

Sociaal-economische verschillen in de gezonde levensverwachting

H.C. Boshuizen, H.P.A. van de Water, R.J.M. Perenboom *

Ten behoeve van de Volksgezondheid Toekomst Verkenning is een ruwe berekening gemaakt van de mate waarin verschillen in gezondheid en sterfte tussen groepen met verschillende Sociaal-Economische Status (SES) doorwerken in de indicator 'Gezonde Levensverwachting'. Bij de geboorte is het geschatte verschil in totale levensverwachting tussen de hoogste en laagste SES-groep circa 5 jaar. Het verschil in gezonde levensverwachting be-

draagt echter het dubbele hiervan. Op 65-jarige leeftijd is het verschil in zowel totale als gezonde levensverwachting circa 3 jaar. De berekeningen zijn gebaseerd op enkele aannamen, die niet altijd goed te onderbouwen zijn. Deze worden in dit artikel nader besproken. De berekening geeft echter wel de orde van grootte weer van het verschil tussen verschillende sociaal-economische klassen, dat aanzienlijk blijkt te zijn.

Trefwoorden: gezonde levensverwachting, sociaal-economische gezondheidsverschillen

Ook in een hoogontwikkelde verzorgingsstaat als Nederland bestaan duidelijke verschillen tussen groepen met verschillende Sociaal-economische Status (SES). Door WVC werd in 1987 een Programmacommissie 'Sociaal-economische gezondheidsverschillen' ingesteld. Mede binnen dit onderzoekprogramma is de afgelopen jaren door veel onderzoek aangetoond dat een lagere SES samengaat met zowel een hogere mortaliteit als een hogere morbiditeit.^{1,2}

Door het RIVM is vorig jaar de Volksgezondheid Toekomst Verkenning (VTV) uitgebracht.³ Ook hierin wordt aandacht besteed aan sociaal-economische gezondheidsverschillen. Ten behoeve van de VTV is een ruwe berekening gemaakt van hoe deze sociaal-economische verschillen in mortaliteit en morbiditeit doorwerken in de indicator Gezonde Levensverwachting, een indicator voor de toestand van de volksgezondheid waarin mortaliteit en morbiditeit worden gecombineerd.⁴ De gezonde levensverwachting geeft daarbij weer hoeveel jaren iemand kan verwachten in goede gezondheid te leven wanneer de huidige sterftecijfers en de huidige prevalentie van ongezondheid gedurende het gehele leven zouden gelden.

In dit artikel wordt deze berekening gepresenteerd en verantwoord. Hierbij wordt met name ingegaan op de aannamen die hierbij moesten worden gemaakt en de gevolgen daarvan voor het resultaat.

METHODE

De Gezonde Levensverwachting is berekend met de zogenaamde Sullivan-methode (onder andere beschreven in referentie 5). Bij deze berekening wordt uitgegaan van een overlevingstafel. In een overlevingstafel wordt uit leeftijds-specifieke sterftecijfers de levensverwachting berekend. Daarbij wordt als tussenresultaat per leeftijdsklasse ook het aantal in die klasse geleefde jaren gegeven. De Sulli-

van-methode houdt in, dat dit aantal geleefde jaren wordt verdeeld in een aantal jaren dat in goede gezondheid wordt doorgebracht, en een aantal jaren dat in minder goede gezondheid wordt doorgebracht. Deze verdeling geschiedt op basis van leeftijdsspecifieke cijfers over de prevalentie van gezondheid in de bevolking. Uit het aantal geleefde jaren in goede gezondheid kan nu de levensverwachting in goede gezondheid worden berekend (geheel analoog aan de manier waarop de gewone levensverwachting wordt berekend).

In aansluiting op eerder gemaakte berekeningen⁶, is als maat voor gezondheid de subjectieve beoordeling van de eigen gezondheid (ervaren gezondheid) genomen. Ervaren gezondheid is een gezondheidsindicator die, vergeleken met andere enkelvoudige gezondheidsindicatoren, hoog correleert met bijv. sterfte en aanwezigheid van chronische aandoeningen. Iemand is daarbij als gezond beschouwd wanneer de eigen gezondheid als goed of zeer goed werd beoordeeld. De prevalentie-gegevens over ervaren gezondheid zijn betrokken uit de CBS-gezondheids-enquête. Omdat de CBS-gezondheidsenquête geen betrekking heeft op de institutionele bevolking, moest de institutionele bevolking afzonderlijk in de berekeningen worden verdisconteerd. Dat gebeurde door het verblijf in instellingen, betaald door de AWBZ en het verblijf in bejaardenoorden te beschouwen als tijd die in ongezondheid wordt doorgebracht. Voor bejaardenoorden werd hierbij gecorrigeerd voor het aantal bejaarden in bejaardenoorden dat wel in goede gezondheid verkeerd. Voor een uitgebreide beschrijving van de berekeningswijze wordt verwezen naar referentie 5 en 7.

