

# Verschuiving van de ervaren gezondheid van 55-64-jarigen tussen 1992/'93 en 2002/'03. Verklarende factoren

K. van de Kamp<sup>a</sup>, A.W. Braam<sup>a</sup>, D.J.H. Deeg<sup>a</sup>

## **Shift in the self-perceived health of 55-64-year olds between 1992 and 2002**

*Objective:* Self-perceived health describes how a person perceives his or her own health. It is a widely used measure of health status. The aim of this study is to investigate the stability of self-perceived health between 1992/'93 and 2002/'03 of men and women aged 55-64 and to what extent a possible shift can be explained by demographic factors, lifestyle factors and objective health. *Methods:* Data of two age-, sex- and region-stratified samples are used from the Longitudinal Aging Study Amsterdam (LASA), an ongoing cohort study in a population-based sample of older persons in the Netherlands. Self-perceived health is defined by the answer to the following question: How would you rate your health in general? with possible answers: 1 = excellent, 2 = good, 3 = fair, 4 = sometimes good/sometimes poor and 5 = poor. In the analyses, answers 4 and 5 are combined because of the small number of answers in the category 'poor'. The difference in self-perceived health between the two cohorts is tested using the  $\chi^2$ -test. Multinomial regression analyses are used to examine which cohort and/or period factors are responsible for the cohort difference. *Results:* The youngest cohort rated more excellent and poor health than the oldest, and less good and fair health. The youngest cohort had a higher prevalence of chronic illness, functional limitation and depressive symptoms, which negatively affected self-perceived health. The cohort and period factors do not significantly contribute to the explanation of the cohort difference. *Conclusion:* There is a small shift in self-perceived health over time. In comparison with the oldest cohort the self-perceived health of the youngest improved, taken the deteriorated objective health of the youngest cohort into account.

Key words: self-perceived health, cohort difference

Tijdschr Gerontol Geriatr 2008; 39: 182-192

## Samenvatting

Doel van dit onderzoek is na te gaan of er een verschil bestaat in ervaren gezondheid van 55-64-jarigen tussen 1992/'93 en 2002/'03 en in hoeverre het verschil is toe te schrijven aan demografische factoren, leefstijlfactoren en objectieve gezondheid. Er is gebruik gemaakt van data van de Longitudinal Aging Study Amsterdam (LASA). Het onderzoek omvat twee aselekt getrokken steekproeven in 1992/'93 (oudste cohort) en 2002/'03 (jongste cohort), gestratificeerd naar sekse, leeftijd en verwachte sterfte na 5 jaar. Beschrijvende analyses wijzen uit dat het percentage respondenten dat de gezondheid als 'zeer goed' en als 'slecht' ervaart in het jongste cohort hoger is dan in het oudste cohort. Het percentage dat de gezondheid als 'goed' en als 'gaat wel' ervaart is lager. Multinomiale regressieanalyses wijzen uit dat met name de slechtere objectieve gezondheid in het jongste cohort de oorzaak is van de toename in de als slecht ervaren gezondheid. De cohort- en periodefactoren zoals opleidingsniveau, het hebben van een betaalde baan en leefstijlfactoren verklaren de verschuiving in ervaren gezondheid tussen de cohorten nauwelijks. Geconcludeerd kan worden dat er een kleine verschuiving is in de ervaren gezondheid. Gegeven de slechtere objectieve gezondheidstoestand van het jongste cohort is de ervaren gezondheid verbeterd.

Trefwoorden: ervaren gezondheid; cohortverschil; objectieve gezondheid; 55-64-jarigen

## Inleiding

Ervaren gezondheid, ook wel subjectieve gezondheid genoemd, geeft het oordeel weer over de eigen gezondheid. Ervaren gezondheid is een samenvattende maat van alle gezondheidsaspecten die relevant zijn voor de persoon in kwestie.<sup>1</sup> De maat ervaren gezondheid wordt wereldwijd gebruikt als een indicator voor gezondheid vanwege het gemak in gebruik en de betrouwbaarheid.<sup>2,3</sup> Uit verschillende cross-sectionele onderzoeken naar trends blijkt dat ervaren gezondheid verandert over de tijd.<sup>4-6</sup> De

onderzoeken geven echter geen eenduidig beeld wat betreft de richting van die verandering. Dit onderzoek probeert meer duidelijkheid te scheppen in het effect van tijd op ervaren gezondheid in Nederland.

