandoeningen rapporteren. Voor de langere levensverwachting met chronische aandoeningen zijn twee verklaringen.

Tabel 4.1a Gezonde levensverwachting (in jaren en als % van de totale levensverwachting) op basis van chronische aandoeningen, naar leeftijd en geslacht, **vergelijkende analyses**<sup>1</sup>, 1987-88

Geslacht/lft.	Levensverw. totaal		Levensverw. zonder chron. aand.		Levensverw. met chron. aand. <sup>2</sup>	
	in jaren	(%)	in jaren	(%)	in jaren	(%)
<b>Mannen</b>						
0	73,3	(100)	51,4	(70,1)	21,9	(29,9)
15	59,3	(100)	39,1	(66,0)	20,1	(34,0)
30	44,8	(100)	26,8	(59,8)	18,0	(40,2)
45	30,5	(100)	15,9	(52,0)	14,6	(48,0)
65	14,2	(100)	6,7	(47,1)	7,5	(52,9)
75	8,5	(100)	3,5	(41,8)	4,9	(58,2)
85	4,7	(100)	1,5	(32,5)	3,2	(67,5)
<b>Vrouwen</b>						
0	79,8	(100)	53,2	(66,6)	26,7	(33,4)
15	65,6	(100)	39,9	(60,9)	25,7	(39,1)
30	50,9	(100)	28,4	(55,8)	22,5	(44,2)
45	36,4	(100)	18,5	(50,7)	18,0	(49,3)
65	18,8	(100)	8,8	(47,0)	10,0	(53,0)
75	11,3	(100)	5,0	(43,8)	6,4	(56,2)
85	5,8	(100)	2,9	(50,1)	2,9	(49,9)

<sup>1</sup> zie tabel 2.1

<sup>2</sup> inclusief onder personen in een instelling.

Bron: NIVEL, CBS (Basisgegevens)

Tabel 4.1b Gezonde levensverwachting (in jaren en als % van de totale levensverwachting) op basis van chronische aandoeningen, naar leeftijd en geslacht, **afzonderlijke analyses**<sup>1</sup>, 1987-88

Geslacht/lft.	Levensverw. totaal		Levensverw. zonder chron.aand.		Levensverw. met chron.aand. <sup>2</sup>	
	in jaren	(%)	in jaren	(%)	in jaren	(%)
<b>Mannen</b>						
0	73,6	(100)	46,0	(62,4)	27,6	(37,6)
15	59,5	(100)	34,3	(57,7)	25,2	(42,3)
30	45,0	(100)	23,2	(51,5)	21,8	(48,5)
45	30,7	(100)	13,4	(43,7)	17,3	(56,3)
65	14,3	(100)	5,4	(37,6)	8,9	(62,4)
75	8,6	(100)	2,8	(32,1)	5,8	(67,9)
85	4,9	(100)	1,6	(32,5)	3,3	(67,5)
<b>Vrouwen</b>						
0	80,1	(100)	47,2	(58,9)	32,9	(41,1)
15	65,8	(100)	34,6	(52,6)	31,2	(47,4)
30	51,1	(100)	24,4	(47,8)	26,7	(52,5)
45	36,7	(100)	15,5	(42,3)	21,2	(57,7)
65	19,0	(100)	7,3	(38,5)	11,7	(61,5)
75	11,5	(100)	3,9	(34,2)	7,6	(65,8)
85	6,0	(100)	1,8	(30,9)	4,1	(69,1)

<sup>1</sup> zie tabel 2.1

<sup>2</sup> inclusief onder personen in een instelling.

Bron: NIVEL, CBS (Basisgegevens)

Allereerst is door de lagere sterfte onder vrouwen (tot uitdrukking komend in de hogere levensverwachting) het gemiddeld aantal geleefde persoonsjaren per leeftijdsinterval (' $L_x$ ') hoger dan onder mannen. Dit impliceert dat zelfs bij gelijke prevalentie van chronische aandoeningen de levensverwachting met chronische aandoeningen onder vrouwen hoger is dan onder mannen. Dat dit effect daadwerkelijk een rol speelt blijkt onder meer uit het feit dat niet alleen de levensverwachting met chronische aandoeningen groter is onder vrouwen, maar ook die zonder chronische aandoeningen. Het feit dat bovendien onder vrouwen de prevalentie van chronische aandoeningen hoger is dan onder mannen, versterkt dit effect van de grotere 'risicobevolking'. Zoals opgemerkt gaat de hogere prevalentie niet op voor alle leeftijdsgroepen. Hoewel vrouwen naar verwachting ook meer jaren leven zonder chronische aandoeningen is het aandeel van hun leven dat zij doorbrennen zonder chronische aandoeningen (GLP) geringer dan onder mannen. Mannen leven weliswaar korter, en als gevolg hiervan is de

ziektevrije periode absoluut gezien geringer, maar zij brengen een groter deel van hun leven door zonder chronische morbiditeit.

#### **4.1.2. Prevalentiecijfers en levensverwachting met en zonder beperkingen**

##### *Prevalentie*

De prevalentie van lichamelijke beperkingen bedraagt 25,1 procent in de afzonderlijke analyses en 19,1 procent in de vergelijkende analyses. Beweglijkheidsbeperkingen worden het meest gerapporteerd (respectievelijk 18,0 en 15,7 procent in de vergelijkende en de afzonderlijke analyses) gevolgd door ADL (respectievelijk 10,9 en 10,4 procent). De prevalentie van beperkingen neemt sterk toe met de leeftijd en vrouwen rapporteren significant meer beperkingen dan mannen.

##### *Gezonde levensverwachting*

De levensverwachting zonder beperkingen is berekend voor personen van 15 jaar en ouder, omdat voor kinderen beneden deze leeftijd geen (betrouwbare) gegevens voorhanden zijn over lichamelijke beperkingen. Tabel 4.2 laat zien dat een 15-jarige gemiddeld nog 59,3 jaar (mannen) en 65,6 jaar (vrouwen) te leven heeft, waarvan respectievelijk 47,4 en 45,6 zonder lichamelijke beperkingen (80 en 70 procent van de totale levensverwachting). De verwachting is dat gedurende de resterende 20 (mannen) en 30 procent (vrouwen) van de totale levensduur 15-jarigen lichamelijke beperkingen hebben of verblijven in een gezondheidsinstelling. 65-jarigen leven gemiddeld nog 14,2 (mannen) of 18,8 jaar (vrouwen), waarvan respectievelijk 7,1 (50,2 procent) en 6,2 jaar (32,7 procent) zonder lichamelijke beperkingen (inclusief verblijvend in een instelling om gezondheidsredenen).

Het leeftijds patroon van de levensverwachting zonder lichamelijke beperkingen komt in grote lijnen overeen met dat van de hierboven beschreven levensverwachting zonder chronische aandoeningen. Het verwachte aantal jaren zonder beperkingen en het GLP neemt af met de leeftijd (tabel 4.2). Bij de analyse van de geslachtsverschillen springt de hogere levensverwachting zonder beperkingen onder mannen in het oog (zowel absoluut als uitgedrukt in een percentage van de totale levensverwachting). Mannen leven vanaf hun 15-de verjaardag gemiddeld 47,4 van de 59,3 jaar (79,9 procent) zonder lichamelijke beperkingen, terwijl vrouwen weliswaar langer leven (nog 65,6 jaar), maar daarvan minder jaren zonder beperkingen doorbrengen, namelijk 45,6 jaar (69,6 procent). Dit verschijnsel werd ook gevonden in eerder Nederlands onderzoek (Van Ginneken et al., 1989; Boshuizen et al., 1992). De significant hogere beperkingcijfers onder vrouwen zijn hiervan de oorzaak (respectievelijk 21,5 en 28,6 in de afzonderlijke analyses en 23,0 en 15,1 procent in de vergelijkende analyses). De vraag of deze

verschillen (voor een deel) zijn terug te voeren op rapportage verschillen of op werkelijke verschillen is onderwerp van discussie (zie onder andere Kelly-Hayes, 1992). Uit longitudinaal onderzoek is bekend dat sexe verschillen in de prevalentie van beperkingen worden veroorzaakt door de hogere overleving van vrouwen in elke gezondheidsklasse en leeftijdsgroep en niet door een hogere incidentie. Beperkingen bij mannen worden relatief vaker veroorzaakt door letale aandoeningen waaraan zij op jongere leeftijd komen te overlijden, terwijl vrouwen langer overleven met hun beperkingen (Manton, 1988).

In aanvulling op het totaal aantal jaren met beperkingen is het aantal jaren met beperkingen in de domeinen communicatie, beweeglijkheid (inclusief mobiliteit) en ADL berekend (tabel 4.3). Gezien het feit dat personen in meer dan één domein beperkingen kunnen hebben, mogen de jaren over de verschillende domeinen niet worden opgeteld. Dit zou leiden tot een overschatting van het aantal jaren met beperkingen.

Tabel 4.2a Gezonde levensverwachting (in jaren en als % van de totale levensverwachting) op basis van lichamelijke beperkingen, naar leeftijd en geslacht, *vergelijkende analyses*<sup>1</sup>, 1987-88

Geslacht/lft.	Levensverw. totaal		Levensverw. zonder beperk.		Levensverw. met beperk. <sup>2</sup>	
	in jaren	(%)	in jaren	(%)	in jaren	(%)
<b>Mannen</b>						
15	59,3	(100)	47,4	(79,9)	11,9	(20,1)
30	44,8	(100)	33,6	(75,0)	11,2	(25,0)
45	30,5	(100)	20,2	(66,1)	10,4	(33,9)
65	14,2	(100)	7,1	(50,2)	7,1	(49,8)
75	8,5	(100)	2,9	(34,4)	5,6	(65,6)
85	4,7	(100)	0,6	(12,4)	4,1	(87,6)
<b>Vrouwen</b>						
15	65,6	(100)	45,6	(69,6)	20,0	(30,4)
30	50,9	(100)	32,0	(63,0)	18,8	(37,0)
45	36,4	(100)	19,3	(53,1)	17,1	(46,9)
65	18,8	(100)	6,2	(32,7)	12,7	(67,3)
75	11,3	(100)	1,7	(15,4)	9,6	(84,6)
85	5,8	(100)	0,1	(0,9)	5,8	(99,1)

<sup>1</sup> zie tabel 2.2

<sup>2</sup> inclusief personen in een instelling (ongezond).

Bron: NIVEL, CBS (Basisgegevens)

Tabel 4.2b Gezonde levensverwachting (in jaren en als % van de totale levensverwachting) op basis van lichamelijke beperkingen, naar leeftijd en geslacht, **afzonderlijke analyses**<sup>1</sup>, 1987-88

Geslacht/lft.	Levensverw. totaal		Levensverw. zonder beperk.		Levensverw. met beperk. <sup>2</sup>	
	in jaren	(%)	in jaren	(%)	in jaren	(%)
<b>Mannen</b>						
15	59,5	(100)	43,9	(73,7)	15,6	(26,3)
30	45,0	(100)	31,3	(69,6)	13,7	(30,4)
45	30,7	(100)	18,8	(61,2)	11,9	(38,8)
65	14,3	(100)	6,3	(44,1)	8,0	(55,9)
75	8,6	(100)	2,4	(27,6)	6,2	(72,4)
85	4,9	(100)	0,6	(12,3)	4,3	(87,7)
<b>Vrouwen</b>						
15	65,8	(100)	42,0	(63,9)	23,8	(36,1)
30	51,1	(100)	29,3	(57,3)	21,8	(42,7)
45	36,7	(100)	17,2	(46,8)	19,5	(53,2)
65	19,0	(100)	5,0	(26,1)	14,0	(73,9)
75	11,5	(100)	0,0	(0,2)	5,9	(99,8)

<sup>1</sup> zie tabel 2.2

<sup>2</sup> inclusief personen in een instelling (ongezond).

Bron: NIVEL, CBS (Basisgegevens)

Beperkingen in de beweeglijkheid zijn verantwoordelijk voor het grootste aantal jaren met beperkingen dat een 15-jarige kan verwachten, gevolgd door ADL-beperkingen en ten slotte door beperkingen in de communicatie (tabel 4.3). De prevalentie van beperkingen in alle drie domeinen neemt toe met de leeftijd, behalve onder de alleroudsten. Evenals bij de levensverwachting met beperkingen (ongeacht het domein) is zowel het aantal jaren als het aandeel van de totale levensverwachting in de drie domeinen onder vrouwen hoger dan onder mannen.

#### 4.1.3. Prevalentiecijfers en levensverwachting met en zonder ervaren ongezondheid

##### *Prevalentie*

De prevalentie van ervaren ongezondheid bedraagt 14,2 procent; hierbij is geen onderscheid gemaakt tussen de afzonderlijke en vergelijkende analyses. De prevalentie van ervaren ongezondheid neemt toe met de leeftijd, zij het minder sterk dan bij de prevalentie van chronische aandoeningen en lichamelijke beperkingen.

Tabel 4.3 Gezonde levensverwachting (in jaren) op basis van lichamelijke beperkingen, naar domein leeftijd en geslacht, **afzonderlijke en vergelijkende analyses**<sup>1</sup>, 1987-88

Lft./gezondheidskl.	Afzonderlijke analyses		Vergelijkende analyses	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
<b>Op 15-jarige leeftijd</b>				
Totale levensverwachting	59,5	65,8	59,3	65,6
Zonder lichamelijke beperk.	43,9	42,0	47,4	45,6
Met lichamelijke beperk.	14,8	21,4	11,1	17,6
w.o. communicatie	5,7	6,7	2,4	3,9
w.o. beweeglijkheid	9,9	16,8	8,4	14,7
w.o. adl	6,5	9,6	6,2	9,1
In instelling (ongez.)	0,9	2,4	0,8	2,3
<b>Op 65-jarige leeftijd</b>				
Totale levensverw.	14,3	19,0	14,2	18,8
Zonder lichamelijke beperk.	6,3	5,0	7,1	6,2
Met lichamelijke beperk.	7,2	11,5	6,3	10,2
w.o. communicatie	2,2	3,6	1,7	3,0
w.o. beweeglijkheid	5,7	10,1	4,7	8,6
w.o. adl	3,5	5,9	3,4	5,6
In instelling (ongez.)	0,8	2,5	0,8	2,4

<sup>1</sup> zie tabel 2.2

Bron: NIVEL, CBS (Basisgegevens)

Van leeftijdsspecifieke verschillen tussen mannen en vrouwen is nauwelijks sprake. Wel is de totale prevalentie onder vrouwen iets hoger dan onder mannen, zij het dat dit verschil niet significant is.

#### *Gezonde levensverwachting*

De levensverwachting zonder ervaren ongezondheid is voor mannen 61,0 jaar en voor vrouwen 64,7 jaar vanaf de geboorte (tabel 4.4). Dit komt neer op respectievelijk 83,2 en 81,0 procent van de totale levensverwachting; de resterende jaren voelen zij zich in het algemeen niet gezond of verblijven zij in een gezondheidsinstelling. Vanaf vijftien-jarige leeftijd leven mannen naar verwachting nog 48,0 jaar (81,0 procent) en vrouwen 50,9 jaar (77,6 procent) zonder ervaren ongezondheid) en vanaf 65-jaar nog respectievelijk 9,2 en 10,8 jaar (64,9 en 57,6 procent). Hoewel in de afzonderlijke en vergelijkende analyses de levensverwachting zonder ervaren ongezondheid op identieke wijze is berekend, verschillen de resultaten in geringe mate, omdat de kalenderjaren waarop de analyses betrekking



hebben niet (geheel) overlappen. Hierdoor verschilt het gemiddeld aantal geleefde persoonsjaren per leeftijdsgroep tussen de vergelijkende en afzonderlijke analyse, terwijl de prevalentiecijfers van ervaren ongezondheid gelijk zijn. Ten aanzien van het leeftijdspatruon kan worden geconcludeerd dat het aantal jaren zonder ervaren ongezondheid en het GLP afneemt met de leeftijd.

Tabel 4.4 Gezonde levensverwachting (in jaren) op basis van het algemene gezondheidsoordeel, naar leeftijd en geslacht, **afzonderlijke en vergelijkende analyses**, 1987-88

Lft. Gezondheidskl.	Afzonderlijke analyses		Vergelijkende analyses	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
<b>Bij de geboorte</b>				
Totale levensverwachting	73,6	80,1	73,3	79,8
Zonder ervaren ongez.	61,1	64,8	61,0	64,7
Met ervaren ongez.	11,6	12,9	11,5	12,8
In instelling (ongez.)	0,9	2,4	0,8	2,3
<b>Op 15-jarige leeftijd</b>				
Totale levensverwachting	59,5	65,8	59,3	65,6
Zonder ervaren ongez.	48,1	51,0	48,0	50,9
Met ervaren ongez.	10,5	12,4	10,4	12,4
In instelling (ongez.)	0,9	2,4	0,8	2,3
<b>Op 65-jarige leeftijd</b>				
Totale levensverwachting	14,3	19,0	14,2	18,8
Zonder ervaren ongez.	9,3	10,9	9,2	10,8
Met ervaren ongez.	4,2	5,6	4,2	5,6
In instelling (ongez.)	0,8	2,5	0,8	2,4

Bron: NIVEL, CBS (Basisgegevens)

Vrouwen leven meer jaren met en zonder ervaren ongezondheid dan mannen. Dat vrouwen meer jaren leven met ervaren ongezondheid wordt veroorzaakt door het grotere aantal persoonsjaren en door de iets, maar niet significant, hogere prevalentie van ervaren ongezondheid onder vrouwen (14,7 procent in vergelijking tot 13,8 procent).