In verband met de beschikbare gegevens (zie verder) is de berekening alleen uitgevoerd voor mannen. Verder zijn voor de berekening zoveel mogelijk gegevens over het jaar 1990 gebruikt.

Voor het berekenen van de gezonde levensverwachting voor groepen met verschillende SES, zijn de hierboven genoemde gegevens, te weten a) sterfte, b) verblijf in instellingen en c) de prevalentie van gezondheid in de

* H.C. Boshuizen, H.P.A. van de Water, R.J.M. Perenboom, Nederlands Instituut voor Praeventieve Gezondheidszorg-TNO, Leiden

niet-geïstitutionaliseerde bevolking, telkens nodig per SES-groep.

Omdat niet al deze gegevens voorhanden zijn, moeten deze voor een deel worden geschat. Hieronder zullen we per gegeven uitgebreid ingaan op de manier waarop dat is gedaan. Maar eerst zullen we kort ingaan op de gebruikte SES-indicator.

SES-indicator

SES wordt doorgaans gemeten met één van de drie SES-indicatoren opleiding, beroep of inkomen. In aansluiting op het onderzoek van Doornbos en Kromhout⁸, dat werd gebruikt voor het schatten van de SES-verschillen in sterfte, is hier opleiding als SES-indicator gebruikt. Hierbij is als indeling gebruikt:

Lage SES Alleen lager onderwijs
Midden SES LBO/MULO/MAVO
Hoge SES MBO/HAVO/HBS en hoger

In het onderzoek van Doornbos en Kromhout is dit de opleiding op 18-jarige leeftijd. In de gegevens uit de CBS-gezondheidsenquête is dit de laatst afgemaakte opleiding, behalve voor scholieren, voor wie dit de opleiding is die zij op dit moment volgen. In het onderzoek van Doornbos en Kromhout behoorde 48% tot de groep met lage SES, 39% tot de middengroep, en 13% tot de groep met hoge SES. In de gezondheidsenquête 1989-1991 is dit resp. 17%, 25% en 58%. Eén reden voor deze verschillende verdeling is dat het opleidingsniveau na het 18-de jaar nog verder kan toenemen. Daarnaast is het opleidingsniveau van de Nederlandse bevolking in de loop van deze eeuw sterk gestegen. Zo heeft in 1990 ongeveer de helft van de 75-plussers uit de gezondheidsenquête alleen lager onderwijs genoten, terwijl dit van de 20 tot 29 jarigen slechts 8% is (tabel 1). Het is aannemelijk, dat twintigers van nu met alleen lager onderwijs meer als achterblijvers moeten worden gezien dan de twintigers met alleen lager onderwijs in de eerste helft van deze eeuw. De gebruikte opleidingscategorieën zijn daardoor tussen de verschillende leeftijdsgroepen qua SES niet goed vergelijkbaar. Bij ouderen is de heterogeniteit van de groep met lage SES waarschijnlijk groter dan bij jongeren, terwijl mogelijk bij de hoge SES groep het omgekeerde het geval is. Ook de indeling in de studie van Doornbos en Kromhout en die in de CBS-gezondheidsenquête zijn niet echt vergelijkbaar. Het effect dat dit heeft op de berekende verschillen in gezonde levensverwachting is niet goed te voorspellen. Een indeling in SES-groepen aan de hand van percentiel-groepen had dit probleem kunnen oplossen, maar vereist het gebruik van schattingsmodellen. Hiervan is voor het maken van deze eerste, ruwe berekeningen afgezien.

Sterfte

Sterftecijfers per sociale klasse uitgesplitst naar leeftijd en geslacht zijn in Nederland niet voor handen, omdat gegevens over SES in de Nederlandse sterftestatistiek ontbreken. Hoewel het CBS wel informatie over het beroep van overleden personen ontvangt, is dit gegeven echter te onbetrouwbaar voor verdere verwerking. Het enige andere gegeven dat in de sterfteregistratie aanwezig is en als indicator van SES kan dienen, is de buurt waarin men woont. De Amsterdamse Buurtonderzoeken^{9,10} gebruik-

Leeftijd	Laag		Midden		Hoog	
	%	n *	%	n	%	n
16-19	2,3	49	6,3	278	4,5	400
20-24	15,7	77	5,8	273	4,6	652
25-29	9,8	91	9,6	255	5,9	713
30-34	16,5	115	13,2	247	5,5	610
35-39	29,5	119	15,7	231	10,3	581
40-44	30,5	133	16,8	198	14,0	603
45-49	39,4	131	19,3	154	14,3	424
50-54	41,3	137	28,9	147	20,6	344
55-59	44,3	135	36,8	153	29,6	267
60-64	55,4	143	40,3	116	26,4	269
65-69	44,7	121	45,6	105	31,0	216
70-74	38,6	126	33,2	82	25,8	124
75-79	42,5	105	30,3	47	28,1	89
80-84	44,7	61	49,5	25	34,3	32
85+	67,5	32	32,8	8	41,2	17

* n: aantal personen in de gezondheidsenquête

Tabel 1 Percentage mannen met ervaren gezondheid minder dan goed in de gezondheidsenquête 1989-1991 naar sociaal-economische klasse

ten dit als SES-indicator. Buurt is echter een SES-indicator op geaggregeerd niveau, en daardoor alleen bruikbaar voor ecologische analyses.