Onderzoekers hebben in longitudinale en cross-sectionele onderzoeken de relatie onderzocht tussen ervaren gezondheid en gezondheidsaspecten die hierop van invloed kunnen zijn. Factoren die samenhangen met ervaren gezondheid zijn: het hebben van chronische ziekten,<sup>7</sup> leefstijlfactoren zoals lichamelijke activiteit, Quetelet Index en rookgedrag,<sup>8</sup> functioneren in ADL,<sup>9</sup> fysieke fitheid en fysieke self-efficacy,<sup>10,11</sup> hemoglobine en witte bloedlichaampjes.<sup>12</sup> Niet alleen lichamelijke, maar ook geestelijke gezondheid bepaalt de ervaren gezondheid, zoals stress<sup>13</sup> en depressieve symptomen.<sup>14</sup> Veranderingen in deze gezondheidsaspecten over de tijd kunnen een verschuiving in de ervaren gezondheid veroorzaken. De verschuiving kan eveneens worden veroorzaakt door factoren die verschillen per geboortecohort, zogenaamde cohortfactoren, en invloeden die een rol spelen in de periode waarin de ervaren gezondheid wordt gemeten, zogenaamde periodefactoren.<sup>5,6,9</sup>

Cohortfactoren worden grotendeels in de jeugd en jongvolwassen leeftijd bepaald. Daarnaast kan een cohortfactor ook bestaan uit een gebeurtenis die een cohort als geheel op latere leeftijd meemaakt. De volgende cohortfactoren hebben invloed op de ervaren gezondheid: opleidingsniveau, inkomensniveau en religie. Laagopgeleiden hebben een slechtere ervaren gezondheid dan hoogopgeleiden.<sup>8,15-17</sup> Mensen met een laag inkomen hebben een grotere kans op een als slecht ervaren gezondheid.<sup>15,16,18</sup> Er is een positieve relatie tussen religiositeit en ervaren gezondheid.<sup>19-21</sup> Het is bekend dat het opleidingsniveau van de Nederlandse bevolking stijgt met de jaren.<sup>22</sup> De gevolgde opleiding is van invloed op de hoogte van het inkomen;<sup>23,24</sup> jongere cohorten zullen daarom een hoger inkomen hebben in vergelijking met oudere cohorten. Wat betreft religie is de ontkerkelijking in de afgelopen decennia een belangrijke ontwikkeling in de Nederlandse samenleving.<sup>25</sup>

Voor periodefactoren geldt de aanname dat het effect speelt in de periode van metingen ten behoeve van het onderzoek. Overigens neemt dit niet weg dat sommige periodefactoren in nauwe relatie staan tot cohortfactoren. Mogelijke periodefactoren zijn arbeidsparticipatie, het volgen van een opleiding op latere leeftijd en leefstijlfactoren; deze factoren staan onder invloed van maatschappelijke invloeden. De laatste jaren is er een toename te zien in de arbeidsparticipatie in alle leeftijdscategorieën, zowel onder mannen als vrouwen.<sup>24</sup> Het effect van deze toename op ervaren gezondheid is niet eenduidig. Een toename in arbeidsparticipatie kan leiden tot een toename in inkomen, wat positief gerelateerd is aan ervaren gezondheid.<sup>15</sup> Aan de

<sup>a</sup> EMGO Instituut, VU medisch centrum, Amsterdam  
Correspondentie: drs. Karline van de Kamp, VU medisch centrum, EMGO-instituut, LASA. Van der Boechorststraat 7, 1081 BT Amsterdam. T: 020-4449329.  
E: k.vandekamp@vumc.nl

andere kant kan werk een negatieve invloed hebben op de ervaren gezondheid: stress, onzekerheid in werk of weinig controle op werk is gerelateerd aan een als slecht ervaren gezondheid.<sup>26-28</sup> Niet alleen is de arbeidsdeelname de laatste jaren gestegen, ook de deelname aan opleidingen op latere leeftijd is toegenomen.<sup>24</sup> De invloed hiervan op de ervaren gezondheid is niet bekend. Wanneer wordt aangenomen dat verhoogde kennis leidt tot verbetering in werk en zelfwaardering, kan een positieve invloed op de ervaren gezondheid niet worden uitgesloten. Wat betreft leefstijlfactoren blijkt uit een onderzoek van Benyamini en collega's dat respondenten bij het waarderen van de gezondheid factoren als roken, drinken, lichamelijke activiteit en gewicht meewegen.<sup>29</sup> Uit eerder onderzoek met gegevens van LASA blijkt dat de leefstijl van 55-64-jarigen minder gezond is geworden.<sup>30</sup>

Ervaren gezondheid is sterk gerelateerd aan objectieve gezondheid.<sup>7</sup> Objectieve gezondheid kan als periodefactor en als cohortfactor worden beschouwd. De laatste jaren is het aantal chronische ziekten onder ouderen in Nederland gestegen.<sup>24</sup> Deze stijging wordt mede veroorzaakt door verbeterde opsporing, herkenning en diagnostiek door de huisarts, door verbeterde behandelmethoden en toegenomen kennis en hulpzoekgedrag van de bevolking, wat objectieve gezondheid als periodefactor classificeert. De verandering in objectieve gezondheid kan echter ook worden veroorzaakt door factoren die verschillen tussen cohorten bij geboorte en ontwikkeling,<sup>5</sup> wat objectieve gezondheid een cohortfactor maakt.