#### 4.1.4. Vergelijking van de operationalisaties van de gezonde levensverwachting

In tabel 4.5 zijn de resultaten van de berekeningen van de gezonde levensverwachting op basis van verschillende criteria van gezondheid naast elkaar gezet. De verschillende operationalisaties van gezondheid leveren uiteenlopende resultaten

op. Dit hangt samen met het feit dat de genoemde criteria verschillende dimensies van gezondheid meten. Aandoeningen brengen natuurlijk niet altijd lichamelijke beperkingen met zich mee en leiden niet altijd tot het niet goed beoordelen van de eigen gezondheidstoestand. Bovendien wordt de ervaren gezondheid niet alleen bepaald door de objectieve gezondheidstoestand van de respondent, maar ook door de gezondheidsaspiraties (Van den Bos, 1989). De verschillen tussen de afzonderlijke en vergelijkende analyses worden vooral veroorzaakt door de aard en het aantal geselecteerde items die bepalen of er sprake is van een chronische aandoening of lichamelijke beperking.

Het aantal gezonde jaren dat een vijftienjarige gemiddeld nog te leven heeft, is het grootst als gezondheid wordt geoperationaliseerd op grond van het criterium ervaren ongezondheid. Het kleinste aantal gezonde jaren wordt gemeten als gezondheid wordt geoperationaliseerd in termen van chronische aandoeningen.

Tabel 4.5a Gezonde levensverwachting (in jaren), naar gezondheids criterium, leeftijd en geslacht, **vergelijkende analyses**<sup>1</sup>, 1987-88

Criterium/lft.	Levensverw. totaal		Levensverw. gezond		Levensverw. ongezond (incl.inst.ongez.)	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
<b>Bij de geboorte</b>						
chron.aand.	73,3	79,8	51,4	53,2	21,9	26,7
langd. beperk.	73,3	79,8	...	...	...	...
ervaren ongez.	73,3	79,8	61,0	64,7	12,3	15,2
<b>Op 15-jarige lft.</b>						
chron.aand.	59,3	65,6	39,1	39,9	20,1	25,7
langd. beperk.	59,3	65,6	47,4	45,6	11,9	20,0
ervaren ongez.	59,3	65,6	48,0	50,9	11,2	14,7
<b>Op 65-jarige lft.</b>						
chron.aand.	14,2	18,8	6,7	8,8	7,5	10,0
langd. beperk.	14,2	18,8	7,1	6,2	7,1	12,7
ervaren ongez.	14,2	18,8	9,2	10,8	5,0	8,0

<sup>1</sup> zie tabel 2.1 en 2.2

Bron: NIVEL, CBS (Basisgegevens)

Tabel 4.5b Gezonde levensverwachting (in jaren), naar gezondheids criterium, leeftijd en geslacht, **afzonderlijke analyses**<sup>1</sup>, 1987-88

Criterium/lft.	Levensverw. totaal		Levensverw. gezond		Levensverw. ongezond (incl.inst.ongez.)	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
<b>Bij de geboorte</b>						
chron.aand.	73,6	80,1	46,0	47,2	27,6	32,9
langd. beperk.	73,6	80,1	...	...	...	...
ervaren ongez.	73,6	80,1	61,0	64,8	12,4	15,3
<b>Op 15-jarige lft.</b>						
chron.aand.	59,5	65,8	34,3	34,6	25,2	31,2
langd. beperk.	59,5	65,8	43,9	42,0	15,6	23,8
ervaren ongez.	59,5	65,8	48,1	51,0	11,3	14,8
<b>Op 65-jarige lft.</b>						
chron.aand.	14,3	19,0	5,4	7,3	8,9	11,7
langd.beperk.	14,3	19,0	6,3	5,0	8,0	14,0
ervaren ongez.	14,3	19,0	9,3	10,9	5,1	8,1

<sup>1</sup> zie tabel 2.1 en 2.2

Bron: NIVEL, CBS (Basisgegevens)

Deze rangorde wordt ook waargenomen voor 65-jarige mannen; voor vrouwen van deze leeftijd valt op dat het aantal te verwachten jaren zonder chronische aandoeningen groter is dan het aantal jaren zonder lichamelijke beperkingen. Dit is waarschijnlijk mede het gevolg van een overschatting van het aantal jaren zonder chronische aandoeningen, doordat bij dat criterium geen rekening is gehouden met het mogelijk vaker voorkomen van chronische aandoeningen onder de bevolking in een gezondheidsinstelling.

Er zijn niet alleen niveaoverschillen in het aantal ongezonde jaren tussen de verschillende operationalisaties, ook verschilt het leeftijds- en geslachtspatroon. Vrouwen leven meer jaren zonder chronische aandoeningen en zonder ervaren ongezondheid dan mannen, maar de levensverwachting zonder beperkingen is, ook in absolute zin, onder mannen hoger dan onder vrouwen.

De genoemde inconsistentie in sexe-verschillen tussen maten op basis van chronische aandoeningen en ervaren gezondheid enerzijds en beperkingen anderzijds komt voornamelijk tot stand op oudere leeftijd. De prevalentie van beperkingen

neemt veel sneller toe met de leeftijd dan die van chronische aandoeningen en ervaren ongezondheid. Het effect van deze verschillen in prevalentiecijfers op oudere leeftijd op de gezonde levensverwachting wordt versterkt door het eerder genoemde grotere aantal geleefde persoonsjaren per leeftijdsinterval onder vrouwen. Met name op oudere leeftijd loopt dit verschil in het aantal persoonsjaren op tussen mannen en vrouwen. Het blijft natuurlijk de vraag waarom de prevalentie van beperkingen aanzienlijk verschilt tussen mannen en vrouwen op oudere leeftijd, terwijl dit veel minder het geval is voor de prevalentie van chronische morbiditeit. Zoals opgemerkt is hiervoor geen sluitende verklaring. De hogere prevalentie van beperkingen onder vrouwen kan samenhangen met een rapportageverschil, met het frequenter voorkomen van co-morbiditeit onder oude vrouwen, met de aard van de aandoeningen (invaliderend versus levensbedreigend) en met het autonome effect van leeftijd op het voorkomen van beperkingen. Daarnaast zou een sterker selectie-effect onder mannen een rol kunnen spelen: de gezondste mannen hebben kunnen overleven tot op oudere leeftijd. In het tweede deel van dit hoofdstuk wordt verder ingegaan op de relatie tussen chronische aandoeningen en beperkingen, gecorrigeerd voor leeftijd en de aanwezigheid van andere aandoeningen (co-morbiditeit).

#### **4.2. Het effect van eliminatie van chronische aandoeningen op de gezonde levensverwachting**

In deze paragraaf staat het effect van verschillende chronische aandoeningen op het aantal jaren met en zonder lichamelijke beperkingen centraal. Dit is bepaald door na te gaan wat het effect van volledige eliminatie van een aandoening, en de gevolgen ervan in termen van sterfte en beperkingen, op de levensverwachting zonder beperkingen zou zijn. Hierbij wordt opgemerkt dat de eliminatie-procedure slechts beoogt een indruk te geven van de bijdrage van de aandoening in de gezonde levensverwachting. Zoals opgemerkt gaat het om een hypothetische situatie, waarin voorbij wordt gegaan aan de vraag of de geëlimineerde aandoeningen door medisch ingrijpen en/of gezonde leefstijl volledig zouden kunnen worden voorkomen. Ook wordt geen rekening gehouden met de wisselwerking tussen morbiditeit en mortaliteit, die bijvoorbeeld kan resulteren in de combinatie van een daling van de sterfte en een stijging van de prevalentie van beperkingen.

In hoofdstuk 3 is de eliminatie-techniek beschreven die is gebruikt om het effect van eliminatie te bepalen. Hier worden de resultaten van de toepassing van deze methode samengevat. De analyses zijn gebaseerd op gezondheidsgegevens afkomstig uit de patiëntenquête van het NIVEL en (doodsoorzaak-specifieke)

sterftegegevens van het CBS. Allereerst worden de resultaten van de logistische regressie-analyse samengevat op basis waarvan het effect van eliminatie van een (cluster van) aandoening(en) op de prevalentie van beperkingen is berekend. Hierbij wordt aandacht besteed aan het regressie-model en de uitkomsten van de regressie-analyses. Vervolgens passeren de geschatte beperkingcijfers vóór en na eliminatie de revue en worden de uitkomsten van de doodsoorzaak-geëlimineerde sterfteanalyses besproken. Op basis van de geschatte oorzaak geëlimineerde beperkingcijfers en de doodsoorzaak-geëlimineerde overlevingstafels is voor verschillende aandoeningen de (gezonde) levensverwachting na eliminatie berekend. Ten slotte wordt de verwachte winst als gevolg van eliminatie - het verschil tussen de gezonde levensverwachting vóór en na eliminatie - gepresenteerd.

#### **4.2.1. Resultaten van de eliminatie van chronische aandoeningen op de prevalentie van beperkingen**

##### *Uitkomsten van de logistische regressie-analyse*

Gebruikmakend van een logistisch regressie-model is per geslacht de kans op het al dan niet hebben van lichamelijke beperkingen geschat. Onder lichamelijke beperkingen worden hier beperkingen verstaan, zoals die zijn geoperationaliseerd ten behoeve van de vergelijkende analyses. In de analyse zijn de volgende items opgenomen: horen (gesprek volgen, gesprek voeren), zien (kleine letters lezen, gezicht herkennen), verplaatsen binnenshuis, bukken en oprapen, tillen, 400 meter lopen, traplopen, aan- en uitkleden en in en uit bed stappen. Personen die tenminste een van deze activiteiten niet, alleen met hulp of met (grote) moeite kunnen doen, zijn gerekend tot de groep met beperkingen (zie hoofdstuk 2).

In het regressie-model zijn als onafhankelijke (verklarende) variabelen opgenomen leeftijd<sup>5</sup> en zeven (clusters van) chronische aandoeningen. Het gaat hierbij om de aandoeningen uit de vergelijkende analyses en een categorie 'overige aandoeningen'. Dit komt neer op de volgende (clusters van) aandoeningen: CARA (astma, chronische bronchitis en emfyseem); hartaandoeningen (hartklachten en vocht achter de longen); kanker; suikerziekte (of diabetes); reuma/rugklachten (reuma, artritis, artrose, langdurige rugklachten, hernia, versleten rug); migraine (migraine en ernstige hoofdpijn); 'overige neurologische aandoeningen' (ziekten van het zenuwstelsel zoals ziekte van Parkinson, multiple sclerose, epilepsie). Behalve voor leeftijd en geslacht is gecorrigeerd voor 'overige aandoeningen' Tot deze categorie zijn de volgende ziekten gerekend: maag- en darmaandoeningen, gal- en leverziekte, nieraandoeningen, schildklierafwijkingen en chronische huidziekten<sup>6</sup>.

In tabel 4.6 zijn de uitkomsten van de logistische regressie-analyse samengevat. De sterkte van de verbanden tussen de afhankelijke variabele, 'de kans op beperkingen', en de verschillende onafhankelijke variabelen blijkt uit de grootte van de B-coëfficiënten of de 'odds-ratio's'. Voor deze puntschattingen zijn tevens 95%-betrouwbaarheidsintervallen weergegeven.

Tabel 4.6 Multivariaat logistisch regressie-model van voorspellers van het al dan niet rapporteren van beperkingen, naar geslacht

Gesl./onafh.var.	Odds-ratio	95% betrouwbaarheidsinterval	B	95% betrouwbaarheidsinterval
<b>Mannen</b>				
CARA	1,99	1,50-2,62	0,69	0,41-0,96
Hartaand.	2,17	1,63-2,88	0,77	0,49-1,06
Kanker	1,90	0,74-4,86	0,64	-0,30-1,58
Suikerziekte	1,07	0,61-1,86	0,06	-0,49-0,62
Reuma/rugkl.	3,10	2,54-3,78	1,13	0,93-1,33
Migraine	1,96	1,46-2,63	0,67	0,38-0,97
Overige neurol.aand.	2,85	1,56-5,18	1,05	0,45-1,65
<b>Vrouwen</b>				
CARA	2,48	1,85-3,34	0,91	0,61-1,21
Hartaand.	2,64	1,92-3,64	0,97	0,65-1,29
Kanker	1,80	1,04-3,12	0,59	0,04-1,14
Suikerziekte	2,30	1,66-3,90	0,94	0,51-1,36
Reuma/rugkl.	3,60	3,00-4,31	1,28	1,10-1,46
Migraine	1,51	1,21-1,87	0,41	0,19-0,63
Overige neurol.aand.	3,27	1,84-5,79	1,18	0,61-1,76

Bron: NIVEL (Basisgegevens)

Uit het feit dat alle B-coëfficiënten positief (en odds-ratio's groter dan één) zijn blijkt dat de aanwezigheid van een aandoening leidt tot een verhoogde kans op het hebben van beperkingen. Echter, niet voor alle aandoeningen is de coëfficiënt significant; dit geldt voor mannen ten aanzien van de aandoeningen kanker en suikerziekte. Deze niet-significante effecten komen onder meer tot uitdrukking in het betrouwbaarheidsinterval: in dat geval valt het odds-ratio van één en de B-coëfficiënt van nul binnen het betrouwbaarheidsinterval. Voor deze voor mannen niet significant aandoeningen is het effect van eliminatie niet verder doorgerekend.



De sterkte van de effecten verschilt tussen de aandoeningen (tabel 4.6). Zowel bij mannen als bij vrouwen hebben de clusters reuma/rugklachten en 'overige neurologische aandoeningen' een groot netto effect op het hebben van beperkingen (odds-ratio's van ongeveer drie voor mannen en meer dan drie voor vrouwen). Het geringste netto effect heeft migraine/ernstige hoofdpijn (odds-ratio van bijna 2,0 voor mannen en 1,5 voor vrouwen). Overigens verschillen de coëfficiënten niet significant tussen de sexen.

#### *Oorzaak-geëlimineerde beperkingcijfers*

Het effect van eliminatie van chronische aandoeningen op de beperkingcijfers is afhankelijk van de kans op beperkingen gegeven de ziekte en de prevalentie van de aandoeningen. De prevalentiecijfers van chronische aandoeningen zijn weergegeven in tabel 4.7

Tabel 4.7 Prevalentiecijfers van clusters van chronische aandoeningen (16 jaar en ouder), 1987-88

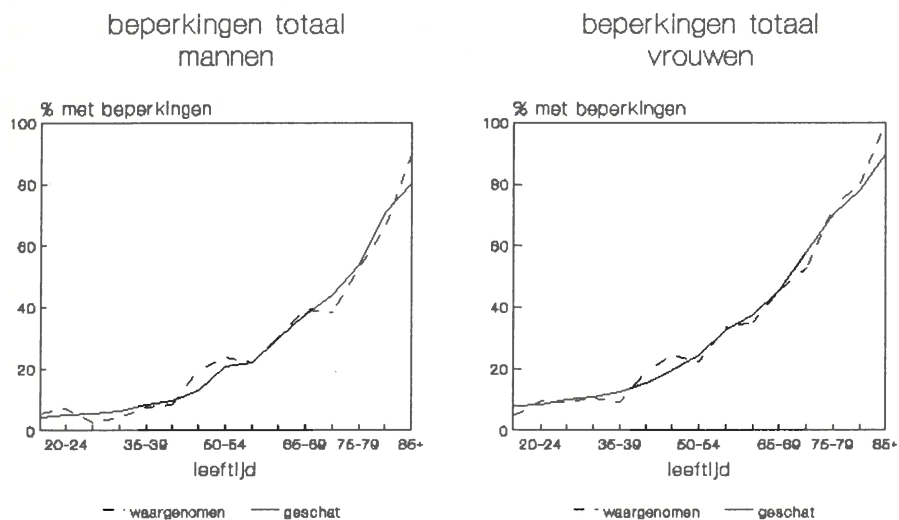
Gesl./chron. aand	Mannen (%)	Vrouwen (%)	Totaal (%)
CARA	7,5	6,0	6,8
Hartaandoeningen	6,7	6,0	6,3
Kanker	.4	1,6	1,0
Suikerziekte	1,7	2,8	2,2
Reuma/rugklachten	15,8	17,7	16,8
Migraine/ernst. hoofdpijn	6,5	13,4	10,0
Overige neurol.aand.	1,3	1,2	1,3

Bron: NIVEL (basisgegevens)

De beperkingcijfers vóór eliminatie zijn verkregen door de geschatte B-coëfficiënten in te vullen in de regressie-vergelijking. Deze geschatte beperkingcijfers vóór eliminatie zijn als uitgangspunt genomen om de gezondheidswinst als gevolg van de uitschakeling van een ziekte te bepalen. Om een indruk te geven in hoeverre de geschatte beperkingcijfers als gevolg van het niet volledig fitten van het model afwijken van de geobserveerde waarden, zijn beide grootheden grafisch afgebeeld (figuur 4.1).