Sterftecijfers gebaseerd op SES-indicatoren op individueel niveau zijn alleen beschikbaar op grond van incidenteel verricht onderzoek. De meeste van dergelijke onderzoeken zijn echter uitgevoerd in subgroepen die niet representatief zijn voor de gehele bevolking (bijvoorbeeld een stad of een groep werknemers). Hier is gekozen voor een schatting op basis van het onderzoek dat wij het meest representatief achten voor de gehele Nederlandse mannelijke bevolking, de studie van Doornbos en Kromhout⁸, die de mortaliteit bestudeerde van keurlingen voor militaire dienst die in 1950 18 jaar waren (N=78.505). Omdat vrijwel iedere man aan deze keuring deelneemt, betreft dit een groep die redelijk representatief is voor het mannelijk deel van de Nederlandse bevolking. Omdat soortgelijke gegevens voor vrouwen ontbreken, bleef de berekening tot mannen beperkt. Doornbos en Kromhout gebruikten opleiding (op 18-jarige leeftijd) als SES-indicator. Zij volgden dit cohort 32 jaar, gedurende welke tijd 3.456 mannen overleden.

Doornbos en Kromhout berekenden voor iedere SES-groep een relatief risico voor sterfte in de 32 jaar volgend op de militaire keuring. De leeftijdsspecifieke sterftecijfers voor 1990 zijn voor elke SES-groep verkregen door de leeftijdsspecifieke sterftecijfers voor 1990 voor Nederland telkens met het relatieve risico voor deze SES-groep uit het onderzoek van Doornbos en Kromhout (respectievelijk 1,14, 0,91 en 0,76) te vermenigvuldigen.

In de hier gepresenteerde berekening is dus aangenomen dat de relatieve risico's voor iedere SES-groep ■ ook gelden voor Nederlandse mannen in 1990, en ■ gelden voor alle leeftijden, dus ook voor mannen jonger dan 18 en ouder dan 50.

Bij deze eerste aanname kan worden opgemerkt dat ander onderzoek laat zien dat de verschillen sinds de vijftiger jaren eerder zijn toegenomen dan afgenomen.¹¹ Ook het

	Bij de geboorte			Op 20-jarige leeftijd			Op 65-jarige leeftijd		
	Laag	Midden	Hoog	Laag	Midden	Hoog	Laag	Midden	Hoog
Totale levensverwachting	72,2	74,7	76,7	53,3	55,6	57,5	13,3	15,0	16,4
Ongezonde levensverwachting	20,6	15,8	12,6	18,2	14,2	11,4	6,1	6,3	5,8
Waarvan in instituties	0,9	1,1	1,4	0,8	1,1	1,3	0,7	1,0	1,2
In ervaren ongezondheid	19,7	14,7	11,2	17,4	13,1	10,1	5,4	5,4	4,5
Gezonde levensverwachting	51,6	59,0	64,2	35,2	41,4	46,1	7,2	8,6	10,6
Gezond Leven Percentage	71%	79%	84%	66%	74%	80%	54%	57%	65%

Tabel 2 Totale levensverwachting en (on)gezonde levensverwachting (in jaren) voor mannen in 1990 naar sociaal-economische klasse

tweede Amsterdamse buurtonderzoek⁹ liet zien dat sociaal-economische sterfteverschillen tussen wijken vrijwel hetzelfde waren als die in het eerste buurtonderzoek¹⁰, dat 5 jaar eerder plaats vond. Deze aanname lijkt daarom redelijk realistisch.

Over de tweede aanname kan worden opgemerkt, dat in Engeland (waar leeftijdsspecifieke sterftecijfers naar SES wel onderdeel van de sterftestatistiek zijn) het relatief risico blijkt af te nemen met leeftijd.¹² Ook uit Nederlands onderzoek komen aanwijzingen dat het relatief risico op hogere leeftijd geringer is.¹³ In Finland zijn de relatieve risico's het hoogste voor 20-29 jarigen, en nemen zowel met hogere en lagere leeftijd af.¹⁴ De hier gebruikte aanname leidt daarom waarschijnlijk tot een overschatting voor ouderen. Voor de levensverwachting op 20-jarige en 65-jarige leeftijd geldt dat het hier berekende verschil in levensverwachting daarom waarschijnlijk iets te hoog is. De richting van de vertekening bij de geboorte is minder duidelijk aan te geven. Om te zien hoe groot het effect van deze vertekening in het ergste geval kan zijn, is eveneens een berekening uitgevoerd waarbij werd verondersteld dat SES-verschillen in sterfte uitsluitend aanwezig zijn voor 18 tot 50 jarigen, en voor de overige leeftijdsgroepen niet bestaan.