In dit onderzoek wordt de verschuiving in ervaren gezondheid bepaald in de periode 1992/'93 en 2002/'03 voor 55-64-jarigen. Deze leeftijdsgroep is interessant om te onderzoeken, aangezien zij de ouderen van de toekomst zijn en daarnaast invloeden zoals arbeidsparticipatie mogelijk een rol spelen. Er wordt onderzocht welke cohort- en/of periodefactoren verantwoordelijk zijn voor de eventuele verandering in ervaren gezondheid. De richting van de verschuiving is niet duidelijk te voorspellen, aangezien de verschillende cohort- en periodefactoren tegengestelde invloed kunnen hebben op de ervaren gezondheid.

## Methode

Er is gebruikt gemaakt van gegevens van de 'Longitudinal Aging Study Amsterdam', een multidisciplinair onderzoek naar het fysiek, cognitief, emotioneel en sociaal functioneren van ouderen. Het onderzoek omvat twee uit de gemeentelijke bevolkingsregisters aselect getrokken steekproeven in 1992/'93 en 2002/'03. Bij de samenstelling van de oorspronkelijke groepen is gestratificeerd naar sekse, leeftijd en naar verwachte sterfte na vijf jaar, zodat de verdeling van mannen vrouwen in alle leeftijdsgroepen na ver-

loop van tijd ongeveer gelijk zou zijn. De respondenten woonden in 11 gemeenten in het westen, noordoosten en zuiden van Nederland.

In 1992/'93 heeft bij 3107 personen in de leeftijd van 55 tot 85 jaar de eerste waarnemingsronde plaatsgevonden. De response bij de 55-64-jarigen was 62% en vergelijkbaar voor mannen en vrouwen. In 2002/'03 is een nieuwe steekproef getrokken van 55-64-jarigen. De response was nu 57%. Van de waarneming in 1992/'93 zijn gegevens beschikbaar van 966 respondenten tussen de 55 en 64 jaar oud (geboortejaren 1928-1937, 'oudste cohort'), van de meting in 2002/'03 zijn gegevens beschikbaar van 1002 55-64-jarigen (geboortejaren 1938-1947, 'jongste cohort'). Door ontbrekende waarden op de variabele ervaren gezondheid zijn de gegevens van respectievelijk 963 en 999 respondenten gebruikt.

## Meetinstrumenten

### *Afhankelijke variabele: ervaren gezondheid*

De vraag naar ervaren gezondheid luidde: 'Hoe is over het algemeen uw gezondheidstoestand?' met als antwoordcategorieën: 1 = zeer goed, 2 = goed, 3 = gaat wel, 4 = soms goed, soms slecht, 5 = slecht. De antwoorden 4 en 5 zijn bij de analyses samengevoegd tot categorie 'slecht', vanwege het geringe aantal (N=41) in de laatste categorie.

### *Onafhankelijke variabelen*

*Demografische variabelen* zijn geslacht, leeftijd, inkomen, arbeidsparticipatie, het deelnemen aan een cursus, kerkklimaatschap en opleidingsniveau. Als indicator van inkomen is het netto huishoudinkomen per maand gebruikt; hierbij is rekening gehouden met inflatie. Bij respondenten die samenleven met een partner is er een correctie toegepast van 0,7, teneinde een vergelijking tussen samenwonende en alleenstaande respondenten mogelijk te maken. Arbeidsparticipatie is omschreven als het hebben van een betaalde baan (ja/nee). Respondenten zijn daarnaast ingedeeld op basis van het wel of niet volgen van een cursus, momenteel of tijdens de afgelopen zes maanden. Het opleidingsniveau is ingedeeld in drie categorieën: laag (al dan niet volttooide lagere school), midden (lager en middelbaar beroepsonderwijs en algemene middelbare school) en hoog (hoger beroepsonderwijs en universiteit). Respondenten zijn ingedeeld op basis van kerkelijke gezindte, in vier categorieën: Rooms-katholiek, Protestants, onkerkelijk en overig.