De leeftijds- en geslachtsspecifieke beperkingcijfers na eliminatie van een chronische aandoening, zijn berekend door de B-coëfficiënten van de te elimineren aandoening in de regressie-vergelijking op nul te zetten (hetgeen overigens op hetzelfde neerkomt als het op nul zetten van de ziekte-variabele).

Figuur 4.1 Waargenomen en geschatte prevalentiecijfers, naar geslacht



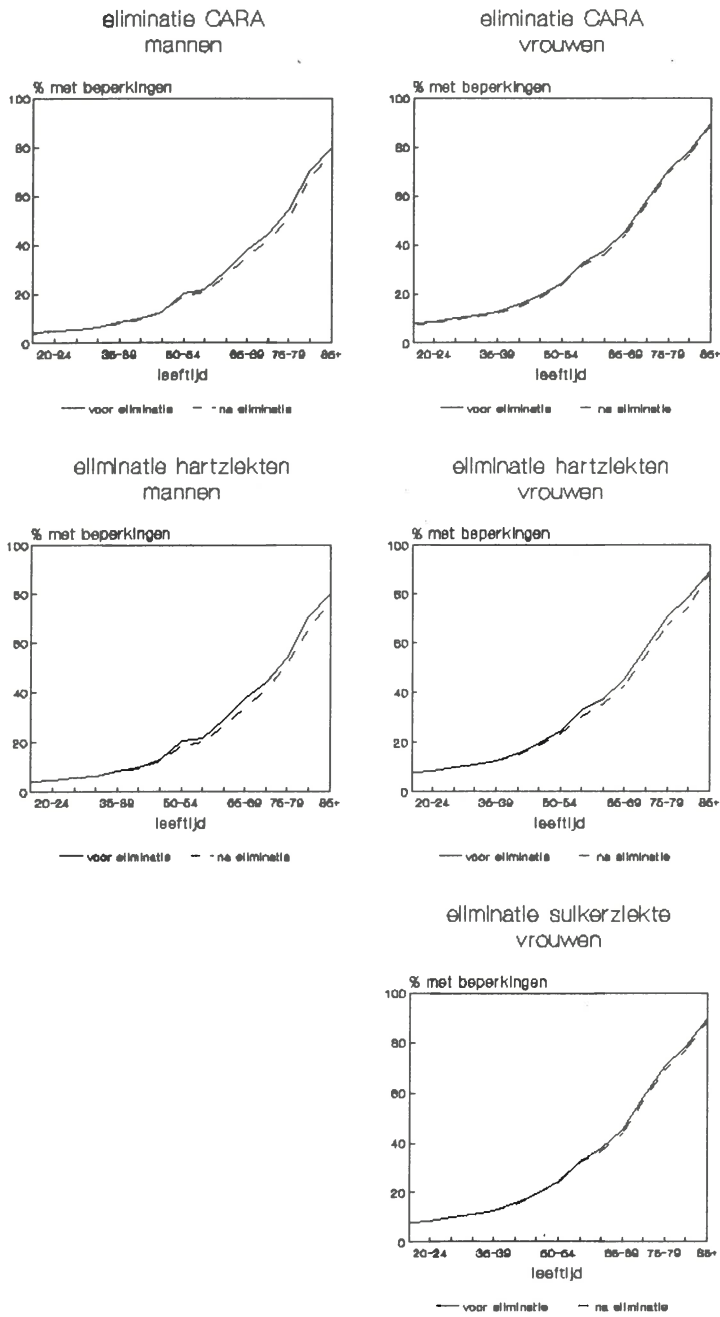
In figuur 4.2 zijn de beperkingcijfers vóór en na eliminatie weergegeven. Het verschil tussen beide curves kan worden toegeschreven aan de uitgeschakelde aandoening. Eliminatie van het cluster reuma/rugklachten heeft het grootste effect op de prevalentie van beperkingen. De bijdrage van de categorie 'overige neurologische aandoeningen' is veel kleiner, omdat de prevalentie hiervan gering is.

#### 4.2.2. Doodsoorzaak geëlimineerde overlevingstafelanalyses ter bepaling van het effect van eliminatie van een chronische aandoening op de sterfteskansen

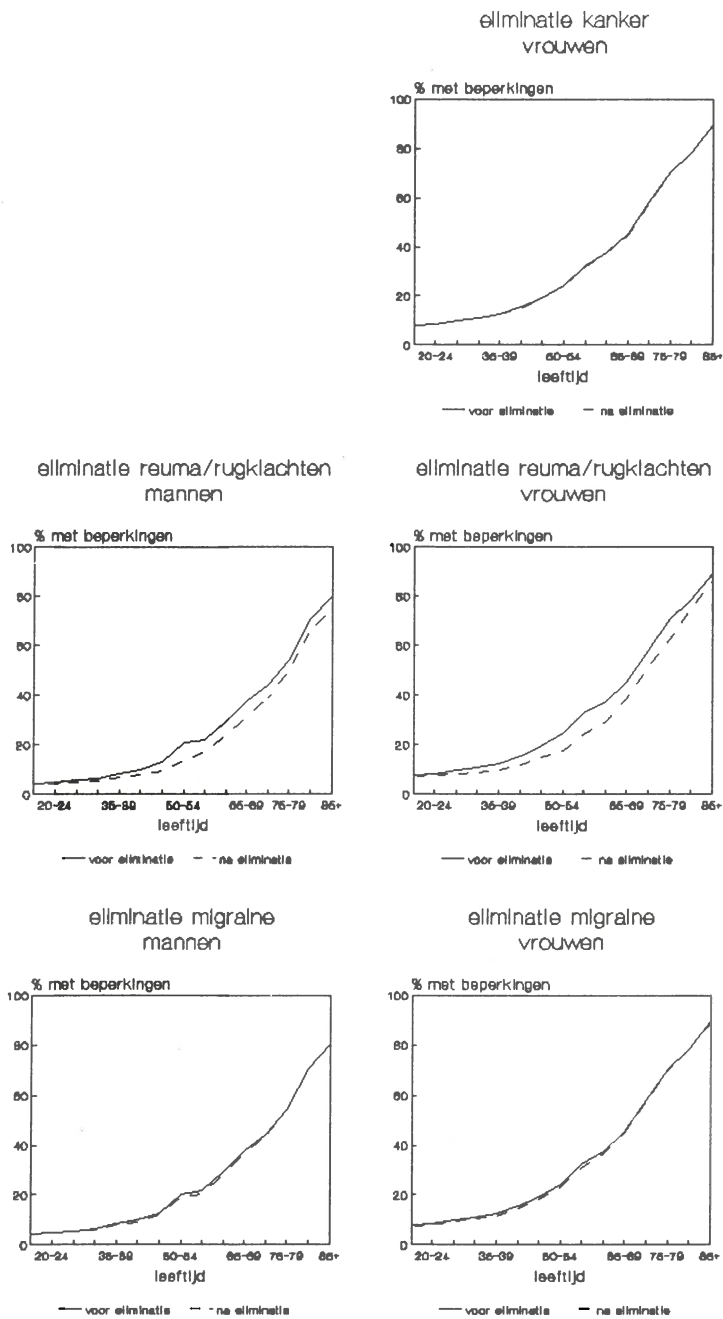
Uit de gegevens naar doodsoorzaak blijkt dat hartziekten en kanker de belangrijkste doodsoorzaken zijn; deze nemen respectievelijk bijna 28 en ruim 30% van het aantal sterfgevallen voor hun rekening. Migraine komt als primaire doodsoorzaak niet voor (1 sterfgeval in 9 jaar). Suikerziekte, CARA, reuma/rugklachten en 'overige neurologische aandoeningen' nemen een tussenpositie in.

Het effect van uitschakeling van een doodsoorzaak op de totale levensverwachting en het gemiddelde aantal persoonsjaren per leeftijdsinterval is geschat aan de hand van de doodsoorzaak geëlimineerde overlevingstafeltechniek. Deze techniek en de tekortkomingen ten aanzien van het gebruik van onafhankelijke sterfteskansen en primaire doodsoorzaken, werd reeds kort beschreven in hoofdstuk 3.

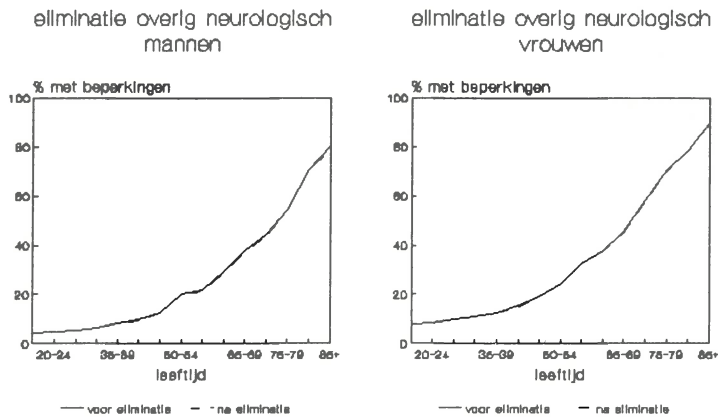
Figuur 4.2 Geschatte prevalentiecijfers voor en na eliminatie van de chronische aandoening, naar geslacht



Figuur 4.2 Geschatte prevalentiecijfers voor en na eliminatie van de chronische aandoening naar geslacht (vervolg)



Figuur 4.2 Geschatte prevalentiecijfers voor en na eliminatie van de chronische aandoening naar geslacht (vervolg)



Op basis van de doodsoorzaak geëlimineerde (onafhankelijke) sterfteskansen is de levensverwachting na eliminatie berekend. Het verschil tussen de levensverwachting vóór en na eliminatie is de winst als gevolg van de uitschakeling van een doodsoorzaak. Deze winst het grootst voor hartziekten (4 jaar voor mannen en bijna 3 jaar voor vrouwen vanaf 15 jaar), gevolgd door kanker (respectievelijk 3,8 en 3,3 jaar) (zie tabel 4.8). Eliminatie van CARA, suikerziekte en 'overige neurologische aandoeningen' levert een winst van minder dan een half jaar op en uitschakeling van migraine heeft geen effect op de totale levensverwachting.

De winst in de totale levensverwachting als gevolg van eliminatie van een doodsoorzaak is overigens niet alleen afhankelijk van het aantal sterfgevallen aan die (primaire) doodsoorzaak, maar ook van de leeftijd van overlijden aan deze oorzaak. Eliminatie van een doodsoorzaak die op jonge leeftijd optreedt, leidt vanzelfsprekend tot een grotere winst in levensverwachting dan uitschakeling van een doodsoorzaak die vooral op oudere leeftijd voorkomt.

#### 4.2.3. Het effect van eliminatie van een chronische aandoening op de levensverwachting met en zonder beperkingen

De winst in de levensverwachting zonder beperkingen die zou worden verkregen als een aandoening volledig zou zijn geëlimineerd en geen gevolgen van deze aandoening zou optreden in termen van sterfte en beperkingen, is berekend door de hierboven beschreven resultaten ten aanzien van de beperkingen- en sterftelij-

Tabel 4.8a Effect van eliminatie van enkele clusters van chronische aandoeningen op de totale en de gezonde levensverwachting, resultaten van logistische regressie

leeftijd/aandoening	gest.	VOOR ELIMINATIE		NA ELIMINATIE		WINST DOOR ELIMINATIE				
		totale levensverw. (jaren)	levensverw. zonder bep. (%)	totale levensverw. (jaren)	levensverw. zonder bep. (jaren)	totale levensverw. (jaren)	levensverw. zonder beperk. (jaren)	levensverw. (%)	levensverw. (%)	
op 15-jarige leeftijd CARA	M	59,3	47,5	80,2	59,6	48,2	81,0	0,3	0,7	0,7
	V	65,6	45,6	69,5	65,7	46,2	70,2	0,1	0,6	0,8
hartaandoeningen	M	59,3	47,5	80,2	63,3	50,0	79,0	4,0	2,5	-1,2
	V	65,6	45,6	69,5	68,5	46,9	68,5	2,9	1,4	-1,0
kanker	M	59,3	47,5	80,2	63,1	...	...	3,8	...	...
	V	65,6	45,6	69,5	68,9	46,7	67,8	3,3	1,1	-1,7
suikerziekte	M	59,3	47,5	80,2	59,4	...	...	0,1	...	...
	V	65,6	45,6	69,5	65,9	46,0	69,8	0,3	0,4	0,3
reuma/rugklachten	M	59,3	47,5	80,2	59,3	49,4	83,3	0,0	1,9	3,1
	V	65,6	45,6	69,5	65,7	48,4	73,7	0,1	2,8	4,2
migraine	M	59,3	47,5	80,2	59,3	47,9	80,8	0,0	0,4	0,6
	V	65,6	45,6	69,5	65,6	46,1	70,2	0,0	0,5	0,7
overige neurol. aand.	M	59,3	47,5	80,2	59,4	47,8	80,4	0,2	0,2	0,1
	V	65,6	45,6	69,5	65,8	45,8	69,6	0,2	0,2	0,1



Tabel 4.8b Effect van eliminatie van enkele clusters van chronische aandoeningen op de totale en de gezonde levensverwachting, resultaten van logistische regressie (vervolg)

ELIMINATIE	VOOR ELIMINATIE				NA ELIMINATIE				W I N S T D O O R					
	leeftijd/aandoening	gesl.	totale levensverw. (jaren)	levensverw. zonder bep. (jaren)	levensverw. (%)	totale levensverw. (jaren)	levensverw. zonder beperk. (jaren)	levensverw. (%)	totale levensverw. (jaren)	levensverw. zonder beperk. (jaren)	levensverw. (%)	totale levensverw. (jaren)	levensverw. zonder beperk. (jaren)	levensverw. (%)
<b>op 65-jarige leeftijd</b>														
CARA	M		14,2	6,9	48,9	14,5	7,4	51,1	0,3	0,5	2,3	0,3	0,5	2,3
	V		18,8	6,2	33,1	18,9	6,4	34,1	0,1	0,2	1,0	0,1	0,2	1,0
hartklachten	M		14,2	6,9	48,9	17,3	8,5	48,9	3,1	1,5	0,0	3,1	1,5	0,0
	V		18,8	6,2	33,1	21,5	7,1	33,0	2,7	0,9	0,0	2,7	0,9	0,0
kanker	M		14,2	6,9	48,9	16,9	...	...	2,7	...	...	2,7	...	...
	V		18,8	6,2	33,1	20,7	6,6	31,8	1,9	0,4	-1,2	1,9	0,4	-1,2
suikerziekte	M		14,2	6,9	48,9	14,3	...	...	0,1	...	...	0,1	...	...
	V		18,8	6,2	33,1	19,1	6,5	34,0	0,3	0,3	1,0	0,3	0,3	1,0
reuma/rugklachten	M		14,2	6,9	48,9	14,2	7,7	53,9	0,0	0,7	5,0	0,0	0,7	5,0
	V		18,8	6,2	33,1	18,9	7,3	38,4	0,1	1,0	5,3	0,1	1,0	5,3
migraine	M		14,2	6,9	48,9	14,2	7,0	49,3	0,0	0,1	0,4	0,0	0,1	0,4
	V		18,8	6,2	33,1	18,8	6,3	33,5	0,0	0,1	0,4	0,0	0,1	0,4
overige neurolog. aand.	M		14,2	6,9	48,9	14,3	7,0	49,2	0,1	0,1	0,3	0,1	0,1	0,3
	V		18,8	6,2	33,1	19,0	6,3	33,4	0,1	0,1	0,3	0,1	0,1	0,3

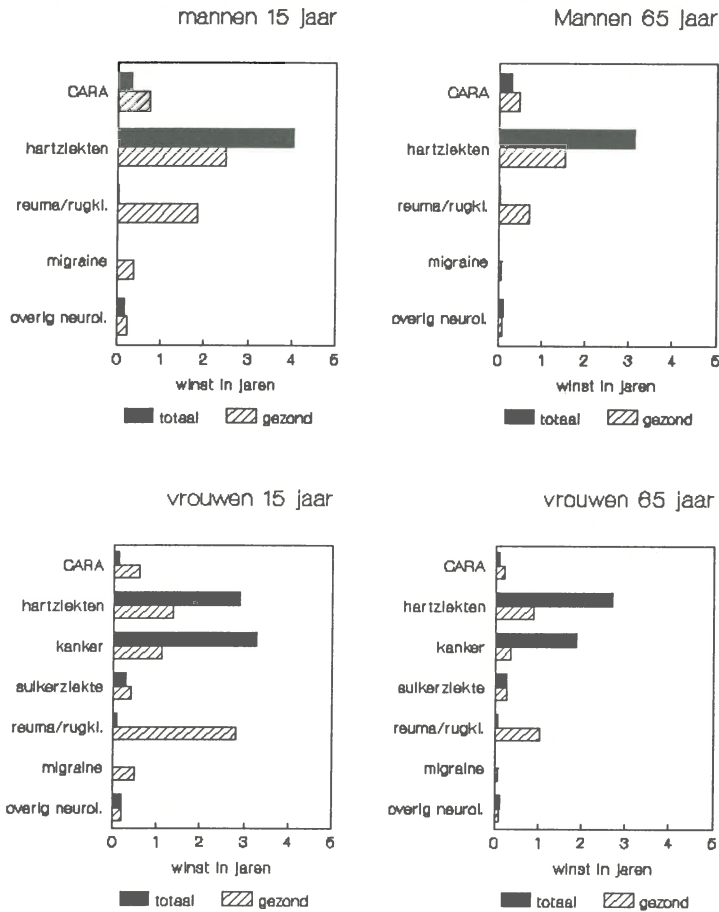
fers te combineren. Hiertoe zijn de geschatte beperkingcijfers na eliminatie gesubstitueerd in de oorzaak geëlimineerde overlevingstafels. Gebruikmakend van de Sullivan-methode om het aantal persoonsjaren onder te verdelen in jaren met en zonder beperkingen, is de levensverwachting zonder beperking na eliminatie van de aandoening berekend. Vermindering van de levensverwachting (respectievelijk totaal en met beperkingen) vóór eliminatie met die na eliminatie geeft de winst in de totale levensverwachting en de levensverwachting zonder beperkingen. De resultaten zijn samengevat in tabel 4.8 en figuur 4.3. Voor mannen is het effect van eliminatie van kanker en suikerziekte niet berekend omdat het effect van deze ziekten op het hebben van beperkingen niet significant was.