Ervaren gezondheid

Gegevens over ervaren gezondheid, uitgesplitst naar leeftijd, geslacht en SES zijn afkomstig uit de CBS Gezondheidsenquête (tabel 1). Om per leeftijdsgroep stabiele prevalenties te krijgen zijn hier de resultaten van de gezondheidsenquête van 1990 gecombineerd met die van 1989 en 1991 (N=9.235). Voor de leeftijden onder de 16 jaar zijn gegevens over opleiding niet geschikt voor indeling naar SES: de meeste kinderen hebben hun opleiding immers nog niet voltooid. Voor die leeftijden werden de gezondheidsverschillen daarom geschat door het gemiddelde relatieve risico voor de leeftijdsgroep 16 tot 30 jaar te gebruiken voor de leeftijden jonger dan 16.

Verblijf in instellingen

Gegevens over verblijf in AWBZ-instellingen en bejaardenoorden, uitgesplitst naar leeftijd, geslacht en SES zijn niet gepubliceerd. Omdat de tijd doorgebracht in deze instellingen maar een relatief klein deel van het leven is (voor mannen ca. 1%), is voor deze berekening vooralsnog aangenomen dat de leeftijds- en geslachtsspecifieke prevalentie van verblijf in deze instellingen onafhankelijk is van SES. Deze aanname impliceert dat het aantal verwachte levensjaren in instellingen hoger is naarmate de totale levensverwachting hoger is.

In werkelijkheid is de prevalentie van verblijf in deze instellingen lager voor ouderen met een hoge SES, dan voor ouderen met een lage SES.^{15,16} De hier gemaakte aanname zorgt daardoor voor een onderschatting van het verschil tussen SES-groepen.

RESULTATEN

Tabel 2 geeft de resultaten van de berekeningen.

De levensverwachting bij de geboorte is voor mannen uit de laagste SES-groep 4,5 jaar lager dan die uit de hoge SES-groep; de levensverwachting op 65-jarige leeftijd is ruim 3 jaar lager. Dit zijn vrijwel dezelfde verschillen als gevonden in de Amsterdamse buurtonderzoeken.^{9,10} In die onderzoeken was het verschil in levensverwachting tussen de buurt met de hoogste en de buurt met de laagste SES bij de geboorte 4 tot 5 jaar, en op 65-jarige leeftijd 3 jaar.¹⁷

Uit tabel 2 blijkt verder dat het verschil in gezonde levensverwachting tussen mannen met hoge en lage SES aanzienlijk is. Bij de geboorte bedraagt het verschil ruim 12 jaar: mannen uit de hoogste SES-groep kunnen verwachten 64 jaar in goede gezondheid door te brengen; voor mannen uit de laagste SES-groep is dit nog geen 52 jaar. Mannen uit de hoogste SES-groep kunnen daarmee dus verwachten 16% van hun leven in minder goede gezondheid door te brengen; voor mannen in de laagste SES-groep bedraagt dit percentage bijna het dubbele, namelijk 29%.

Op 20-jarige leeftijd (waarvoor in de berekening minder aannamen hoefden te worden gemaakt) blijft het beeld ongeveer hetzelfde. Hier verschilt de gezonde levensverwachting 11 jaar, bij een geschat verschil in levensverwachting van ruim 4 jaar.

Op 65-jarige leeftijd zijn de verschillen minder groot, maar nog steeds aanzienlijk. De gezonde levensverwachting is voor mannen uit de hoogste SES-groep ruim drie jaar hoger dan die voor mannen uit de laagste SES-groep; dit is vrijwel gelijk aan het verschil in levensverwachting. Beide groepen kunnen verwachten circa 6 jaar in minder goede gezondheid te leven, maar voor mannen uit de hoogste SES-groep staan daar bijna 11 jaren in goede gezondheid tegenover, terwijl dat in de lage SES-groep maar net 7 jaar is. Daarmee mogen mannen uit de hoogste SES-groep verwachten gemiddeld 65% van de resterende levensverwachting door te brengen in goede gezondheid, terwijl dit in de laagste SES-groep 54% is.

Om te zien wat de maximale vertekening kan zijn van de aannamen over sterfte op de verschillen in gezonde levensverwachting, is ook een berekening uitgevoerd waarbij de sterfte tussen de verschillende SES-groepen

alleen verschilt voor 18 tot 50 jarigen (de leeftijdsrange uit het onderzoek van Doornbos en Kromhout), terwijl voor alle andere leeftijden werd aangenomen dat er geen verschillen in sterfte waren tussen SES-groepen. In die berekeningen verschilde de levensverwachting bij de geboorte tussen de hoogste en de laagste SES groep nog slechts een half jaar. Niettemin verschilt de gezonde levensverwachting bij de geboorte ook in deze berekeningen ruim 10 jaar.