Wat betreft *leefstijlfactoren* zijn de volgende variabelen meegenomen: rookgedrag, alcoholconsumptie, middelomtrek, Quetelet-Index (QI, gewicht (in kg) gedeeld door de lengte (in m) in het kwadraat) en lichamelijke activiteit. Wat betreft consumptie van alcohol zijn het aantal glazen per week berekend. De middelomtrek is ge-

meten halverwege de afstand tussen de onderste rib en de bekkenkam. De totale tijd die besteed werd aan lichaamsbeweging (buiten wandelen, fietsen, licht en zwaar huishoudelijk werk en maximaal twee sportactiviteiten) is berekend in minuten per dag.

*Objectieve gezondheid* is middels drie variabelen gemeten, namelijk de aanwezigheid van chronische ziekten, functionele beperkingen en depressieve symptomen. Het aantal chronische ziekten is gemeten door respondenten te vragen of zij leden aan één van de volgende ziekten: hart- en vaatziekten, beroerte, diabetes, chronische luchtwegaandoeningen (astma, chronische bronchitis of longemfyseem), kanker of reuma (bereik van chronische ziekten: 0-6). Er is een verdeling in drie groepen gemaakt: respondenten zonder chronische ziekten, met 1 ziekte en met 2 of meer ziekten. Voor het vaststellen van functionele beperkingen hebben respondenten aangegeven in hoeverre zij in staat zijn drie algemeen dagelijkse levensverrichtingen uit te voeren, namelijk traplopen, teennagels knippen en openbaar vervoer gebruiken. Voor elke activiteit heeft de respondent aangegeven of hij/zij dat 0 = zonder problemen, 1 = met moeite, 2 = alleen met hulp, of 3 = helemaal niet kan uitvoeren (bereik 0 (alle activiteiten zonder moeite) tot 9 (alle activiteiten niet mogelijk)). Er is een verdeling in twee groepen gemaakt: respondenten zonder beperkingen (score = 0) en respondenten met 1 of meer beperkingen (score > 0). De CES-D (Center for Epidemiologic Studies Depression scale) is gebruikt om de mate van depressieve stemming in de afgelopen week aan te geven, met de totaal-score variërend van 0 tot 60.<sup>31</sup> Een score van 16 of hoger wordt gehanteerd als indicator van een mogelijke klinisch depressief syndroom.

#### *Statistische analyse*

Met behulp van een  $\chi^2$ -test is bepaald of er een verandering tussen beide cohorten is opgetreden wat betreft de ervaren gezondheid. De t-test en de  $\chi^2$ -test zijn gebruikt om cohortverschillen in de verschillende cohort- en periodefactoren te onderzoeken. Hierbij is steeds gecontroleerd voor verschillen tussen de twee cohorten wat betreft sekse, leeftijd en regio met behulp van weegfactoren. Door middel van  $\chi^2$ -testen en ANOVA's is onderzocht of sekse, leeftijd en de cohort- en periodefactoren verschillen tussen de categorieën van ervaren gezondheid. Factoren die zowel verschillen per cohort als per categorie ervaren gezondheid (waarbij  $p < 0,20$  is gekozen als drempel) worden relevant beschouwd voor verdere analyses. Het is gebruikelijk om de afhankelijke variabele ervaren gezondheid te dichotomiseren. Uit onderzoek van Barger blijkt echter dat dichotomiseren leidt tot een verminderd vermogen om determinanten te detecteren.<sup>32</sup> Barger raadt daarom aan om ervaren gezondheid te analyseren met een ordinaal regressiemodel. Bij een ordinaal regressiemodel wordt één OR gegeven over alle categorieën van

ervaren gezondheid. De assumptie daarbij is dat de OR homogeen verdeeld is, hetgeen echter in dit onderzoek niet het geval. Er is daarom gekozen voor de multinomiale regressieanalyse om de vraag te beantwoorden welke factoren verantwoordelijk zijn voor de verschuiving in ervaren gezondheid. De categorie 'goed' is als referentie-categorie genomen, aangezien dit de grootste groep is. In het eerste model is het effect van cohort op ervaren gezondheid onderzocht en in het tweede model is gecontroleerd voor de drie objectieve gezondheidsvariabelen. In het derde en vierde model is naast objectieve gezondheid gecontroleerd voor respectievelijk cohort- en periodefactoren. Middels de interactieterm cohort\*sekse is bepaald of er een interactie-effect is met sekse. Bij de multinomiale regressie-analyse zijn tevens de eerder genoemde weegfactoren meegenomen.