Op de winst in de totale levensverwachting is hierboven al kort ingegaan: hartaandoeningen en kanker leveren het grootste effect op. Wat betreft de winst in de levensverwachting zonder beperkingen valt op dat opnieuw hartaandoeningen en kanker (vrouwen) een belangrijke bijdrage leveren (zie ook figuur 4.3).

Hartaandoeningen leveren vanaf vijftienjarige leeftijd een winst in gezonde levensverwachting op van 2,5 jaar voor mannen en 1,4 jaar voor vrouwen. Eliminatie van kanker resulteert in een winst van 1,1 gezonde jaren onder vrouwen. Eliminatie van reuma/rugklachten heeft, in tegenstelling tot het effect op de totale levensverwachting, een aanzienlijk effect op de gezonde levensverwachting. Eliminatie van dit cluster leidt tot een winst van 1,9 gezonde jaren onder mannen en 2,8 jaren onder vrouwen. Uitschakeling van CARA levert een winst op van ruim een half gezond jaar. Het effect van eliminatie van de categorieën migraine en 'overige neurologische aandoeningen' is gering. Hoewel de laatstgenoemde categorie een relatief groot netto-effect heeft op de kans op beperkingen, is het beperkingen-effect in jaren gering, doordat zoals opgemerkt de prevalentie van deze aandoeningen niet hoog is (1,3 procent). In tabel 4.8b staat de verwachte winst in de totale en de gezonde levensverwachting voor 65-jarigen weergegeven.

De mechanismen die deze winst veroorzaken, verschillen tussen de ziekten. Zoals in hoofdstuk 3 aan de orde is geweest, kan de winst in gezonde levensverwachting uiteengelegd worden in drie componenten: het beperkingen-effect, het sterfte-effect en het gecombineerde effect. Het beperkingen-effect is het resultaat van de lagere beperkingcijfers, het sterfte-effect van een groter aantal overlevenden per leeftijdsgroep en het gecombineerde effect treedt op als de personen die worden gespaard van overlijden bovendien bloot staan aan een lager risico op het hebben van beperkingen. In tabel 4.9 is per cluster van ziekten de bijdrage van de bovengenoemde effecten in de winst in levensverwachting zonder beperkingen weergegeven.

Figuur 4.3 Winst in totale en gezonde levensverwachting door eliminatie van de geselecteerde aandoeningen



De winst in gezonde jaren die zou ontstaan door eliminatie van 'reuma/rugklachten' is voor 99 procent het gevolg van het beperkingen-effect. Het beperkingen-effect speelt ook een aanzienlijke rol bij de eliminatie van migraine en bij CARA onder vrouwen, zij het dat bij deze aandoeningen de absolute winst in de levensverwachting zonder beperkingen geringer is.

De winst in levensverwachting door eliminatie van kanker kan voor meer dan 90 procent worden toegeschreven aan het sterfte-effect. De winst in gezonde jaren wordt dus voor een belangrijk deel veroorzaakt door de vermindering van de kans om te overlijden en in mindere mate door het afnemen van de beperkingcijfers. Hierdoor neemt niet alleen de levensverwachting zonder beperkingen toe, maar ook die met beperkingen.

**Tabel 4.9 Winst in de levensverwachting zonder beperkingen (in jaren) door eliminatie van een chronische aandoening, naar percentage beperkingen-, sterfte- en gecombineerd effect, leeftijd en geslacht**

Lft./aand.	gesl.	Totaal effect(jr)	Beperkingen effect(%)	Sterfte effect(%)	Gecombineerd effect(%)
<b>15 jaar</b>					
CARA	M	0,7	82,0	16,9	1,1
	V	0,6	95,2	4,7	0,1
hartaand.	M	2,5	29,1	66,3	4,6
	V	1,4	57,9	38,8	3,3
kanker	M	...	...	...	...
	V	1,1	9,1	90,5	0,4
suikerziekte	M	...	...	...	...
	V	0,4	82,9	16,5	0,6
reuma/rugkl.	M	1,9	99,2	0,7	0,1
	V	2,8	99,1	0,7	0,1
overige neurolog. aandoeningen	M	0,2	56,1	43,5	0,3
	V	0,2	69,4	30,4	0,2
migraine	M	0,4	100,0	0,0	0,0
	V	0,5	100,0	0,0	0,0
<b>65 jaar</b>					
CARA	M	0,5	73,3	25,0	1,8
	V	0,2	90,3	9,4	0,3
hartaand.	M	1,5	20,8	73,2	6,0
	V	0,9	47,1	48,1	4,8
kanker	M	...	...	...	...
	V	0,4	4,6	94,9	0,5
suikerziekte	M	...	...	...	...
	V	0,3	78,4	20,7	0,9
reuma/rugkl.	M	0,7	98,1	1,7	0,2
	V	1,0	98,2	1,5	0,3
overige neurolog. aandoeningen	M	0,1	49,0	50,3	0,7
	V	0,1	61,5	38,1	0,3
migraine	M	0,1	100,0	0,0	0,0
	V	0,1	100,0	0,0	0,0

Bron: NIVEL, CBS (basisgegevens)

Hartaandoeningen hebben zowel belangrijke consequenties in termen van sterfte als in termen van beperkingen. Omdat bij deze aandoening zowel het beperkingen- als het sterfte-effect aanzienlijk is, treedt hier ook een gecombineerd effect op. De winst door eliminatie van het cluster 'overige neurologische aandoeningen', CARA (mannen) en suikerziekte wordt veroorzaakt door het sterfte-effect en het beperkingen-effect, maar deze effecten zijn in absolute zin te klein om te resulteren in een substantieel gecombineerd effect. Wil een gecombineerd effect optreden, dan moeten door eliminatie zowel de beperkingen- als de sterftecijfers aanzienlijk afnemen. Bovendien moet de aandoening redelijk frequent voorkomen (niveau van de prevalentiecijfers). Dit is alleen het geval bij hartaandoeningen die zowel leiden tot sterfte als lichamelijke beperkingen. Echter ook bij deze aandoening is het gecombineerde effect gering.

De hierboven beschreven resultaten komen in grote lijnen overeen met die van Mathers (1992), zij het dat beide onderzoeken niet geheel vergelijkbaar zijn. De resultaten in het eerstgenoemde onderzoek hebben betrekking op de gezondheidswinst vanaf de geboorte bezien, terwijl hier de leeftijd van vijftien jaar als uitgangspunt is genomen. Ten tweede verschilt de methode om het effect van eliminatie op de beperkingencijfers te bepalen. Bovendien is de structuur van de data in het Australische onderzoek niet vergelijkbaar met die van de Nederlandse enquête-onderzoeken. Ook zijn de ziekte clusters niet volledig vergelijkbaar en kunnen zich werkelijke verschillen voordoen in de sterftecijfers naar doodsoorzaak en de prevalentie van ziekten tussen Nederland en Australië.

Hoewel eliminatie voor alle chronische aandoeningen leidt tot een winst in de gezonde levensverwachting in absolute zin, wil dit nog niet zeggen dat het GLP toeneemt. Met andere woorden: meer jaren zonder beperkingen hoeft nog niet te betekenen dat personen een groter deel van hun leven geen beperkingen hebben. Ook het aantal jaren met beperkingen kan in gelijke tred of sneller toenemen. Het effect van eliminatie van een chronische aandoening dient dan ook altijd zowel in absolute als in relatieve zin te worden geëvalueerd. Een afname van het GLP kan optreden als niet alleen de levensverwachting zonder beperkingen, maar ook die met beperkingen toeneemt. Dit laatste is het geval als de totale levensverwachting meer toeneemt dan de gezonde levensverwachting. In de extra jaren staan personen die gespaard zijn gebleven van overlijden aan de onderzochte aandoening, bloot aan het risico op beperkingen van andere aandoeningen. Hartziekten en kanker zijn voorbeelden van aandoeningen waarvan eliminatie weliswaar resulteert in een winst in gezonde jaren, maar in een afname van het GLP. Door eliminatie van deze ziekte leven mensen gemiddeld langer zonder beperkingen, maar het aandeel van het aantal jaren met beperkingen neemt ook toe.

Op grond van het bovenstaande kan worden geconcludeerd dat eliminatie van invaliderende, niet-levensbedreigende ziekteclusters resulteert in een winst van het aantal jaren zonder beperkingen en een daling van het aantal jaren met beperkingen. De totale levensverwachting blijft min of meer constant. Eliminatie van letale niet (of minder) invaliderende aandoeningen heeft een winst in de levensverwachting met en zonder beperkingen tot gevolg. Dit wordt veroorzaakt door het feit dat personen die van overlijden gespaard zijn als gevolg van de werking van het sterfte-effect, beperkingen van andere aandoeningen krijgen. Eliminatie van aandoeningen die zowel beperkend als letaal zijn, leidt tot een toename van de levensverwachting zonder beperkingen en met beperkingen. In vergelijking tot de groep letale, niet-invaliderende aandoeningen wordt de toename van het aantal jaren met beperkingen voor een groter deel gecompenseerd door een stijging van het aantal jaren zonder beperkingen. Deze trend is de resultante van de werking van het beperkingen effect en het gecombineerde effect.



## 5. SAMENVATTING

### *Achtergronden en doelstelling*

Demografische en epidemiologische ontwikkelingen hebben de afgelopen decennia geresulteerd in een (dubbele) vergrijzing van de bevolking en in een toename van de prevalentie van chronische degeneratieve, niet-letale aandoeningen en daaruit voortvloeiende lichamelijke beperkingen. Het is dan ook niet verwonderlijk dat tegelijk met deze ontwikkelingen de behoefte ontstond aan een indicator waarin behalve sterftecijfers ook gegevens over de gezondheidstoestand zijn verwerkt. De 'gezonde levensverwachting' is zo'n samengestelde maat. Deze indicator geeft het aantal jaren weer dat personen vanaf een bepaalde leeftijd naar verwachting nog te leven hebben zonder 'ongezondheid', gesteld dat de huidige sterftecijfers en de verdeling van de bevolking naar gezondheid constant blijven.

In dit rapport is de gezonde levensverwachting van de in Nederland woonachtige bevolking gepresenteerd. Gezondheid is in dit onderzoek op drie verschillende manieren geoperationaliseerd, resulterend in: (1) de levensverwachting zonder chronische aandoeningen, (2) de levensverwachting zonder lichamelijke beperkingen (3) de levensverwachting zonder ervaren ongezondheid (op basis van het algemene gezondheidsoordeel). De doelstelling van dit rapport is tweeledig. Allereerst wordt nagegaan hoeveel jaren personen gemiddeld leven met en zonder één of meer chronische aandoeningen. Ten tweede wordt onderzocht wat het effect zou zijn van eliminatie van verschillende chronische levensbedreigende en invaliderende aandoeningen op de levensverwachting zonder beperkingen.

### *Data en methodiek*

Voor de berekening van de gezonde levensverwachting zijn gegevens nodig over sterfte en de gezondheidstoestand van de bevolking. De sterftegegevens ('totaal' en 'naar doodsoorzaak') zijn afkomstig van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS). De gegevens over de gezondheidstoestand zijn ontleend aan de patiënten-enquête van het NIVEL die in het kader van de Nationale Studie van Ziekten en Verrichtingen in de Huisartspraktijk werd gehouden. Het gaat hierbij om gegevens over gezondheid zoals die zijn gerapporteerd door de bevolking in de gezondheids-enquête en dus niet om door medici gestelde diagnoses op basis van klinisch onderzoek. Overigens zijn over het aantal personen dat om gezondheidsredenen in een instelling verblijft additionele gegevens verzameld. Deze zijn gebruikt in de berekening van de levensverwachting zonder beperkingen en die zonder ervaren ongezondheid. Op deze wijze is dus rekening gehouden met de slechtere gezondheidstoestand van personen die in een gezondheidsinstelling verblijven.

De gezonde levensverwachting is steeds voor mannen en vrouwen apart berekend. De indicator heeft betrekking op het verwachte aantal gezonde jaren *vanaf* een bepaalde leeftijd (tot en met het oudste open leeftijdsinterval). De levensverwachting zonder chronische aandoeningen en die zonder ongezondheid is in dit rapport berekend vanaf de geboorte. De levensverwachting zonder langdurige beperkingen is daarentegen pas samengesteld vanaf 15 jaar, omdat gegevens over beperkingen beneden deze leeftijd niet betrouwbaar waren.

Voor de berekening van de 'gezonde levensverwachting' kunnen verschillende overlevingstafel-technieken worden gebruikt. De drie belangrijkste zijn die, waarin gebruik wordt gemaakt van respectievelijk 'prevalence-rate life tables' (de zogenaamde 'Sullivan-methode'), van de 'multi-decrement life-tables' en ten slotte van de 'multistate life tables' (ook wel 'increment-decrement life tables' genoemd). De Sullivan-methode geniet in het onderzoek naar de gezonde levensverwachting doorgaans de voorkeur, omdat in deze techniek gebruik wordt gemaakt van prevalentiecijfers (proporties) die in de regel op veel grotere schaal beschikbaar zijn dan de incidentiecijfers waarmee overgangskansen kunnen worden berekend. Deze overgangskansen zijn onmisbaar voor de twee andere technieken. Het voornaamste bezwaar van de Sullivan-methode is echter wel dat stand- en stroomgrootheden ('stock and flow data') door elkaar worden gebruikt. Met name als de prevalentiecijfers niet stabiel zijn kunnen de resultaten van deze methode daarom een vertekend beeld geven. Desalniettemin is in ook dit rapport gebruik gemaakt van Sullivan-methode vanwege de genoemde beschikbaarheid van de gegevens. Het belangrijkste kenmerk van de methode is dat het aantal geleefde persoonsjaren per leeftijdsinterval wordt uitgesplitst naar jaren mét en jaren zonder beperkingen (of chronische aandoeningen, dan wel ervaren gezondheid). Dit onderscheid in gezonde en ongezonde jaren is gebaseerd op de verdeling naar gezondheidstoestand in de Nederlandse bevolking die door middel van een representatieve gezondheidsenquête is gemeten. Ten behoeve hiervan zijn leeftijds- en geslachtsspecifieke prevalentiecijfers (proporties) van chronische aandoeningen, langdurige lichamelijke beperkingen en ervaren ongezondheid berekend. Met betrekking tot lichamelijke beperkingen is tevens een onderscheid gemaakt in domeinen: ADL, communicatie, beweeglijkheid.

In deze samenvattende bespreking worden de resultaten van de vergelijkende analyses weergegeven. Deze vergelijkende analyses hebben betrekking op een selectie van aandoeningen en lichamelijke beperkingen waarvoor ook in andere survey-onderzoeken gegevens zijn verzameld, zodat vergelijking mogelijk is (Van den Bos et al., 1994). De afzonderlijke analyses hebben betrekking op gegevens die uniek zijn voor het NIVEL-bestand. Deze zullen hieronder niet verder ter

sprake komen, nadat is opgemerkt dat de gezonde levensverwachting in deze analyses aanmerkelijk lager ligt dan in de vergelijkende analyse. Dit was overigens op voorhand te verwachten, omdat in de afzonderlijke analyses meer items zijn opgenomen.