DISCUSSIE

De hier uitgevoerde berekening is vooral indicatief: de berekening is gebaseerd op een aantal aannamen. Hieronder bespreken we kort wat de gevolgen van deze aannamen voor de resultaten van de berekening zijn. Daarna vergelijken we onze resultaten met soortgelijke berekeningen uit de literatuur. Tot slot zullen we ingaan op de vraag in hoeverre dergelijke resultaten ook voor vrouwen te verwachten zijn.

Gevolgen van gemaakte aannamen

De belangrijkste aannamen worden gemaakt ten aanzien van de sterfte. In de paragraaf methoden is al betoogd, dat de gebruikte aannamen waarschijnlijk leiden tot een overschatting van de sterfte-verschillen tussen SES-groepen voor ouderen, terwijl het effect op kinderleeftijd niet goed is in te schatten. Voor de levensverwachting bij de geboorte, die gebaseerd is op gegevens van alle leeftijden, zal het onderschattingseffect op oudere leeftijd waarschijnlijk overwegen, omdat de sterfte op jonge leeftijd laag is en daarom verschillen slechts een kleine invloed kunnen hebben op de levensverwachting. De levensverwachting op 65-jarige leeftijd is alleen gebaseerd op de sterfecijfers voor oudere leeftijden, en dus geldt dat het hier berekende verschil in levensverwachting zeer waarschijnlijk iets te hoog is.

Aan de andere kant komen de hier gevonden verschillen in levensverwachting, zowel bij de geboorte als op 65-jarige leeftijd, opvallend goed overeen met die uit de Amsterdams buurtonderzoeken¹⁷, ondanks de verschillende manier waarop SES wordt gedefinieerd. Daarom menen wij dat de hier gepresenteerde resultaten de werkelijkheid in grote lijnen toch juist weergeven.

De aannamen over sterfte hebben vooral invloed op de verschillen in totale levensverwachting. De berekeningen waarbij sterfteverschillen werden beperkt tot de leeftijdsgroep 18 tot 50 jaar laten zien dat een dergelijk aanname weliswaar het verschil in totale levensverwachting tussen SES-groepen grotendeels laat verdwijnen, maar dat het verschil in gezonde levensverwachting nog steeds zeer groot blijft, namelijk ruim 10 jaar. De verschillen in gezonde levensverwachting hangen daarnaast echter ook af van de aannamen over de prevalentie van gezondheid.

Een gemaakte aanname over de prevalentie van ongezondheid die duidelijk niet reëel is, is de aanname dat de prevalentie van verblijf in instellingen niet afhankelijk is van SES. Beschikbare gegevens wijzen er immers op dat bij ouderen (die de grootste bijdragen aan het verblijf in instellingen leveren) deze prevalentie hoger is bij ouderen met een lagere SES.^{15,16} Dit betekent dat onze berekening

het aantal verwachte jaren in instellingen in de lage SES-groep onderschat, en in de hoge SES-groep overschat.

Van de overige aannamen (over de SES-verschillen bij kinderen onder de 16; het verwaarlozen van de verschuivende betekenis van opleiding als SES-indicator tussen leeftijdsgroepen) is niet goed na te gaan of zij zullen leiden tot een over- dan wel een onderschatting van de verschillen tussen SES-groepen. Grote effecten van deze aanname op de resultaten van de berekening verwachten wij echter niet.

Samenvattend kan worden gezegd, dat de gevonden verschillen tussen sociaal-economische klassen aanzienlijk blijken te zijn. De berekeningen zijn echter indicatief, omdat zij moesten worden gebaseerd op een groot aantal aannamen. Een berekening die op minder aannamen is gebaseerd, is pas uitvoerbaar wanneer nadere gegevens over sterfte en institutionalisering naar sociale klasse beschikbaar zijn. Momenteel wordt door de Erasmus Universiteit een onderzoek uitgevoerd dat op termijn betere gegevens over sterfte zal opleveren. Ons zijn echter nog geen concrete plannen bekend om te voorzien in de lacune met betrekking tot de geïnstitutionaliseerde bevolking. Meer gedetailleerde en recente informatie over de geïnstitutionaliseerde bevolking is een wens die niet alleen hier, maar ook in het algemeen bij gebruikers van gegevens van de Gezondheidsenquête naar voren komt.

Vooralsnog geeft de hier gepresenteerde berekening echter een beeld van de orde van grootte van de verschillen. Het is immers niet te verwachten dat wij dit verschil sterk hebben overschat.