## Resultaten

*Verschuivingen tussen de cohorten.* In tabel 1 is te zien dat het jongste cohort verschilt van het oudste cohort wat betreft ervaren gezondheid. In het jongste cohort is het percentage respondenten dat de gezondheid enerzijds als 'zeer goed' en anderzijds als 'slecht' ervaart hoger ten opzichte van het oudste cohort. Het percentage dat de gezondheid als 'goed' of 'gaat wel' ervaart is lager in het jongste cohort. De cohortfactoren opleidingsniveau en religie verschillen tussen de cohorten. Het jongste cohort heeft een hoger opleidingsniveau en het percentage dat lid is van een kerk is lager. Wat betreft de periodefactoren heeft het jongste cohort vaker een betaalde baan en een hoger percentage heeft deelgenomen aan een cursus. De gemiddelde QJ en de alcoholconsumptie zijn hoger in het jongste cohort, het aantal minuten per dag besteed aan lichamelijke activiteit is lager. Daarnaast heeft het jongste cohort meer chronische ziekten, namelijk chronische luchtwegaandoeningen, diabetes en reuma (data niet getoond), meer functionele beperkingen en een hogere score op de CES-D schaal.

<b>Tabel 1</b>		<b>Kenmerken van 55-64-jarigen naar geboortecohort*</b>					
		<i>oudste cohort</i>		<i>jongste cohort</i>		<i>t/chiz</i>	<i>P(t/chiz)</i>
		<i>1928-1937</i>		<i>1938-1947</i>			
		<i>N = 963</i>		<i>N = 999</i>			
Ervaren gezondheid:						18,2	< 0,001
- zeer goed		14		16			
- goed		53		51			
- gaat wel		22		18			
- slecht		10		15			
Cohortfactoren:							
opleidingsniveau						37,3	< 0,001
- laag		32		21			
- midden		54		57			
- hoog		14		22			
gemiddelde netto huishoudinkomen**		1538	N = 778	1561	N = 907	0,8	0,420
lid van kerk						13,0	0,005
- onkerkelijk		41		48			
- RK		30		24			
- protestant		28		26			
- overig		2		2			
Periodefactoren:							
met betaalde baan		29		14		28,8	< 0,001
percentage deelname aan cursus		22		28		10,0	0,002
gemiddelde middelomtrek (cm)		96,1	N = 847	97,1	N = 914	1,8	0,079
gemiddelde QI		26,7	N = 850	27,4	N = 916	3,7	< 0,001
wel roken		31		31		0,0	0,972
gemiddelde alcoholconsumptie (gl/week)		9,3	N = 870	11,9	N = 924	4,6	< 0,001
lichamelijke activiteit (min/dag)		194,5	N = 940	160,7	N = 949	6,1	< 0,001
Periode-/cohortfactoren:							
chronische ziekten						35,0	< 0,001
- geen ziekten		36		26			
- 1 ziekte		35		33			
- 2 of meer ziekten		29		41			
- 1 of meer functionele beperkingen		18		28		28,1	< 0,001
- hoge score CES-D		11		15		8,3	0,004

\* weergegeven in percentages, tenzij anders aangegeven

\*\* inflatiefactor van 1,30

*Covariaten en ervaren gezondheid.* In tabel 2 is te zien dat de cohortfactoren verschillen per categorie ervaren gezondheid: respondenten die een hogere opleiding of een hoger netto huishoudinkomen hebben, hebben vaker een goede of zeer goede ervaren gezondheid. Wat betreft het lid zijn van een kerk valt op dat protestantse respondenten minder vaak de gezondheid als slecht kenmerkt. Wat betreft periodefactoren is te zien dat respondenten die een grotere middelomtrek

of hogere QI hebben, een slechtere ervaren gezondheid hebben. Respondenten die lichamelijk meer actief zijn, hebben een betere ervaren gezondheid: er is echter geen verschil in de gemiddelde activiteit tussen de categorieën 'gaat wel' en 'goed'. Wat betreft de objectieve gezondheid: hoe meer chronische ziekten, functionele beperkingen of depressieve symptomen, hoe slechter de ervaren gezondheid.