De invloed van een chronische aandoening op de gezonde levensverwachting werd bepaald door te onderzoeken wat het effect zou zijn van volledige eliminatie van die chronische aandoening op de gezonde levensverwachting. In een dergelijke hypothetische situatie hebben mensen geen beperkingen meer die worden veroorzaakt door die aandoening en evenmin overlijden ze eraan. Door volledige eliminatie van de door de aandoening veroorzaakte beperkingen dalen de beperkingencijfers. Het effect hiervan op de gezonde levensverwachting wordt aangeduid met de term *'beperkingen-effect'*. Uitschakeling van de sterfte aan de aandoening leidt tot lagere sterftekansen. De stijging van de totale en gezonde levensverwachting die hierdoor optreedt wordt het *'sterfte-effect'* genoemd. Als personen die worden gespaard van overlijden in de extra geleefde jaren bovendien minder beperkingen hebben door de vermindering van de prevalentie van beperkingen, treedt een extra winst in de gezonde levensverwachting op: het *'gecombineerde effect'* genoemd.

Voor de bepaling van het effect van uitschakeling van een doodsoorzaak op de sterftekansen kon van een standaard methode gebruik worden gemaakt die bekend is onder de naam *'cause-elimination life table'* of *'doodsoorzaak-geëlimineerde overlevingstafel'*. Het effect op de beperkingencijfers werd berekend met een voor dit onderzoek ontwikkelde methodiek. Hierin werd met behulp van een logistisch regressie-model de vermindering van de prevalentie van beperkingen als gevolg van eliminatie van een chronische aandoening berekend. Hierbij is gecorrigeerd voor de leeftijd, andere aandoeningen uit de vergelijkende analyses en voor een restcategorie *'overige aandoeningen'*.

#### *Uitkomsten*

De prevalentie van chronische aandoeningen is 28,9 procent, die van lichamelijke beperkingen 19,1 procent en die van ervaren ongezondheid 14,2 procent. Chronische aandoeningen en lichamelijke beperkingen komen significant vaker voor onder vrouwen; de prevalentie van ervaren ongezondheid verschilt niet significant tussen de geslachten.

De levensverwachting bij de geboorte bedraagt 73,3 jaar voor mannen en 79,8 jaar voor vrouwen. De levensverwachting zonder chronische aandoeningen is op dat moment respectievelijk 51,4 en 53,2 jaar en die zonder ervaren ongezondheid

respectievelijk 61,0 en 64,7 jaar. De resterende jaren zal men naar verwachting doorbrengen met chronische aandoeningen dan wel ervaren als ongezond. De totale en de gezonde levensverwachting neemt vanzelfsprekend af met de leeftijd. 15-jarigen leven naar verwachting nog 59,3 jaar (mannen) en 65,6 jaar (vrouwen). Vanaf deze leeftijd zullen mannen naar verwachting nog 39,1 jaar zonder chronische aandoeningen leven, 47,4 jaar zonder lichamelijke beperkingen en 48,0 jaar zonder ervaren ongezondheid. Voor 15-jarige vrouwen is de levensverwachting zonder chronische aandoeningen bijna 40 jaar, die zonder langdurige beperkingen 45,6 jaar en die zonder ervaren ongezondheid 50,9 jaar. De levensverwachting voor 65-jarigen bedraagt 14,2 (mannen) en 18,8 jaar (vrouwen), waarvan respectievelijk 6,7 jaar en 8,8 jaar zonder chronische aandoeningen, 7,1 en 6,2 jaar zonder lichamelijke beperkingen en 9,2 en 10,8 jaar zonder ervaren ongezondheid.

Niet alleen neemt de gezonde levensverwachting af met het stijgen van de leeftijd, van belang is tevens te realiseren dat het gezonde levens percentage (GLP) kleiner wordt naarmate men ouder wordt. Het GLP drukt uit het aandeel van de gezonde levensverwachting in de totale levensverwachting. Met andere woorden, ouderen leven een groter deel van hun levensverwachting met chronische aandoeningen, lichamelijke beperkingen en ervaren ongezondheid. Vanaf 15 jaar zullen mannen naar schatting 66 procent van hun verdere leven doorbrengen zonder chronische aandoeningen, 80 procent zonder langdurige beperkingen en 81 procent zonder ervaren ongezondheid. Voor vrouwen bedragen deze percentages respectievelijk 61, 70 en bijna 78 procent. De verwachte GLPs zijn voor 65 jarige mannen lager: zij zullen naar schatting 47 procent van hun levensverwachting leven zonder chronische aandoeningen, 50 procent zonder beperkingen en 65 procent zonder ervaren ongezondheid. Voor 65-jarige vrouwen bedragen deze percentages respectievelijk 47 en 33 en 58 procent.

De levensverwachting van vrouwen is aanzienlijk hoger dan die van mannen (een verschil van ruim 6 jaar bij de geboorte). Datzelfde geldt voor de levensverwachting zonder chronische aandoeningen en die zonder ervaren ongezondheid. De levensverwachting zonder lichamelijke beperkingen is daarentegen significant hoger voor mannen. Ondanks het feit dat de gemiddelde levensduur van mannen korter is dan die van vrouwen, leven zij dus doorgaans langer zonder beperkingen. Ook in termen van het GLP komen mannen als gezonder naar voren. Mannen leven een groter deel van hun (kortere) leven zonder chronische aandoeningen, lichamelijke beperkingen en ervaren ongezondheid dan vrouwen.

Uitkomsten van de eliminatie-procedure wijzen uit dat onder vrouwen alle onderzochte aandoeningen een significant effect uitoefenen op de prevalentie van

beperkingen. Voor mannen kan, uitgezonderd voor kanker en suikerziekte, dezelfde conclusie worden getrokken. Het effect van eliminatie van een aandoening op de beperkingcijfers is afhankelijk van (1) de prevalentie van de aandoeningen, (2) de kans op beperkingen gegeven dat een persoon de aandoening heeft. Voor de categorie reuma/rugklachten bleek het effect het grootst, en voor 'overige neurologische aandoeningen' het kleinst. Het geringe effect van de laatstgenoemde aandoeningen is te verklaren uit de lage prevalentie.

De doodsoorzaak-geëlimineerde overlevingstafelanalyse wijst uit dat de winst in de totale levensverwachting als gevolg van eliminatie van kanker en hartaandoeningen het grootst is. De winst door uitschakeling van hartziekten als doodsoorzaak bedraagt vier jaar voor mannen vanaf 15 jaar en bijna drie jaar voor vrouwen vanaf die leeftijd en respectievelijk bijna vier en ruim drie jaar voor kanker. Uitschakeling van migraine levert geen winst op in de totale levensverwachting daar er geen personen aan deze aandoening komen te overlijden.

Het effect van zowel de daling van de sterftecijfers als van de vermindering van de beperkingcijfers op de levensverwachting zonder beperkingen is het grootst bij eliminatie van de categorie 'reuma/rugklachten' (1,9 jaar voor mannen en 2,8 jaar voor vrouwen) en hartaandoeningen (2,5 jaar voor mannen en 1,4 jaar voor vrouwen). Het effect van 'overige neurologische aandoeningen' is het geringst (0,2 jaar). Hoewel eliminatie voor alle aandoeningen leidt tot een winst in de gezonde levensverwachting in absolute zin, wil dit nog niet zeggen dat het GLP ook toeneemt. Eliminatie van hartziekten en kanker leidt behalve tot een stijging van het aantal jaren zonder beperkingen ook tot een toename van het aantal jaren met beperkingen. Er is hier sprake van een daling van het GLP, doordat de personen in de gewonnen levensjaren blootstaan aan beperkingen die worden veroorzaakt door andere aandoeningen of het 'normale verouderingsproces'.

De mechanismen die de winst van de gezonde levensverwachting veroorzaken kunnen verschillen per aandoening. Bij CARA (vrouwen), reuma/rugklachten en migraine is de winst in de levensverwachting zonder beperkingen bijna geheel toe te schrijven aan het beperkingen-effect. Bij kanker is de winst voornamelijk terug te voeren op het sterfte-effect. Bij hartaandoeningen, 'overige neurologische aandoeningen' en suikerziekte (vrouwen) spelen het sterfte- en het beperkingeneffect een rol. Bij de eerstgenoemde ziekte treedt, zij het in geringe mate, bovendien het gecombineerde effect op.

Op grond van de uitkomsten van eliminatie-procedure kan worden geconcludeerd dat uitschakeling van invaliderende, maar niet levensbedreigende aandoeningen

leidt tot een toename van het aantal jaren zonder beperkingen en een afname van het aantal jaren met beperkingen. De totale levensverwachting blijft relatief onveranderd, gezien het feit dat met name het beperkingen-effect een rol speelt. Uitschakeling van ziekten die in de regel niet gepaard gaan met beperkingen, maar een relatief hoge sterfte veroorzaken, resulteert in een significante winst in zowel jaren zonder als jaren met beperkingen. Dit is te verklaren uit het feit dat diegenen die langer leven blootstaan aan beperkingen van andere oorzaken (sterfte-effect). Voor aandoeningen met een hoge sterftekans en hoge invalideeringsgraad levert uitschakeling van de aandoeningen een toename op van zowel de levensverwachting met beperkingen als van die zonder beperkingen. In vergelijking tot de hiervoor genoemde groep van chronische aandoeningen wordt hier de toename van het aantal jaren met beperkingen voor een groter deel 'gecompenseerd' door een toename van het aantal jaren zonder beperkingen, door de werking van het beperkingen- en gecombineerde effect.



## NOTEN:

1. Een synthetisch cohort is een cohort dat kunstmatig is samengesteld door de in een bepaalde *periode* waargenomen overgangskansen constant te veronderstellen. Dit in tegenstelling tot een echt cohort dat gedefinieerd wordt op basis van een gemeenschappelijke gebeurtenis zoals geboorte en dat wordt gevolgd in de tijd.
2. Op grond van het onderzoek van Rogers, Rogers en Belanger (1990) wordt een iets lager percentage verwacht. Als de percentages op zeventig-jarige leeftijd wordt vergeleken (voor deze leeftijd zijn in beide bronnen gegevens voorhanden), blijkt dat volgens eerstgenoemde auteurs 50,5 procent en volgens Rogers, Rogers en Branch (1989) 67,5 procent zonder beperkingen worden doorgebracht. De conclusie blijft echter gerechtvaardigd dat herstel een belangrijke rol speelt, zelfs op oudere leeftijd.
3. In de 'steady-state situatie' met constante prevalentiecijfers en incidentiecijfers kan de relatie tussen de incidentie (I), de prevalentie (P) en de duur (D) als volgt worden weergegeven:

$$P = \frac{I * D}{1 + I * D}$$

als 'I' klein is of de ziekte fataal (de duur is kort) geldt volgende benadering (Kleinbaum et al., 1982):

$$P = (I * D)$$

Hieruit volgt dat wanneer de duur van de aandoeningen of beperkingen korter is doordat de sterftekans hoger is (of omdat herstel toeneemt) de prevalentie ook lager is. Bij de verdeling van de persoonsjaren ( $L_x$ ) in een deelpopulatie met en een deelpopulatie zonder beperkingen wordt bij hogere sterfte (en dus een lagere prevalentie) een geringer deel toegerekend aan de groep met beperkingen. Het aandeel van de gezonden wordt dus relatief groter en indirect wordt met de geringere sterfte rekening gehouden.

4. Indien het doel van het onderzoek is om het effect te bepalen van eliminatie van een doodsoorzaak op de levensverwachting van de subpopulatie die zonder eliminatie zou zijn overleden kan de winst in levensverwachting van de 'gespaarde bevolking' worden berekend (Manton & Stallard, 1980; Van Ginneken et al., 1989).

5. De leeftijdsvariabele is getransformeerd. Voor mannen is leeftijd tot de macht 2,5 en voor vrouwen tot de macht 3 in het model opgenomen. Bij de bepaling van deze transformatie is onder meer gebruik gemaakt van een hulpmiddel uit het handboek van Hosmer & Lemeshow (1989). De juistheid van de schaal van de continue variabele kan volgens dit standaardwerk worden vastgesteld door in de regressievergelijking de term 'leeftijd \* LN(leeftijd)' op te nemen. Als de bijdrage van deze term niet significant is, dan past de gekozen transformatie.
6. De aandoeningen in het cluster 'overige aandoeningen' zijn zodanig geselecteerd dat op basis van de gezondheidsenquêtes van het CBS en de enquête onder ouderen van de Universiteit van Amsterdam een vergelijkbaar cluster kan worden samengesteld.

## LITERATUUR

- Applegate, W.B., J.P. Blass & T.F. Williams. Instruments for the functional assessment of older patients. **The New England Journal of Medicine**, 322, 1990, 17, 1207-1214.
- Bebbington, A.C. The expectation of life without disability in England and Wales. **Social Science and Medicine**, 27, 1988, 4, 321-326.
- Beer, J.A.A. de, C.J.M. Prins & R. Verhoef. Demografische ontwikkelingen in Nederland. Algemene demografische trends. In: N. van Nimwegen en H. van Solingen (red.) **Bevolkingsvraagstukken anno 1991**. NIDI (NIDI rapport nr. 24) 's Gravenhage, 1991, 1-28.
- Bonte, J.T.P., L.M. Friden & J.W.H. van den Berg. De statistiek van de doodsoorzaken. **Ned. Tijdschrift Geneeskunde**, 129, 1985, 30, 1421-1429.
- Bos, G.A.M. van den. **Zorgen van en voor chronisch zieken**. Utrecht/Antwerpen, Bohn, Scheltema & Holkema, 1989. Academisch proefschrift.
- Bos, G.A.M van den, M.E. Lenior, W.J. Nusselder, J.L.A. van Sonsbeek & J. van der Velden, J. **Gezonde levensverwachting en chronische ziekten: vergelijking van databronnen en berekeningen**. Amsterdam, Utrecht, Voorburg, ISG, NIVEL, CBS, 1994.
- Boshuizen, H.C., R.J.M. Perenboom & H.P.A. van de Water. **Trends in gezonde levensverwachting in Nederland 1981-1990**. Deel 1: Resultaten, Leiden, NIPG/TNO, 1992.
- Branch, L.G., J.M. Guralnik, D.J. Foley, F.J. Kohout, T.T. Wette, A. Ostfeld & S. Katz. Active life expectancy for 10.000 Caucasian men and women in three communities. **Journal of Gerontology (medical sciences)**, 46, 1991, 4, M145-M150.
- Brønnum-Hansen, H. **Loss of healthy years in Denmark. An English summary of a Danish report**. Presented at 5th meeting of the International Network on Health Expectancy (REVES-5). Ottawa, February, 1992.
- Centraal Bureau voor de Statistiek. **Statistische onderzoeken: methodische aspecten van de gezondheidsenquête (M22)**. 's Gravenhage, Staatsuitgeverij, 1983.
- Centraal Bureau voor de Statistiek. **Sterftecijfers voor Nederland naar belangrijke doodsoorzaken 1976-1980**. 's Gravenhage, Staatsuitgeverij, 1984a.
- Centraal Bureau voor de Statistiek. **De leefsituatie van de Nederlandse bevolking van 55 jaar en ouder 1982 deel 1A kerncijfers**. 's Gravenhage, Staatsuitgeverij, 1984b.
- Centraal Bureau voor de Statistiek. **Overlevingstafels naar geslacht en leeftijd, 1981-1985**. 's Gravenhage, Staatsuitgeverij, 1987.