Vergelijking met andere onderzoek

In Engeland, waar meer gegevens voorhanden zijn over SES-verschillen in sterfte, is de gezonde levensverwachting naar SES berekend door Bebbington.¹⁸ Hij gebruikte twee verschillende gegevensbronnen voor de prevalentie van gezondheid: Als eerste de afwezigheid van een beperking waardoor men in zijn bezigheden wordt belemmerd, gebaseerd op twee algemene vragen in een Gezondheidsenquête. Als tweede het afwezig zijn van een functionele beperking, gebaseerd op een reeks vragen uit een gehandicaptenonderzoek. Net zoals in onze berekeningen werden SES-verschillen in de prevalentie van institutionalisering verwaarloosd.

Voor 20 tot 29 jarigen vond Bebbington een verschil in levensverwachting tussen hoge SES (professionals, managers en werkgevers) en lage SES (ongeschoolde en laaggeschoolde arbeiders) van 5 jaar. Voor de gezonde levensverwachting vond hij een verschil van 9 jaar, wanneer hij zich baseerde op de gegevens uit de gezondheidsenquête en van 7 jaar, wanneer hij zich baseerde op de gehandicapte enquête. In onze berekening is het verschil in totale levensverwachting op 25-jarige leeftijd ruim 4 jaar en in gezonde levensverwachting ruim 10 jaar. Dat wij een iets groter verschil in gezonde levensverwachting vinden, kan komen doordat onze gezonde levensverwachting is gebaseerd op ervaren gezondheid in plaats van op afwezigheid van beperkingen. Ondanks dit verschil en ondanks het gebruik van een andere indicator voor SES, zijn de verschillen tussen SES-groepen van dezelfde orde van grootte. Voor 60-69 jarigen vond hij een verschil in levensver-

wachting van 3 jaar, en in gezonde levensverwachting van 4 respectievelijk 3 jaar. Net als in onze berekening is het verschil in gezonde levensverwachting op deze leeftijd ongeveer even groot als het verschil in totale levensverwachting.

In de USA berekenden Guralnik et al.¹⁹ verschillen in gezonde levensverwachting op 65-jarige leeftijd voor de bevolking van een aantal regio's in North Carolina. Zij berekenden deze voor personen met meer dan 12 jaar onderwijs (ongeveer onze hoge SES-groep) en minder dan 12 jaar onderwijs (onze midden en lage SES-groepen). Zij baseerden de gezonde levensverwachting op gegevens over de afwezigheid van beperkingen bij dagelijkse levensverrichtingen. Zij gebruikten niet de Sullivan-methode, maar de zogenaamde multistate methode. Hierbij worden de berekeningen niet gebaseerd op prevalenties van ongezondheid, maar op frequenties van overgangen van gezond naar ongezond en vice versa. Voor blanke mannen vinden zij een verschil in levensverwachting van 2,5 jaar en van gezonde levensverwachting van 2,4 jaar. Ook hier is het verschil in gezonde levensverwachting ongeveer even groot als dat in totale levensverwachting. In Nieuw Zeeland berekende Graham en Davis²⁰ een partiële (gezonde) levensverwachting voor mannen tussen 15 en 64 jaar oud. Zij vonden tussen de hoogste en laagste SES groep een verschil van 2 jaar in levensverwachting en ruim 4 jaar in gezonde levensverwachting. In Canada vonden Wilkins en Adams²¹ een verschil in levensverwachting bij de geboorte van 6 jaar tussen de 20% mannen met het hoogste en de 20% met het laagste inkomen. Voor de gezonde levensverwachting was dit ruim 14 jaar.

In Nederland berekenden Van den Bos en Van der Maas¹⁷ een partiële gezonde levensverwachting voor Amsterdammers in de leeftijd tussen 55 en 79 jaar. Zij gebruikten sterftecijfers gebaseerd op het Amsterdams buurt-onderzoek en prevalenties van ongezondheid uit een eigen onderzoek bij 55-79 jarige Amsterdammers. Zij berekenden de gezonde levensverwachting tweemaal; eenmaal waarbij gezond inhield: afwezigheid van chronische aandoeningen, en eenmaal waarbij dat inhield: afwezigheid van lichamelijke beperkingen. Op 65-jarige leeftijd konden mannen met een hoge SES verwachten dat zij van de levensjaren tussen de 65 en 79 jaar 74% zouden doorbrengen zonder een chronische aandoening en 26% zonder een functionele beperking. Voor mannen uit de lage SES groep was dit resp. 69% en 13%. Omdat deze cijfers betrekking hebben op partiële levensverwachtingen en op een ander aspect van gezondheid, zijn ze moeilijk vergelijkbaar met onze resultaten.