Tabel 2	Kenmerken van 55-64-jarigen per categorie ervaren gezondheid.*					t/chiz	P(t/chiz)
	ervaren gezondheid**						
	1	2	3	4			
	N = 296	N = 1024	N = 398	N = 244			
Sekse:					1,6	0,657	
- man	16	53	20	12			
- vrouw	15	51	21	13			
gemiddelde leeftijd	60	60	60	60	0,5	0,696	
<i>Cohortfactoren:</i>							
opleidingsniveau					57,4	< 0,001	
- laag	11	46	27	16			
- midden	15	54	20	12			
- hoog	23	57	14	7			
gemiddeld netto huishoudinkomen***	1693	1602	1434	1334	22,4	< 0,001	
lid van kerk					22,4	0,008	
- onkerkelijk	15	50	22	13			
- RK	15	53	18	15			
- protestant	16	56	20	8			
- overig	16	41	16	27			
<i>Periodefactoren:</i>							
betaalde baan					66,9	< 0,001	
- wel	19	59	15	7			
- geen	13	48	23	16			
deelname aan cursus					6,6	0,086	
- wel	18	54	17	12			
- geen	14	52	21	13			
gemiddelde middelomtrek (cm)	94,3	96,2	97,8	98,5	7,1	< 0,001	
gemiddelde QI	26,3	26,9	27,5	28,0	8,0	< 0,001	
rookgedrag					5,0	0,547	
- wel	14	51	22	13			
- niet	16	54	20	11			
gemiddelde alcoholconsumptie (gl/week)	10,9	11,0	9,9	9,7	1,2	0,298	

	ervaren gezondheid**				t/chiz	P(t/chiz)
	1	2	3	4		
	N = 296	N = 1024	N = 398	N = 244		
gemiddelde lichamelijke activiteit (min/dag)	198,6	179,2	181,8	145,7	8,4	< 0,001
<i>Periode-/cohortfactoren:</i>						
chronische ziekten					502,1	< 0,001
- geen ziekten	62	39	8	2		
- 1 ziekte	29	38	33	28		
- 2 of meer ziekten	9	24	59	71		
functionele beperkingen					352,6	< 0,001
- geen	18	59	16	7		
- 1 of meer	4	29	35	32		
score CES-D					207,9	< 0,001
- laag	17	56	19	9		
- hoog	4	28	31	37		

\* weergegeven in percentages, tenzij anders aangegeven

\*\* Ervaren gezondheid 1= zeer goed, 2= goed, 3=gaat wel, 4=slecht

\*\*\* inflatiefactor van 1,30

*Verklaring van cohortverschillen in ervaren gezondheid.* In tabel 3 staan de resultaten vermeld van de multinomiale regressieanalyse. Het jongste cohort wordt steeds vergeleken met het oudste cohort. De interactieterm cohort\*seks is niet significant ( $B=0,25$ ;  $p=0,278$ ); de analyses zijn daarom uitgevoerd voor mannen en vrouwen tezamen.

De resultaten uit het eerste model wijzen uit dat het jongste cohort meer kans heeft dan het oudste cohort om de gezondheid als 'slecht' ten opzichte van 'goed' te ervaren ( $OR=1,61$ ). De kans om de gezondheid als 'zeer goed' of 'gaat wel' ten opzichte van 'goed' te ervaren is (net) niet significant verschillend tussen beide cohorten.

Wanneer in het tweede model wordt gecontroleerd voor objectieve gezondheid is het aanvankelijke verschil tussen beide cohorten wat betreft 'slechte' ten opzichte van 'goede' ervaren gezondheid verdwenen. De OR wordt zelfs kleiner dan 1 ( $OR=0,82$ ). Van de drie factoren die de objectieve gezondheid bepalen, heeft het aantal chronische ziekten de grootste invloed (data niet getoond). De categorieën 'zeer goed' en 'gaat wel' ten opzichte van 'goed' zijn daarentegen wel significant verschillend. Het jongste cohort heeft een grotere kans dan het oudste cohort om de gezondheid als 'zeer goed' ten opzichte van 'goed' te ervaren ( $OR=1,48$ ) en een kleinere kans

om de gezondheid als 'gaat wel' ten opzichte van 'goed' te ervaren ( $OR=0,55$ ).

In het derde model is er naast objectieve gezondheid gecontroleerd voor de cohortfactoren die eerder significant bleken te zijn, namelijk opleidingsniveau en religie. De verandering in de OR is gering. Het verschil in de categorieën 'zeer goed' en 'gaat wel' ten opzichte van 'goed' tussen de beide cohorten wordt iets kleiner, maar blijft bestaan (respectievelijk  $OR=1,40$  en  $OR=0,58$ ). Er is geen significant verschil in ervaren gezondheid tussen de cohorten wat betreft de categorie 'slecht' ten opzichte van 'goed'; de factor opleidingsniveau doet de regressiecoëfficiënt in deze categorie echter wel met meer dan 20 procent veranderen (data niet getoond). Het verschil tussen de cohorten wordt iets kleiner ( $OR=0,86$ ).