- Centraal Bureau voor de Statistiek. **Overlevingstafels naar geslacht en leeftijd, 1986-1990.** 's Gravenhage, SDU Uitgeverij, 1992.
- Centraal Bureau voor de Statistiek. **Intramurale Gezondheidszorg, diverse jaren.**
- Centraal Bureau voor de Statistiek. **Statistiek van de Bejaardenoorden.** 's Gravenhage, SDU uitgeverij, diverse jaren.
- Centraal Bureau voor de Statistiek. **Leeftijdsopbouw van Nederland, 1 januari. Maandstatistiek voor de Bevolking (CBS), diverse jaren.**
- Chiang, C.L. **The life table and its applications.** Malabar, Florida, Robert E. Krieger publishing company, 1984.
- Colvez, A. & M. Blanchet. Disability trends in the United States population 1966-76: Analysis of reported causes. **American Journal of Public Health**, 71, 1981, 5, 464-471.
- Colvez, A. & M. Blanchet. Potential gains in life expectancy free of disability: a tool for health planning. **International Journal of Epidemiology**, 12, 1983, 2, 224-229.
- Colvez, A. **Persoonlijke correspondentie**, 1992.
- Crimmins, E.M., Y. Saito & D. Ingegneri. Changes in life expectancy and disability-free life expectancy in the United States. **Population and Development Review**, 15, 1989, 2, 235-267.
- Crimmins, E.M. **Sullivan and multistate methods of estimating active life expectancy: two methods, two questions, two answers?** In: Robine J-M., C.D. Mathers, M.R. Bone & I. Romieux (red) **Calculation of health expectancies: harmonization, consensus achieved and further perspectives.** Paris: Colloque INSERM/John Libbey Eurotext LTD, 1993, Vol. 226, 155-160.
- Crimmins, E.M, Y. Saito & M. Hayward (1994). Changing mortality and morbidity rates and health status and life expectancy of the older population. **Demography** 31, 1994, 1, 159-175.
- Davidson, J.R., M.A. Woodbury, S. Zisook & E.L. Giller. Classification of depression by grade of membership: a confirmation study. **Psychological Medicine**, 19, 1989, 4, 987-998.
- Foets, M. & J. van der Velden. **Een nationale studie van ziekten en verrichtingen in de huisartspraktijk; Basisrapport: meetinstrumenten en procedures.** Utrecht, Nederlands Instituut voor Onderzoek van de Eerstelijnsgezondheidszorg (NIVEL), 1990.
- Fries, J.F. Aging, natural death and the compression of morbidity. **New England Journal of Medicine**, 303, 1980, 130-135.
- Ginneken, J.K.S. van, A.F.I. Bannenberg & A.G. Dissevelt. **Gezondheidsverlies ten gevolge van een aantal belangrijke ziektecategorieën: methodologische aspecten en resultaten.** Leiden, NIPG/TNO; Voorburg, Centraal Bureau

- voor de Statistiek, 1989.
- Ginneken, J.K.S. van, A.G. Dissevelt, H.P.A. van de Water & J.L.A. van Sonsbeek. Results of two methods to determine health expectancy in the Netherlands 1981-1985. *Social Science and Medicine*, 32, 1991, 10, 1129-1136.
- Gruenberg, E.M. The failures of success. *Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society*, 55, 1977, 3-24.
- Hoogenboezem, J. Sterfte naar doodsoorzaak, leeftijd en geslacht, 1989. *Maandbericht Gezondheidsstatistiek (CBS)*, 1991, 9, 25-37.
- Hoogendoorn, D. Het formulier voor de verklaring van de doodsoorzaak. *Nederlands Tijdschrift Geneeskunde*, 129, 1985, 30, 1429-1432.
- Hosmer, D.W. & S. Lemeshow. *Applied logistic regression*. New York, John Wiley & Sons, 1989.
- Jabine, T.B. Reporting chronic conditions in the National Health Interview Survey. A review of tendencies from evaluation studies and methodological test. National Centre for Health Statistics. *Vital and Health Statistics, Series 2*, no. 105.
- Katz, S., L.G. Branch & M.H. Branson et al. Active life expectancy. *The New England Journal of Medicine*, 309, 1983, 1218-1224.
- Kelly-Hayes, M., A.M. Jetle, P.A. Wolf, R.B. D'Agostin & P.M. Odell. Functional limitations and disability among elders in the Framingham study. *American Journal of Public Health*, 82, 1992, 6, 841-845.
- Keyfitz, N. What difference would it make if cancer were eradicated? An examination of the Taueber paradox. *Demography*, 14, 1977, 4, 411-418.
- Kleinbaum, D.G., L.L. Kupper & H. Morgenstern. *Epidemiologic Research: Principles and quantitative methods*. New York, Van Nostrand Reinhold Company, 1982.
- Kramer, M. The rise pandemic of mental disorders and associated chronic disabilities and disorders. *Acta Psychiatrica Scandinavia*, 62 (supplement 285) 1980, 382-397.
- Kramers, P.G.N., A. van den Berg Jeths, J.C. Jager, D. Ruwaard & H. Verkleij. *Volksgezondheid Toekomst Verkenning. De gezondheidstoestand van de Nederlandse bevolking in de periode 1950-2010*. Bilthoven, RIVM, 1993.
- Liu, K., K.G. Manton & B.M. Liu. Morbidity disability and long term care at the elderly: implications for insurance financing. *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, 63, 1990, 3, 445-492.
- Mackenbach, J.P. Secundaire doodsoorzaken. *Tijdschrift voor Sociale Gezondheidszorg*, 65, 1987, 16, 524-528.
- Mackenbach, J.P., I.A.K. Snels & L.M. Friden-Kill. Diabetes mellitus als doodsoorzaak. *Nederlands Tijdschrift voor Geneeskunde*, 135, 1991, 33, 1492-1496.

- Mackenbach, J.P. **De veren van Icarus. Over de achtergronden van twee eeuwen epidemiologische transitie in Nederland.** Utrecht, Wetenschappelijke Uitgeverij Bunge, 1992.
- Manton, K.G., C.H. Patrick & E. Stallard. Population impact of mortality reduction: the effects of elimination of major causes of death on the saved population. **International Journal of Epidemiology**, 9, 1980, 2, 111-120.
- Manton, K.G. Changing concepts of morbidity and mortality in the elderly population. **The Milbank Memorial Fund Quarterly**, 60, 1982, 2, 183-244.
- Manton, K.G. & E. Stallard. **Recent trends in mortality analysis studies in population.** Orlando, Academic Press, 1984.
- Manton, K.G. & B.J. Soldo. Dynamics of health changes of the oldest old: new perspectives and evidence. **Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society**, 63, 1985, 2, 206-285.
- Manton, K.G. Past and future life expectancy increases at later ages: their implications for the linkage of chronic morbidity disability and mortality. **Journal of Gerontology**, 41, 1986, 5, 672-681.
- Manton, K.G. A longitudinal study of functional change and mortality in the United States. **Journal of Gerontology (social sciences)**, 43, 1988, 5, S153-S161.
- Manton, K.G. Epidemiologic, demographic and social correlates of disability among the elderly. **The Milbank Memorial Fund Quarterly**, 1989, 67 (suppl. 2), 13-58.
- Manton, K.G. & E. Stallard. Cross-sectional estimates of active-life expectancy for the U.S. elderly and oldest-old populations. **Journal of Gerontology (Social Sciences)**, 46, 1991, 3, S170-S182.
- Mathers, C. **Health Expectancies in Australia 1981 and 1988.** Canberra, Australian Institute of Health, 1991.
- Mathers, C. **Estimating gains in health expectancy due to elimination of specified diseases.** Presented at the 5th meeting of the International Network on Health Expectancy (REVES-5) in Ottawa, February, 1992.
- Mathers, C.D. & J.M. Robine. **Health expectancy indicators: a review of the works of REVES to Date.** In: Robine J-M., C.D. Mathers, M.R. Bone & I. Romieux (red) Calculation of health expectancies: harmonization, consensus achieved and further perspectives. Paris: Colloque INSERM/John Libbey Eurotext LTD, 1993, Vol. 226, 1-23.
- Mootz, M. Stand van zaken op het terrein van gezondheidsmeting. **Tijdschrift voor Sociale Gezondheidszorg**, 67, 1989, 1, 2-4.
- Nambodiri, K. & C.M. Suchindran. **Life table techniques and their applications.** Orlando, Academic Press, 1987.
- Nusselder, W.J. Nederland in Europese Context. Demografische Trends. N. van



- Nimwegen & H. van Solingen (red.) **Bevolkingsvraagstukken anno 1991**. NIDI (NIDI-rapport nr. 24), 's Gravenhage, 1991, 69-85.
- Olshansky, S.J. & A.B. Ault. The fourth stage of the epidemiologic transition: the age of delayed degenerative diseases. **The Milbank Memorial Quarterly**, 64, 1986, 3, 355-391.
- Olshansky, S.J. In search of Methuselan: Estimating the upper limits to human longevity. **Science**, 250, 1990, november, 634-640.
- Omran, A.R. The epidemiologic transition: A theory of the epidemiology of population change. **The Milbank Memorial Fund Quarterly**, 49, 1971, 4, 509-538.
- Peerenboom, R.J.M., H.C. Boshuizen & H.P.A. van de Water. Trends in gezonde levensverwachting in Nederland 1981-1990. Deel 2: Methodische aspecten, Leiden, NIPG/TNO, 1992.
- Pettersson, H. **A Swedish population health index**. Presented at the fourth international workshop on healthy life expectancy, 1991.
- Picavet, H.S.J., J.L.A. van Sonsbeek en G.A.M. van den Bos. Gezondheids-enquêtes; Het meten van functionele beperkingen bij ouderen via enquêtes. **Maandbericht Gezondheidsstatistiek CBS 92/7**, 1992.
- Poppel, F.A.W. & J.F.K. van Ginneken. Reversal of declining mortality - the case of The Netherlands in the period 1950-1980. **Maandbericht Gezondheidsstatistiek (CBS)**, 1985, 11, 5-20.
- Poppel, F.A.W. Sterfteverschillen tussen mannen en vrouwen: een overzicht van de Nederlandse situatie. N. van Nimwegen & H. van Solingen (red.) **Bevolkingsvraagstukken anno 1991**. NIDI (NIDI rapport nr. 24) 's Gravenhage, 1991, 31-42.
- Raad voor het Gezondheids Onderzoek, Chronische ziekten in het zicht van beleid en wetenschap. **Nederlands Tijdschrift voor Geneeskunde**, 1992, 24, 1170-1173.
- Ritchie, K. **Life expectancy without cognitive deterioration**. First work-group meeting REVES, International Research Network for Interpretation of Observed Values of Healthy Life Expectancy. Quebec, September, 1989.
- Ritchie, K., C. Jagger, C. Brayne, & L. Letenneur. **Life expectancy free of mental impairment: Methods and preliminary calculations**. In: Robine J-M., C.D. Mathers, M.R. Bone & I. Romieux (red) Calculation of health expectancies: harmonization, consensus achieved and further perspectives. Paris: Colloque INSERM/John Libbey Eurotext LTD, 1993, Vol. 226, 233-244.
- Robine, J.M., N. Brouard & A. Colvez. Les indicateurs d'espérance de vie sans incapacité (EVSI). Des indicateurs globaux de l'état de santé des populations. **Revue Epidémiologique et Santé Publique**, 35, 1987, 206-224.
- Robine, J.M. & K. Ritchie. Healthy life expectancy evolution of global indicator of

- change in population health. **British Medical Journal**, 302, 1991, February, 1991, 457-460.
- Robine, J.M. Changes in health conditions over time. Presented at the Fourth International Workshop of the Network on Health Expectancy (REVES), Leiden, June, 1991.
- Robine, J.M. & C. Mathers. Measuring the compression or expansion of morbidity through changes in health expectancy. In: Robine J-M., C.D. Mathers, M.R. Bone & I. Romieux (red) Calculation of health expectancies: harmonization, consensus achieved and further perspectives. Paris: Colloque INSERM/John Libbey Eurotext LTD, 1993, Vol. 226, 269-286.
- Robine J.M. & J.P. Michel. **Towards international harmonization of health expectancy indices**. Presented at the 5th work-group meeting REVES, International Research Network for Interpretation of Observed values of healthy life expectancy, Ottawa, February 1992.
- Rogers, R.G., A. Rogers & A. Belanger. Active life among the elderly in the United States: multistate life-table estimates and population projections. **The Milbank Memorial Quarterly**, 67, 1989, 3-4, 370-411.
- Rogers, A., R.G. Rogers & L.B.G. Branch. A multistate analysis of active life expectancy. **Public Health Reports**, 104, 1989, 3, 222-226.
- Rogers, A., R.G. Rogers & A. Belanger. Longer life but worse health? Measurement and dynamics. **The Gerontologist**, 30, 1990, 5, 640-649.
- Romeder, J.M. & J.R. McWinnie. Potential years of life lost between ages 1 and 70: an indicator of premature mortality for health planning. **International Journal of Epidemiology**, 6, 1977, 2, 143-150.
- Ruzicka, L.T. & A.D. Lopez. The use of cause-of-death statistics for health situation assessment: national and international experiences. **World health statistics Quarterly**, 43, 1990, 249-258.
- Schadé, E. Over de beperkingen van de officiële sterftestatistiek. In: **Huisarts en Wetenschap**, 1983, 26, 286-289.
- Shryock, H.S. & S. Siegel. **The methods and materials of demography**. Condensed edition. Orlando, Academic Press, 1976.
- SIG. Jaarboek Verpleeghuizen, Utrecht, SIG, diverse jaren.
- SIG. Mondelinge communicatie, 1992.
- SIG. PIGG-informatiesysteem, Utrecht, SIG, diverse jaren.
- Sociaal Cultureel Planbureau. **Aanvullend Voorzieningen Onderzoek**, Rijswijk, 1991.
- Sonsbeek J.L.A. van. Methodische en inhoudelijke aspecten de OESO-indicator betreffende langdurige beperkingen in het lichamelijk functioneren. **Maandbericht Gezondheidsstatistiek CBS 88/6**, 1988, 4-17.
- Stadt, H. van de & L.J. Bieseman. De institutionele bevolking: omvang en

- ontwikkeling. **Maandstatistiek voor de Bevolking (CBS)**, 1990, 9, 26-30.
- Sullivan, D.F. A single index of mortality and morbidity. **HSMHA Health Reports**, 1971a, 86, 347-254.
- Sullivan, D.F. **Disability Components for an Index of Health**. Public Health Service Publication No. 1000 Series 2, No. 42. Washington, U.S. Government Printing Office, 1971b.
- Tsai, P.T., E.S. Lee & R.J. Hardy. The effect of a reduction in leading causes of death: Potential Gains in Life Expectancy. **American Journal of Public Health**, 68, 1978, 10, 966-971.
- Tu, E.J. & K. Chen. Active life expectancy in Taiwan. Presented at the 4th International Workshop on Healthy Life Expectancy. Approaches to measuring change in developed and developing countries, Noordwijkerhout, June, 1991.
- Tu, E.J. & K. Chen. **Changes in active life expectancy in Taiwan: compression or expansion?** Presented at the 5th meeting of the International Network on Health Expectancy (REVES-5), Ottawa, Canada, February, 1992.
- Verbrugge, L.M. Longer life but worsening health? Trends in health and mortality of middle aged and older persons. **The Milbank Memorial Fund Quarterly**, 62, 1984, 3, 475-519.
- Water, H.P.A. van de. **Health expectancy and changes over time: compression or pandemia**. Presented at the 4th International Workshop on Healthy Life Expectancy: Approaches to measuring change in developed and developing countries. Noordwijkerhout, June, 1991.
- Wilkins, R. & O.B. Adams. Health expectancy in Canada, late 1970ths: demographic, regional, and social dimensions. **American Journal of Public Health**, 73, 1983, 9, 1073-1080.
- Wolfson, M.C. & K.G. Manton. **A review of models of population health expectancy: a micro-simulation perspective**. Presented at the 5th meeting of the International Network Health Expectancy (REVES-5), Ottawa, February, 1992.
- Wonnacott, T.H. & R.J. Wonnacott. **Introductory Statistics**. New York, Wiley & Sons, 1977.
- Woodbury, M.A. & K.G. Manton. A new procedure for analysis of medical classification. **Meth. Inform. Med.**, 21, 1982, 210-220.
- World Health Organisation. **Classification of impairments, disabilities and handicaps**, Geneva, WHO, 1980.
- World Health Organisation. **Targets for health for all: targets in support of the European regional strategy for health for all**. Copenhagen, WHO Regional Office for Europe, 1985.

## BIJLAGE 1    SCHATTING VAN DE MISSENDE WAARDEN VAN DE BEPERKINGEN-INDEX (NIVEL-BESTAND)

De missende waarden van de vragen naar beperkingen in het '400 meter lopen' en 'traplopen' (samengesteld uit de vragen naar beperkingen in het af- en oplopen van de trap) zijn geschat met behulp van een multivariaat logistisch regressiemodel. Hiervoor is gekozen vanwege het dichotome karakter van de afhankelijke variabele (wel versus geen beperkingen). Gewone regressie-analyse ligt niet voor de hand bij een dichotome afhankelijke variabele, omdat niet alle waarden van de predictoren zijn toegestaan. Aangezien de verwachte waarde van Y een kans voorstelt, worden alleen de waarden tussen 0 en 1 toegestaan. Loglineaire analyse valt als alternatief af omdat de onafhankelijke variabelen (predictoren) voor een deel categoriale (met twee of meer categorieën) en voor een deel continue variabelen zijn.

Alvorens een multivariate logistisch regressie model te schatten is gecontroleerd of de continue variabelen 'leeftijd' en 'aantal chronische aandoeningen' daadwerkelijk een lineair verband laten zien met de afhankelijke variabele beperkingen respectievelijk in het 400 meter lopen en traplopen. Tevens is nagegaan of er in de univariate kruistabellen geen lege cellen voorkwamen en indien dit het geval was, zijn categorieën samengevoegd.

Bij de modelselectie zijn die chronische aandoeningen in beschouwing genomen waarvan op theoretische gronden kan worden aangenomen dat zij mogelijk een verband hebben met het al dan niet kunnen (trap)lopen, zoals: bronchitis, astma, hartklachten, rugklachten, reuma, ernstige gevolgen van ongeval. Daarnaast zijn bij de modelselectie betrokken beperkingen die theoretisch samenhangen met rug- en beenbewegingen die bij (trap)lopen een rol spelen, zoals: bukken/oprapen, nagels knippen, voorwerp van 5 kilo dragen, in en uit bed stappen, aan en uitkleden, en het antwoord op de eerste (selectie) vraag van de ingewikkelde structuur (verplaatsen binnenshuis). Bovendien is het aantal chronische aandoeningen, de leeftijd, het geslacht en de interactie tussen leeftijd en geslacht in beschouwing genomen bij de keuze van het model. Hierbij is getracht een zo zuinig mogelijk model te vinden met variabelen die niet alleen statistisch maar ook theoretisch een bijdrage leveren aan de verklaring van de variabelen '400 meter lopen' en 'traplopen'. Voor het schatten van het item '400 meter lopen' is een model met als onafhankelijke variabelen bronchitis, hartklachten, ernstige gevolgen van een ongeval, beperkingen in het verplaatsen binnenshuis, bukken/oprapen, dragen, nagels knippen, in en uit bed stappen, dragen, oppakken, alsmede leeftijd, geslacht en de interactie tussen leeftijd en geslacht op statistische gronden (verbetering in de log-

likelijkheid in relatie tot aantal vrijheidsgraden) het meest geschikt.