Verwachtingen voor vrouwen

De berekening is alleen uitgevoerd voor mannen. In hoeverre zijn soortgelijke resultaten nu ook te verwachten voor vrouwen? Sociaal-economische verschillen in ziekte en sterfte worden in de literatuur voor zowel mannen als voor vrouwen beschreven. In de buitenlandse literatuur is het verband tussen sterfte en sociale klasse meestal iets zwakker voor mannen dan voor vrouwen.^{12,14,21} Deels zou dit te wijten kunnen zijn aan moeilijkheden bij het vaststellen van de sociale klasse van vrouwen. Ook in een buurt onderzoek in Rotterdam²² wordt een iets zwakker

verband tussen SES en sterfte gevonden voor vrouwen in vergelijking met mannen. Dit betekent dat het verschil tussen SES-groepen in de totale levensverwachting bij vrouwen ook duidelijk aanwezig zal zijn, zij het dat het verschil mogelijk iets kleiner is dan bij mannen.

Gegevens uit de CBS-gezondheidsenquête laten zien dat de ervaren gezondheid ook bij vrouwen een duidelijke gradiënt met opleiding vertoont. Op jongere leeftijd is deze gradiënt sterker dan die bij mannen, terwijl deze op middelbare leeftijd bij mannen sterker is. Op oudere leeftijd is de gradiënt voor mannen en vrouwen ongeveer gelijk. Wanneer de berekening ook voor vrouwen uitgevoerd zouden worden, is daarom de verwachting dat ook bij vrouwen een aanzienlijk verschil in gezonde levensverwachting tussen SES-groepen zal worden gevonden.

In de literatuur worden voor vrouwen zowel een groter verschil tussen SES-groepen in gezonde levensverwachting¹⁹ als een kleiner verschil^{17,21} gevonden.

CONCLUSIES

Ondanks de hierboven geschetste kanttekeningen geven deze berekeningen een beeld van de orde van grootte van het verschil in gezonde levensverwachting tussen verschillende sociale klassen. Met de beschikbare gegevens kon de berekening alleen voor mannen kon worden uitgevoerd. Er zijn echter geen overtuigende redenen om aan te nemen dat de resultaten voor vrouwen veel gunstiger zouden zijn.

Het verschil tussen SES-groepen is indrukwekkend en illustreert waarom de beleidsmatige aandacht voor deze verschillen van de laatste jaren terecht is. Daarnaast laten de resultaten zien, dat het feit dat de sterfte hoger is in lagere sociaal-economische klassen, niet betekent dat personen met een lagere SES minder jaren doorbrengen in ongezondheid. Integendeel, het aantal jaren in ongezondheid is zelfs aanzienlijk hoger. Dat betekent dat zij ook een groter beroep zullen doen op zorgvoorzieningen. Over de oorzaken van deze verschillen en daarmee over de mogelijkheden om deze verschillen te verkleinen, bestaat helaas nog steeds onvoldoende duidelijkheid. Onderzoek naar de oorzaken van deze verschillen en mogelijkheden tot verbetering is daarom nog steeds hard nodig.

ABSTRACT

Socio-economic differences in Health Expectancy

As a contribution to the Dutch 'National Public Health Status and Forecast' document, the impact of the existing socio-economic differences in morbidity and mortality on Health Expectancy is estimated. Estimated Life Expectancy (number of years both in good and bad health) at birth differs approximately five years between the groups with the highest and lowest socio-economic status (SES). The difference of Health Expectancy at birth between the groups with the highest and lowest SES, however, is about twice as many years. At the age of 65 the difference in both Life Expectancy and Health Expectancy are approximately 3 years. The calculations are based on several assumptions, not all of them equally probable. These assumptions and their consequences are discussed in detail. Nevertheless, in our opinion the results of the calculations do reflect the

order of magnitude of the socio-economic differences in Health Expectancy and these differences seem to be substantial.