In het vierde model is er naast objectieve gezondheid gecontroleerd voor de periodefactoren arbeidsparticipatie, het volgen van een opleiding en leefstijl. Het verschil in de categorieën 'zeer goed' en 'gaat wel' ten opzichte van 'goed' tussen de beide cohorten blijft ook nu bestaan (respectievelijk  $OR=1,47$  en  $OR=0,59$ ). Er is geen significant verschil tussen de cohorten wat betreft de categorie 'slecht' ten opzichte van 'goed'. Arbeidsparticipatie, middelomtrek, alcoholconsumptie en lichamelijke activiteit doen de regressiecoëfficiënt in deze categorie echter wel

met meer dan 20 procent veranderen (data niet getoond). Het verschil tussen de cohorten wordt kleiner na controle voor het hebben van een betaalde baan (OR=0,86), middelomtrek (OR=0,90) en alcoholconsumptie (OR=0,87). Het verschil wordt groter als er wordt gecontroleerd voor lichamelijke activiteit (OR=0,57).

De verklaarde variantie van model 1 is zeer klein ( $R^2=0,01$ ). Wanneer er wordt gecontroleerd

voor objectieve gezondheid in model 2 is de verklaarde variantie groter ( $R^2=0,38$ ). Controleren voor de periode- of cohortfactoren levert geen grotere verklaarde variantie op (respectievelijk  $R^2=0,38$  en  $R^2=0,37$ ). Het verschil tussen de respondenten behorende tot de beide cohorten levert in alle vier de modellen een significante bijdrage ( $p<0,001$ ).

**Tabel 3** Odds ratios (95% betrouwbaarheidsinterval) voor predictoren van ervaren gezondheid (N = 1962).

	<i>jongste versus oudste cohort</i>							
	<i>model 1</i>		<i>model 2</i>		<i>model 3</i>		<i>model 4</i>	
ervaren gezondheid	OR		OR	BI (95%)	OR	BI (95%)	OR	BI (95%)
- zeer goed	1,21	(0,95-1,57)	1,48	(1,13-1,94)*	1,40	(1,06-1,84)*	1,44	(1,07-1,99)*
- goed	1,00		1,00		1,00		1,00	
- gaat wel	0,83	(0,66-1,05)	0,55	(0,42-0,72)*	0,58	(0,44-0,76)*	0,61	(0,46-0,82)*
- slecht	1,61	(1,21-2,14)*	0,82	(0,59-1,15)	0,86	(0,61-1,20)	0,84	(0,58-1,23)
verklaarde variantie	0,01		0,38		0,38		0,37	
marginaal effect**	< 0,001		< 0,001		< 0,001		< 0,001	

\* OR waarden zijn significant ( $p<0,05$ )

\*\* significantie marginaal effect van cohort

## Discussie

Dit onderzoek had tot doel om een mogelijke verschuiving in de ervaren gezondheid tussen 1992/93 en 2002/03 te bepalen van 55-64-jarigen. Er blijkt een verschuiving te bestaan. De verschuiving is relatief klein en vindt met name plaats in de uitersten. Het percentage 55-64-jarigen dat de gezondheid als 'zeer goed' of als 'slecht' ervaart is hoger in het jongste cohort, het percentage dat de gezondheid als 'goed' of 'gaat wel' ervaart is lager.

Een duidelijke bevinding is dat de objectieve gezondheid de grotere kans op een als slecht ervaren gezondheid van het jongste cohort volledig verklaart. Wanneer er wordt gecontroleerd voor het hogere percentage respondenten met chronische ziekten, functionele beperkingen en depressieve symptomen in het jongste cohort verdwijnt het aanvankelijk significante cohortverschil. Van deze factoren heeft het aantal chronische ziekten de grootste invloed.

In de inleiding is aangegeven dat het niet duidelijk is of objectieve gezondheid een cohort of een periodefactor is. Er worden in het jongste cohort meer ziekten, beperkingen en depressie gerapporteerd dan in het oudste cohort, maar dit hoeft niet per se te betekenen dat de gezondheid

van het jongste cohort daadwerkelijk slechter is. Culturele veranderingen zoals verbeterde opsporing, herkenning en diagnostiek door de huisarts, verbeterde behandelmethoden en toegenomen kennis en hulpzoekgedrag van de bevolking kunnen de oorzaak zijn van het cohortverschil in objectieve gezondheid. Duidelijk is wel dat de gezondheid als slechter wordt ervaren en dat de verslechtering van de objectieve gezondheid hierbij een rol speelt.