Het model voor het schatten van het item 'traplopen' komt grotendeels overeen met het eerder genoemde model. In het model zijn opgenomen bronchitis, astma, hartklachten, het aantal chronische aandoeningen, beperkingen in het verplaatsen binnenshuis, bukken/oprapen, dragen, nagels knippen, in en uit bed stappen en aan en uitkleden, dragen, oppakken alsmede leeftijd en geslacht.

Op grond van de gespecificeerde modellen wordt met de bekende verdeling 93,0 procent van het item '400 meter lopen' goed geschat en 92,3 procent van het item 'traplopen'. Gezien de scheve verdeling van de respectievelijke afhankelijke variabelen (veel personen zonder een beperking en weinig met een beperking) is de schatting van de categorie zonder beperkingen aanmerkelijk beter (respectievelijk 99,0 en 98,6 procent goed geschat), dan die van de categorie met beperkingen (respectievelijk 34,3 en 37,0 procent goed geschat). De 'deviance' van de modellen neemt af met respectievelijk 30 en 33 procent, hetgeen wijst op een relatief grote bijdrage van de variabelen aan de verklaring van de kans op het hebben van beperkingen.

Aan de hand van de methode van Hosmer & Lemeshow (1989) is de hypothese getest dat de geschatte waarden van de afhankelijke variabele (voor  $Y=1$  en voor  $Y=0$ ) niet significant afwijken van de waargenomen waarden voor  $Y$ . De nulhypothese, dat de geschatte waarden gelijk zijn aan de waargenomen waarden, is voor beide modellen niet verworpen (significantie niveau 0,05).

Ten behoeve van de berekening van de prevalenties en de gezonde levensverwachting zijn voor de non-respondenten de missende waarden geïmputeerd. Het effect van inputatie op het percentage van de totale bevolking (uitgezonderd die in een bejaardenoord) met één of meer beperkingen is een afname van 19,9 naar 19,1 procent. Wordt alleen gekeken naar het domein beweeglijkheid dan heeft de volgende wijziging zich voorgedaan: het percentage met beperkingen is afgenomen van 16,4 tot 15,7 procent. In het domein ADL is het percentage met beperkingen gedaald van 11,2 naar 10,4 procent.

## BIJLAGE 2 BEVOLKING IN EEN INSTELLING, ABSOLUUT EN ALS PERCENTAGE VAN DE NEDERLANDSE BEVOLKING

Tabel 1: Personen (absoluut en als percentage van de bevolking) verblijvend in een instelling (langer dan één jaar), gemiddelde over de periode 1983-90, naar leeftijd en geslacht

### Bejaarden (on gezond + gezond)<sup>1</sup>

	Aantal			Percentage		
	Mannen	Vrouwen	Totaal	Mannen	Vrouwen	Totaal
0-4	0	0	0	0,00	0,00	0,00
5-9	0	0	0	0,00	0,00	0,00
10-14	0	0	0	0,00	0,00	0,00
15-19	0	0	0	0,00	0,00	0,00
20-24	0	0	0	0,00	0,00	0,00
25-29	0	0	0	0,00	0,00	0,00
30-34	0	0	0	0,00	0,00	0,00
35-39	0	0	0	0,00	0,00	0,00
40-44	0	0	0	0,00	0,00	0,00
45-49	0	0	0	0,00	0,00	0,00
50-54	0	0	0	0,00	0,00	0,00
55-59	0	0	0	0,00	0,00	0,00
60-64 <sup>2</sup>	348	631	979	0,11	0,18	0,14
65-69	939	1981	2921	0,36	0,62	0,50
70-74	2683	6603	9285	1,34	2,41	1,96
75-79	6135	17273	23408	4,41	7,48	6,32
80-85	9706	29810	39517	12,23	18,99	16,72
85+	13886	43919	57805	28,87	38,34	35,54
<b>Totaal</b>	<b>33698</b>	<b>100218</b>	<b>133915</b>	<b>0,46</b>	<b>1,35</b>	<b>1,80</b>

<sup>1</sup> Inclusief verblijfsduur korter dan 1 jaar.

<sup>2</sup> Personen in een bejaardenoord die jonger zijn dan 65 jaar zijn in de leeftijdsgroep 60-64 ondergebracht.

Bron: CBS (diverse jaren) Statistiek van de Bejaardenoorden.

CBS (1984b) De leefsituatie van de Nederlandse bevolking van 55 jaar en ouder 1982.

SCP (1991) Aanvullend Voorzienaonderzoek 1991.

CBS (Mstat Bev., diverse jaren).



Tabel 2: Personen (absoluut en als percentage van de bevolking) verblijvend in een instelling (langer dan één jaar), gemiddelde over de periode 1983-90, naar leeftijd en geslacht (vervolg)

Bejaardenoord (ongezond) <sup>1</sup>						
	Aantal			Percentage		
	Mannen	Vrouwen	Totaal	Mannen	Vrouwen	Totaal
0-4	0	0	0	0,00	0,00	0,00
5-9	0	0	0	0,00	0,00	0,00
10-14	0	0	0	0,00	0,00	0,00
15-19	0	0	0	0,00	0,00	0,00
20-24	0	0	0	0,00	0,00	0,00
25-29	0	0	0	0,00	0,00	0,00
30-34	0	0	0	0,00	0,00	0,00
35-39	0	0	0	0,00	0,00	0,00
40-44	0	0	0	0,00	0,00	0,00
45-49	0	0	0	0,00	0,00	0,00
50-54	0	0	0	0,00	0,00	0,00
55-59	0	0	0	0,00	0,00	0,00
60-64 <sup>2</sup>	208	404	612	0,07	0,11	0,09
65-69	566	1277	1844	0,22	0,40	0,32
70-74	1546	4857	6404	0,77	1,77	1,35
75-79	4106	13902	18008	2,95	6,02	4,86
80-85	8511	28591	37102	10,72	18,21	15,70
85+	10893	42917	53810	22,65	37,47	33,08
Totaal	25831	91949	117779	0,36	1,24	0,80

<sup>1</sup> Inclusief verblijfsduur korter dan 1 jaar.

<sup>2</sup> Personen in een bejaardenoord die jonger zijn dan 65 jaar zijn in de leeftijdsgroep 60-64 ondergebracht.

Bron: CBS (diverse jaren) Statistiek van de Bejaardenoorden.

CBS (1984b) De leefsituatie van de Nederlandse bevolking van 55 jaar en ouder 1982.

SCP (1991) Aanvullend Voorzienenonderzoek 1991.

CBS (Mstat Bev., diverse jaren).

Tabel 3: Personen (absoluut en als percentage van de bevolking) verblijvend in een instelling (langer dan één jaar), gemiddelde over de periode 1983-90, naar leeftijd en geslacht (vervolg)

Verpleeghuis

	Aantal			Percentage		
	Mannen	Vrouwen	Totaal	Mannen	Vrouwen	Totaal
0-4	7	10	17	0,00	0,00	0,00
5-9	2	2	4	0,00	0,00	0,00
10-14	6	1	7	0,00	0,00	0,00
15-19	18	9	27	0,00	0,00	0,00
20-24	45	36	81	0,01	0,01	0,01
25-29	58	45	103	0,01	0,01	0,01
30-34	71	62	133	0,01	0,01	0,01
35-39	94	82	176	0,02	0,01	0,02
40-44	96	96	192	0,02	0,02	0,02
45-49	107	126	233	0,02	0,03	0,03
50-54	156	181	338	0,04	0,05	0,04
55-59	226	278	504	0,06	0,08	0,07
60-64	387	507	893	0,12	0,16	0,13
65-59	543	896	1438	0,21	0,34	0,25
70-74	1004	1840	2844	0,50	0,92	0,60
75-79	1486	3618	5105	1,07	2,60	1,38
80-85	1779	5602	7382	2,24	7,06	3,12
85+	2628	10381	13009	5,46	21,58	8,00
Totaal	8712	23773	32485	0,12	0,33	0,22

Bron: SIG (diverse jaren) Jaarboek verpleeghuizen.  
CBS (diverse jaren) Intramurale Gezondheidszorg.

Tabel 4: Personen (absoluut en als percentage van de bevolking) verblijvend in een instelling (langer dan één jaar), gemiddelde over de periode 1983-90, naar leeftijd en geslacht (vervolg)

GGZ-instelling

	Aantal			Percentage		
	Mannen	Vrouwen	Totaal	Mannen	Vrouwen	Totaal
0-4	31	27	58	0,01	0,01	0,01
5-9	304	170	473	0,07	0,04	0,05
10-14	991	569	1560	0,20	0,12	0,16
15-19	2009	1352	3361	0,33	0,23	0,28
20-24	2309	1695	4004	0,36	0,27	0,32
25-29	2515	1813	4328	0,40	0,30	0,35
30-34	2493	1875	4368	0,41	0,33	0,37
35-39	2351	1786	4137	0,39	0,31	0,35
40-44	1842	1441	3283	0,34	0,28	0,31
45-49	1494	1194	2687	0,35	0,29	0,32
50-54	1439	1237	2676	0,37	0,33	0,35
55-59	1351	1202	2553	0,38	0,33	0,36
60-64	1259	1244	2503	0,40	0,35	0,37
65-69	993	1133	2126	0,38	0,35	0,37
70-74	765	1044	1809	0,38	0,38	0,38
75-79	550	1010	1560	0,39	0,44	0,42
80-85	297	653	950	0,37	0,42	0,40
85 +	180	477	657	0,37	0,42	0,40
Totaal	23173	19922	43095	0,32	0,27	0,29

Bron: SIG (diverse jaren) basisgegevens uit het PIGG over patiënten in Algemene Psychiatrische ziekenhuizen, Algemene Zwakzinnigenzorg, Kinder- en Jeugdpsychiatrie, Inrichtingen voor meervoudig gehandicapten en debieleninternaten naar geslacht, leeftijd en verblijfsduur.

CBS (diverse jaren) Intramurale Gezondheidszorg.

CBS (Mstat Bev., diverse jaren).

### BIJLAGE 3      SELECTIE VAN ICD- EN AM-CODES BIJ DE AANDOE- NINGEN UIT DE VERGELIJKENDE ANALYSES

Doodsoorzaken zijn geclassificeerd volgens de 'International Classification of Diseases' (ICD). Het CBS gebruikt daarnaast een verkorte lijst, de AM-lijst, waarin ICD-codes uit de oorspronkelijke ICD-lijst zijn samengevoegd. Indien mogelijk zijn de clusters geclassificeerd volgens de AM-lijst. In die gevallen waar een verdere uitsplitsing van gegevens noodzakelijk was, wordt gebruikt gemaakt van de oorspronkelijke ICD-classificatie.

Hartaandoeningen:      AM25; AM26; AM28-AM29; AM32

Kanker:                      AM12-AM19

Reuma/rugklachten:      ICD710-719; ICD720-724; ICD725-729; ICD730-739

Migraine:                    ICD346

Overige neurol. aand.:      ICD330-337; ICD340-349 (m.u.v. ICD346); ICD350-359

Suikerziekte:                AM20

CARA:                         AM35

#### BIJLAGE 4 DE SULLIVAN-METHODE

Het uitgangspunt van de Sullivan-methode is een overlevingstafel naar geslacht.

Waarbij:

- $l_a$  = aantal personen dat overleeft tot leeftijd  $a$
- $L_x$  = aantal geleefde persoonsjaren in leeftijdsinterval  $x, x+i$
- $e_a$  = levensverwachting vanaf leeftijd  $a$
- $w$  = oudste (open) leeftijdsgroep

De totale levensverwachting vanaf leeftijd 'a' wordt hieruit als volgt berekend:

$$e_a = \frac{\sum_{x=a}^w L_x}{l_a}$$

Volgens de Sullivan-methode wordt het aantal persoonsjaren in de opeenvolgende leeftijdsintervallen onderverdeeld in jaren met en jaren zonder beperkingen (of ongezondheid). Daarbij wordt onderscheid gemaakt in de bevolking in een instelling en de niet-institutionele bevolking.

- $i_x$  = prevalentiecijfer (proportie) van de bevolking in een gezondheidsinstelling (gezond en ongezond) in het leeftijdsinterval  $x, x+i$
- $(1-i_x)L_x$  = aantal geleefde persoonsjaren buiten een instelling in het leeftijdsinterval  $x, x+i$
- $io_x$  = prevalentiecijfer (proportie) van de ongezonde bevolking in een gezondheidsinstelling in het leeftijdsinterval  $x, x+i$
- $io_x L_x$  = aantal geleefde persoonsjaren in een instelling in ongezondheid in het leeftijdsinterval  $x, x+i$
- $b_x$  = prevalentiecijfer van beperkingen (proportie) van de niet-institutionele bevolking in het leeftijdsinterval  $x, x+i$
- $b_x(1-i_x)L_x$  = aantal geleefde persoonsjaren met beperkingen buiten een instelling in leeftijdsinterval  $x, x+i$
- $(1-b_x)(1-i_x)L_x$  = aantal geleefde persoonsjaren zonder beperkingen buiten een instelling in leeftijdsinterval  $x, x+i$

De levensverwachting met beperkingen buiten een instelling vanaf leeftijd 'a' ( $emb_a$ ) is het aantal geleefde persoonsjaren zonder beperkingen vanaf leeftijd 'a' gedeeld door het aantal personen dat in leven is op leeftijd 'a'.

$$emb_a = \frac{\sum_{x=a}^w b_x [(1-i_x)L_x]}{l_a}$$

De levensverwachting in een instelling in ongezondheid vanaf leeftijd 'a' ( $ei_o_a$ ) is het aantal geleefde persoonsjaren in een instelling (ongezond) vanaf leeftijd 'a' gedeeld door het aantal personen dat in leven is op leeftijd 'a'.

$$ei_o_a = \frac{\sum_{x=a}^w io_x L_x}{l_a}$$

De levensverwachting zonder beperkingen vanaf leeftijd 'a' ( $ezb_a$ ) is de totale levensverwachting minus de levensverwachting met beperkingen van de niet institutionele bevolking minus de levensverwachting in een instelling (ongezond)

$$ezb_a = e_a - (emb_a + ei_o_a)$$

In de bijgevoegde tabel is een voorbeeld weergegeven van de berekening van de gezonde levensverwachting.



Bijlage 4: Voorbeeld van berekening gezonde levensverwachting voor mannen (1983-90)

Lft.	$l_x$	$L_x$	$i_x$	$iO_x$	$(1-i_x)L_x$	$(iO_x)L_x$	$b_x$	$b_x(1-i_x)L_x$	$e_x$	$eio_x$	$emb_x$	$ezb_x$
0-4	10000	49567	0,00	0,00	49563	4			73,33	0,83		
5-9	9895	49444	0,00	0,00	49411	33			69,10	0,83		
10-14	9883	49390	0,00	0,00	49292	98			64,18	0,83		
15-19	9872	49299	0,00	0,00	49133	166	0,05	2614	59,25	0,82	11,07	47,36
20-24	9844	49127	0,00	0,00	48949	179	0,07	3554	54,41	0,81	10,83	42,77
25-29	9807	48945	0,00	0,00	48747	198	0,03	1345	49,61	0,79	10,51	38,30
30-34	9770	48749	0,00	0,00	48541	208	0,04	2048	44,78	0,78	10,42	33,59
35-39	9727	48493	0,00	0,00	48295	198	0,08	3661	39,97	0,76	10,25	28,96
40-44	9667	48115	0,00	0,00	47942	174	0,08	3960	35,20	0,74	9,94	24,53
45-49	9571	47487	0,00	0,00	47311	176	0,20	9245	30,53	0,73	9,62	20,18
50-54	9411	46417	0,00	0,00	46224	193	0,24	10890	26,00	0,73	8,80	16,47
55-59	9129	44550	0,00	0,00	44350	199	0,22	9819	21,72	0,73	7,88	13,11
60-64	8654	41535	0,01	0,01	41275	242	0,30	12395	17,77	0,74	7,18	9,84
65-69	7910	36910	0,01	0,01	36563	295	0,39	14307	14,19	0,78	6,29	7,11
70-74	6791	30381	0,02	0,02	29703	505	0,38	11379	11,09	0,87	5,22	5,00
75-79	5301	22196	0,06	0,04	20892	980	0,53	11019	8,47	1,02	4,54	2,92
80-84	3558	13601	0,15	0,13	11582	1814	0,66	7650	6,39	1,24	3,66	1,48
85+	1928	9121	0,35	0,28	5955	2598	0,90	5388	4,73	1,35	2,79	0,59

## BIJLAGE 5 DECOMPOSITIE VAN HET EFFECT VAN ELIMINATIE

Hier wordt in eerste instantie uitgegaan van een vereenvoudigde situatie waarin het beperkingencijfer betrekking heeft op de totale bevolking. Dit is het geval als de enquêteresultaten op basis waarvan de prevalentie van beperkingen is berekend betrekking hebben op de totale bevolking (inclusief die in een instelling) of als de gezondheidstoestand onder de bevolking in een instelling niet afwijkt van de bevolking waaronder de enquête is gehouden. In een dergelijke situatie hoeft het aantal persoonsjaren niet te worden onderscheiden in jaren in en buiten een instelling en het beperkingencijfer (proportie) direct op de  $L_x$ -kolom worden toegepast.