Key words: health expectancy, socio-economic differences in health

LITERATUUR

- 1 Mackenbach JP, Maas PJ van der. Sociale ongelijkheid en verschillen in gezondheid: een overzicht van de belangrijkste onderzoeksbevindingen. In: Wetenschappelijke Raad voor het Regeringsbeleid. De ongelijke verdeling van gezondheid: verslag van een conferentie gehouden op 16-17 maart 1987. Voorstudies en Achtergronden V58. 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij, 1987:59-93.
- 2 Ooyendijk WTM, Brekel E van den, Stompedissel I, Ginneken JKS van, Schaapveld K. Sociaal-economische status, gezondheid en medische consumptie. Den Haag: SDU, 1991.
- 3 Rijksinstituut voor Volksgezondheid en Milieuhygiëne RIVM. Volksgezondheid Toekomst Verkenning: de gezondheidstoestand van de Nederlandse bevolking in de periode 1950-2010 [Ruwaard D, Kramers PGN, eindredactie]. Den Haag: SDU, 1993.
- 4 Ginneken JKS van, Dissevelt AG, Water HPA van de. Gezonde levensverwachting in Nederland in 1981-1985. Tijdschr Soc Gezondheidsz 1991;69:339-44.
- 5 Ginneken JKS van, Bannenberg AFI, Disselvelt AG. Gezondheidsverlies ten gevolge van een aantal belangrijke ziektecategorieën in 1981-1985: methodologische aspecten en resultaten. Leiden: NIPG-TNO, 1989. Publ.nr 89.064.
- 6 Boshuizen HC, Perenboom RJM, Water HPA van de. Trends in Gezonde Levensverwachting in Nederland 1981-1990, deel I: resultaten. Leiden: NIPG-TNO, 1992. Publ. nr 92.098.
- 7 Perenboom RJM, Boshuizen HC, Water HPA van de. Trends in Gezonde Levensverwachting in Nederland 1981-1990, deel II: methodische aspecten. Leiden: NIPG-TNO, 1992. Publ. nr 92.099.
- 8 Doornbos G, Kromhout D. Educational level and mortality in a 32-year follow-up study of 18-year-old men in the Netherlands. Int J Epidemiol 1990;19:374-9.
- 9 Maas PJ van der, Habbema JDF, Bos GAM van den, Picavet HSJ, Schrader PC, Oosterbaan JW, Keulen J van. Vergelijkend buurtonderzoek Amsterdam II naar sterfte en ziekenhuisopnamen, 1977-1983. Amsterdam: Instituut voor Sociale Geneeskunde, Universiteit van Amsterdam, 1988.
- 10 Lau-IJzerman A, Habbema JDF, Maas PJ van der, e.a. Vergelijkend buurtonderzoek naar sterfte, ziekenhuisopname en langdurige arbeidsongeschiktheid in Amsterdam. Eindrapport. Amsterdam: GG&GD Amsterdam, 1980.
- 11 Mackenbach JP. Socioeconomic health differences in the Netherlands: a review of recent empirical findings. In: Mackenbach JP, ed. Socio-economic health differences. Proceedings of a symposium held on February 1th, 1991 in Rotterdam, the Netherlands. Rijswijk: Ministerie van WVC, 1991:15-40.
- 12 Townsend P, Davidson N, Whitehead M. Inequalities in health. The Black Report and the Health Divide. London: Penguin Books, 1990.
- 13 Spruit IP, Kromhout D, Duijkers TJ. Sociaal-economische status: sterfte en de rol van gedrag - een studie naar beroepsklasse, roken en sterfte in Zutphen. In: Wetenschappelijke Raad voor het Regeringsbeleid. De ongelijke verdeling van gezondheid: verslag van een conferentie gehouden op 16-17 maart 1987. Voorstudies en Achtergronden V58. 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij, 1987:97-111.
- 14 Valkonen T, Martelin T, Rimpelä A, et al. Socio-economic mortality differences in Finland 1981-90. Helsinki: Statistics Finland, 1993.
- 15 Bos GAM van den. Zorgen van en voor chronisch zieken [proefschrift Universiteit van Amsterdam]. Utrecht/Antwerpen, Bohn, Scheltema & Holkema, 1989.
- 16 Timmermans JM, Boer A de. Rapportage ouderen. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1992.
- 17 Bos T van den, Maas PJ van der. Social inequalities in the basic components of health expectancy: chronic morbidity, disability and mortality. In: Robine J-M, Mathers CD, Bone MR, Romieu I, ed. Calculation of health expectancies: harmonization, consensus achieved and future perspectives. Paris: Colloque INSERM/ John Libbey Eurotext Ltd 1993, vol 226:193-201.
- 18 Bebbington AC. Regional and social variations in disability-free life expectancy in Great Britain. In: Robine J-M, Mathers CD, Bone MR, Romieu I, eds. Calculation of health expectancies: harmonization, consensus achieved and future perspectives. Paris: Colloque INSERM/ John Libbey Eurotext Ltd 1993, vol 226:175-91.
- 19 Guralnik JM, Land KC, Blazer D, et al. Educational status and active life expectancy among older blacks and whites. N Engl J Med 1993;329:110-6.
- 20 Graham P, Davis P. Life expectancy free of disability: a composite measure of population health status. Comm Health Studies 1990;14(2):139-45.
- 21 Wilkins R, Adams OB. Health expectancy in Canada, late 1970s: demographic, regional and social dimensions. Am J Public Health 1983;73:1073-80.
- 22 Oers JAM van, Teeuwen JHM. Sterfte en sociaal-economische status in Rotterdam. In: Mackenbach JP, ed. Sociaal-economische gezondheidsverschillen onderzocht, deel II. 's-Gravenhage: Ministerie van WVC, 1990.

CORRESPONDENTIEADRES

Dr H.C. Boshuizen, TNO Preventie en Gezondheid, Afdeling Collectieve Preventie, Postbus 124, 2300 AC Leiden, tel. 071-181753

Voor publicatie aanvaard op 7 maart 1994