$b_x L_x$	=	aantal geleefde persoonsjaren met beperkingen in leeftijdsinterval $x, x+i$
$b_{x,k}$	=	beperkingencijfer na eliminatie van aandoening 'k' in leeftijdsinterval $x, x+i$
$L_{x,k}$	=	aantal geleefde persoonsjaren na eliminatie van doodsoorzaak 'k' in leeftijdsinterval $x, x+i$ (zie bijlage 7)
$b_{x,k} L_{x,k}$	=	aantal geleefde persoonsjaren met beperkingen na eliminatie van aandoeningen en doodsoorzaak 'k' in het leeftijdsinterval $x, x+i$

De toename van het aantal geleefde persoonsjaren in leeftijdsinterval  $x, x+i$ , door eliminatie van doodsoorzaak 'k' ( $\Delta L_x$ ) is gelijk aan het aantal geleefde persoonsjaren na eliminatie minus het aantal persoonsjaren vóór eliminatie.

$\Delta L_x$	=	$L_{x,k} - L_x$ de verandering (toename) in het aantal geleefde persoonsjaren in leeftijdsinterval $x, x+i$ door eliminatie van doodsoorzaak 'k'
--------------	---	---

De toename van het 'proportie *zonder* beperkingen' in het leeftijdsinterval  $x, x+i$ , door eliminatie van aandoening 'k' is gelijk aan het 'proportie zonder beperkingen' na eliminatie  $nb_{x,k}$  minus het 'proportie zonder beperkingen' vóór eliminatie  $nb_x$ .

$nb_x$	=	$1 - b_x$
$nb_{x,k}$	=	$1 - b_{x,k}$
$\Delta nb_x$	=	$nb_{x,k} - nb_x$

Het aantal jaren *zonder* beperkingen na eliminatie kan worden uiteen gelegd in de volgende componenten:

$$nb_{x,k}L_{x,k} = (nb_x + \Delta nb_x) * (L_x + \Delta L_x)$$

$nb_{x,k}L_{x,k}$  = aantal geleefde persoonsjaren *zonder* beperkingen na eliminatie van aandoeningen en doodsoorzaak 'k' in het leeftijdsinterval  $x, x+i$  (ook aangeduid als:  $GL_{x,k}$ )

$$nb_{x,k}L_{x,k} = (nb_x L_x) + (nb_x \Delta L_x) + (\Delta nb_x L_x) + (\Delta nb_x \Delta L_x)$$

$$\Delta(nb_x L_x) = nb_{x,k}L_{x,k} - nb_x L_x$$

$$\Delta(nb_x L_x) = nb_x \Delta L_x + \Delta nb_x L_x + \Delta nb_x \Delta L_x$$

waarbij:

- $nb_x \Delta L_x$  = sterfte-effect
- $\Delta nb_x L_x$  = beperkingen-effect
- $\Delta nb_x \Delta L_x$  = gecombineerde-effect

Conclusie: de winst in jaren zonder beperkingen kan uiteengelegd worden in een sterfte-effect, een beperkingen-effect en een gecombineerd effect.

Indien het beperkingencijfer niet representatief wordt verondersteld voor de bevolking in instellingen en hiervoor additionele gegevens zijn, wordt het aantal persoonsjaren zonder beperkingen na eliminatie als volgt berekend:

$GL_{x,k}$  = aantal geleefde persoonsjaren *zonder* beperkingen of in een instelling (on gezond) in leeftijdsinterval  $x, x+i$ , na eliminatie van aandoening en doodsoorzaak 'k'

$ig_x$  =  $i_x - io_x$   
prevalentiecijfer van gezonde personen in een gezondheidsinstelling

De prevalentie van personen in een instelling (totaal en on gezond) is uit praktische overwegingen verondersteld niet te veranderen door eliminatie.

Het aantal geleefde persoonsjaren zonder beperkingen (inclusief in instelling) wordt als volgt berekend:

$$GL_{x,k} = [(nb_{x,k})(1-i_x)L_{x,k}] + [(ig_x)L_{x,k}]$$

$nb_{x,k}(1-i_x)L_{x,k}$  = aantal geleefde persoonsjaren zonder beperkingen na eliminatie van de aandoening en doodsoorzaak 'k' in particuliere huishoudens

$ig_xL_{x,k}$  = aantal geleefde persoonsjaren zonder beperkingen in een instelling na eliminatie van doodsoorzaak 'k' in instellingen

De toename (ten gevolge van eliminatie) van het aantal geleefde persoonsjaren in particuliere huishoudens zonder beperkingen kan analoog aan de hierboven beschreven situatie, waarin geen onderscheid werd gemaakt in de particuliere en institutionele bevolking, worden onderverdeeld in het beperkingen-, sterfte en gecombineerde effect. De toename van het aantal geleefde persoonsjaren zonder beperkingen in de institutionele bevolking komt geheel voor rekening van het sterfte-effect. Het prevalentiecijfer van ongezonde personen in een gezondheidsinstelling is immers verondersteld niet te wijzigen als gevolg van eliminatie van de aandoening.

## BIJLAGE 6 METHODE VAN COLVEZ & BLANCHET EN MATHERS

Colvez & Blanchet (1983) en Mathers (1992) hanteren een overeenkomstige benadering om het effect van eliminatie van een aandoening op de beperkingcijfers te bepalen.

De formule van Colvez & Blanchet (1983) is:

$$I^+ = I * (1-p)$$

waarbij

$I^+$  = het prevalentiecijfer (proportie) van beperkingen na eliminatie van een bepaalde aandoening

$I$  = het prevalentiecijfer ( $b_x$ )

$p$  = het proportie van personen met beperkingen 'als gevolg van' die bepaalde aandoening (in het totaal aantal personen met beperkingen)

Dit komt overeen met de formule van Mathers (zie ook het getallen-voorbeeld in bijlage 8).

$$b_{x.k} = b_x - b_{xk}$$

$b_x$  = prevalentiecijfer van beperkingen (proportie) in het leeftijdsinterval  $x, x+i$

$b_{xk}$  = prevalentiecijfer van beperkingen als gevolg van/samengaand met aandoening 'k', in leeftijdsgroep  $x, x+i$

$b_{x.k}$  = beperkingcijfer na eliminatie van aandoening 'k' in leeftijdsinterval  $x, x+i$

$$b_{x.k} = b_x \left(1 - \frac{b_{xk}}{b_x}\right)$$

$$b_{x.k} = b_x \left(1 - \left[\frac{bep_{xk}}{N_x} / \frac{bep_x}{N_x}\right]\right)$$

$bep_x$  = aantal personen met beperkingen in leeftijdsgroep  $x, x+i$

$bep_{xk}$  = aantal personen met beperkingen samengaand met aandoening 'k', in leeftijdsgroep  $x, x+i$ ,

$$b_{x,k} = b_x \left(1 - \left[\frac{bep_{xk}}{bep_x}\right]\right)$$

$$b_{x,k} = I (1-p)$$



**BIJLAGE 7: LOGISTISCHE REGRESSIE ANALYSE VAN HET EFFECT VAN EEN AANDOENINGEN OP PREVALENTIE MET BEPERKINGEN**

Het uitgangspunt is een logistische regressie-vergelijking met als afhankelijke variabele de kans op het hebben van beperkingen (vóór eliminatie) en als onafhankelijke variabelen de aandoeningen uit de vergelijkende analyse, een restgroep 'overige aandoeningen' en leeftijd (getransformeerd).

De regressie-vergelijking waarin kans op het hebben van beperkingen (vóór eliminatie) in leeftijdsgroep  $x, x+i$  wordt geschat ziet er als volgt uit:

$$kb_x = \frac{1}{(1+e^{-z})}$$

$$z = \exp^{\beta_0 + \beta_1(aand_1) + \dots + \beta_7(aand_7) + \beta_{ov}(overige) + \beta_l(leeftijd)}$$

$kb_x$  = kans op het hebben van beperkingen (vóór eliminatie) op leeftijd  $x, x+i$

Substitutie van de regressie-coëfficiënten in de regressie-vergelijking en berekening van het gemiddelde per leeftijdsgroep geeft de leeftijdsspecifieke prevalentie. Dit komt neer op:

$$bep_x = \sum_x^{x+i} kb_x$$

$$b_x = \frac{bep_x}{N_x}$$

$bep_x$  = aantal personen met beperkingen in leeftijdsgroep  $x, x+i$

$b_x$  = beperkingencijfer (proportie) van de niet-institutionele bevolking in het leeftijdsinterval  $x, x+i$

$N_x$  = aantal personen in leeftijdsgroep  $x, x+i$

Substitutie van  $\beta_1 = 0$  (eliminatie van de eerste aandoening) in de regressie-vergelijking geeft de kans op het hebben van beperkingen ná eliminatie van aandoening 1:

$$kb_{x,k} = \frac{1}{(1 + e^{-zk})}$$

$$z.k = \exp^{\beta_0 + 0(aand_1) + \dots + \beta_7(aand_7) + \beta_{ov}(overige) + \beta_l(leeftijd)}$$

$b_{x,k}$  = beperkingcijfer na eliminatie van aandoening 'k' in leeftijdsinterval  $x, x+i$

**BIJLAGE 8: BENADERINGSMETHODE OM HET EFFECT VAN ELIMINATIE VAN EEN AANDOENINGEN OP PREVALENTIE MET BEPERKINGEN TE BEPALEN**

Het beperkingcijfer in leeftijdsgroep  $x, x+i$  is het gewogen gemiddelde van het beperkingcijfer van personen met aandoening 'k' en het beperkingcijfer van personen zonder aandoening 'k', met het aandeel personen met 'k' in het totaal aantal personen als gewichten.

$$b_x = \left(\frac{N_{xk}}{N_x} * b_{xk}\right) + \left(\frac{1-N_{xk}}{N_x}\right) * b_{x.k}$$

$$b_x = \left(\frac{bep_{xk}}{N_x}\right) + \left(\frac{bep_{x.k}}{N_x}\right)$$

$$bep_x = bep_{xk} + bep_{x.k}$$

- $N_x$  = aantal personen in leeftijdsgroep  $x, x+i$
- $N_{xk}$  = aantal personen met aandoening 'k' in leeftijdsgroep  $x, x+i$
- $b_{xk}$  = prevalentiecijfer van beperkingen als gevolg van/samengaan met aandoening 'k', in leeftijdsgroep  $x, x+i$
- $b_{x.k}$  = beperkingcijfer na eliminatie van aandoening 'k' in leeftijdsinterval  $x, x+i$

Het verschil tussen de formules van Mathers en Colvez & Blanchet en de grove benaderingsmethode wordt aan de hand van een getallen-voorbeeld uitgelegd.

In een leeftijdsgroep met 1000 personen hebben 100 een beperking. Van die 1000 hebben er 200 aandoening 'k' en van deze 200 zijn er 30 beperkt.

Met andere woorden:

- $N_x$  = 1000
- $N_{xk}$  = 200
- $bep_x$  = 100
- $bep_{xk}$  = 30

De methode van Mathers geeft het volgende resultaat:

$$b_{x,k} = \left(\frac{100}{1000}\right) - \left(\frac{30}{1000}\right)$$

$$b_{x,k} = 0,0070$$

Dit komt overeen met de formule van Colvez & Blanchet:

$$I^* = \left(\frac{100}{1000} * \left(1 - \frac{30}{100}\right)\right)$$

$$I^* = 0,0070$$

Terwijl de grove benaderingsmethode geeft:

$$b_x = \left(\frac{200}{1000} * b_{x,k}\right) + \left(\frac{800}{1000} * b_{x,k}\right)$$

$$b_x = \left(\frac{30}{1000}\right) + \left(\frac{70}{1000}\right)$$

$$\left(\frac{800}{1000} * b_{x,k}\right) = \frac{BEP_{x,k}}{N_x} = \frac{70}{1000}$$

$$b_{x,k} = 0,087$$

dit komt neer op:

$$\frac{(100-30)}{(1000-200)} = 0,087$$

Met andere woorden, in tegenstelling tot in de benadering van Mathers en Colvez & Blanchet is hier ook de noemer aangepast.

## BIJLAGE 9 DOODSOORZAAK-GEËLIMINEERDE OVERLEVINGSTAFEL

Bij de samenstelling van een doodsoorzaak geëlimineerde sterftetafel wordt uitgegaan van onafhankelijke sterftekansen. Deze worden als volgt berekend:

- $q_x$  = sterftekans in leeftijdsinterval  $x, x+i$
- $d_x$  = aantal overledenen in de sterftetafel in leeftijdsinterval  $x, x+i$
- $l_x$  = aantal overlevenden op leeftijd  $x$  (in de overlevingstafel)
- $D_x$  = aantal waargenomen overleden in leeftijdsinterval  $x, x+i$
- $D_{xk}$  = aantal waargenomen overleden aan doodsoorzaak 'k' in leeftijdsinterval  $x, x+i$
- $d_{xk}$  = aantal overleden in de sterftetafel aan doodsoorzaak 'k' in leeftijdsinterval  $x, x+i$
- $R_{xk}$  = percentage (waargenomen) overledenen aan doodsoorzaak 'k' in totaal aantal overledenen in leeftijdsgroep  $x, x+i$
- $R_{x.k}$  = percentage (waargenomen) overledenen niet aan doodsoorzaak 'k' in totaal aantal overledenen in leeftijdsgroep  $x, x+i$

$$d_x = q_x l_x$$

$$R_{xk} = \frac{D_{xk}}{D_x}$$

$$R_{x.k} = \frac{D_{x.k}}{D_x}$$

$$d_{x.k} = d_x R_{x.k}$$

De onafhankelijke sterftekans  $q_{x.k}$  worden als volgt berekend (Namboodiri & Suchindran, 1987):

$$q_{x.k} = \left( \frac{d_{x.k}}{(l_x - 0,5d_{x.k})} \right)$$

Substitutie van deze  $q_{x.k}$  in de overlevingstafel geeft de sterftetafel grootheden na eliminatie van doodsoorzaak 'k'.

## BIJLAGE 10 SIGNIFICANTIE-TOETSEN (ON-)GEZONDE LEVENSV ERWACHTING

Om te toetsten of de (on)gezonde levensverwachting vanaf een bepaalde leeftijd significant verschilt tussen mannen en vrouwen is allereerst de (steekproef) variatie van de (on)gezonde levensverwachting berekend. Hoewel bij de sterftecijfers, die betrekking hebben op de gehele Nederlandse bevolking, wel toevalsfluctuaties kunnen optreden, is hiermee geen rekening gehouden omdat deze verwaarloosbaar klein zijn vergeleken met de onnauwkeurigheid als gevolg van de steekproefvariatie in de gezondheidsenquêtes (zie ook: Mathers, 1992). De variantie om de (on)gezonde levensverwachting, waarin alleen rekening is gehouden met de steekproefvariatie is door middel van de volgende formule berekend (vgl.: Perenboom et al., 1992):

$$\text{var}(emb_a) = \frac{1}{l_a^2} \left( \sum_{x=0-4}^{85+} ((1-i_x)L_x)^2 \text{var}(\text{ongezond})_x \right)$$

Ongezonder is in dit rapport op drie manieren geoperationaliseerd: (1) met chronische aandoeningen (2) met lichamelijke beperkingen (3) met ervaren ongezondheid. Omdat bij de levensverwachting met chronische aandoeningen geen rekening is gehouden met de slechtere gezondheidstoestand van de bevolking in een instelling wijkt de berekening van de variantie van de levensverwachting met chronische aandoeningen in geringe mate af van de hierboven gepresenteerde formule. Hier is in plaats van het aantal persoonsjaren buiten instellingen '(1-i<sub>x</sub>)L<sub>x</sub>' het totaal aantal persoonsjaren per leeftijdsinterval 'L<sub>x</sub>' gebruikt.

Vervolgens is het verschil in levensverwachting tussen mannen en vrouwen getoetst met de formule om het verschil tussen twee gemiddelden te toetsen (Wonnacott & Wonnacott, 1977):

$$(\mu_1 - \mu_2) = (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \pm t_{0,025} \sqrt{\frac{\text{var}_1^2}{n_1} + \frac{\text{var}_2^2}{n_2}}$$