Enkele andere onderzoeken naar cohortverschillen in ervaren gezondheid hebben eveneens een toename in de als slecht ervaren gezondheid aangetoond. Spiers en collega's gaven als mogelijke verklaring voor het cohortverschil bij mensen van 75 jaar en ouder over de periode van 1981 tot 1988, dat er binnen het recentere cohort een hogere prevalentie was van milde chronische ziekten.<sup>33</sup> In een onderzoek van Chen en collega's onder vrouwen geboren in respectievelijk 1935-1944 en 1945-1954 werd dit cohortverschil deels verklaard door ziekte en depressie.<sup>34</sup> Tevens was er een bescheiden bijdrage van sociaaldemografische status en persoonlijkheidsfactoren. Volgens Jagger en collega's in een onderzoek bij 65-69-jarigen werd de hogere prevalentie van ziekten weerspiegeld in een slechtere ervaren gezondheid.<sup>35</sup>



De overige cohort- en periodefactoren die meegenomen zijn in dit onderzoek hebben een kleine invloed op het cohortverschil. Het hogere opleidingsniveau van het jongste cohort heeft een positieve invloed op de ervaren gezondheid. Het jongste cohort besteedt minder tijd aan lichamelijke activiteit dan het oudste cohort, wat een negatieve invloed heeft op de ervaren gezondheid. Volgens onderzoek van Schuit 36 is het percentage dat voldoet aan de Nederlandse Norm voor Gezond Bewegen in de periode van 1975 tot 2000 afgenomen. Deze daling is voornamelijk veroorzaakt door minder tijdsbesteding aan huishoudelijk werk. Uit onderzoek van Visser blijkt dat ook minder tijd aan sport wordt besteed.<sup>30</sup> Het effect van de toename in het jongste cohort wat betreft QI en middelomtrek is opmerkelijk: het jongste cohort heeft minder kans op een als slecht ervaren gezondheid. Voor dit resultaat is geen voor de hand liggende verklaring aan te voeren. Het is mogelijk dat er sprake is van een toevalsbevinding. Niettemin bestaat er een zekere parallel met het onderzoek van Reuser en collega's, waarin een lagere mortaliteit bij overgewicht wordt beschreven.<sup>37</sup>

Als beperking van het huidige onderzoek kan worden aangevoerd dat de informatie over de objectieve gezondheid van respondenten verkregen is door middel van zelfrapportage. Uit een onderzoek van Kriegsman en collega's naar de overeenkomst tussen zelfrapportage en informatie van de huisarts bleek echter dat zelfrapportage van chronische ziekten redelijk accuraat is, met uitzondering van atherosclerose en artritis.<sup>38</sup> Een tweede beperking is de mogelijke storende invloed die het verschil in de response tussen de cohorten kan hebben. Het verschil is echter klein en de analyses zijn uitgevoerd met behulp van weegfactoren om te controleren voor de verschillen tussen de cohorten. Een derde beperking is dat er in dit onderzoek voor gekozen is persoonlijkheidskenmerken niet mee te nemen in de analyses. Persoonlijkheid lijkt gere-

lateerd te zijn aan ervaren gezondheid.<sup>39</sup> Misschien dat eventuele cohortverschillen in persoonlijkheidskenmerken een verklaring kunnen zijn voor de grotere kans op een als zeer goed ervaren gezondheid. Het lijkt echter niet waarschijnlijk dat deze kenmerken in tien jaar tijd voldoende sterk veranderd zullen zijn.

Uit dit onderzoek komt naar voren dat er een kleine verschuiving is in ervaren gezondheid tussen 1992 en 2002 onder 55-64-jarigen. Het hogere percentage in het jongste cohort dat de gezondheid als slecht waardeert, wordt veroorzaakt door het hogere percentage respondenten met chronische ziekten, functionele beperkingen en depressieve symptomen. Het hogere percentage in het jongste cohort dat de gezondheid als 'zeer goed' waardeert, wordt niet direct verklaard door de cohort- en periodefactoren. Een mogelijke indirecte verklaring kan zijn dat respondenten uit het jongste cohort relatief meer mensen om zich heen hebben met gezondheidsproblemen dan het oudste cohort. Wanneer zij de vergelijking met leeftijdsgenoten als norm voor ervaren gezondheid hanteren, zullen respondenten zonder gezondheidsproblemen uit het jongste cohort eerder geneigd zijn 'zeer goed' te antwoorden dan respondenten uit het oudste cohort. Een andere verklaring kan zijn dat er de laatste jaren meer en meer een positief beeld bestaat van het ouder worden. In het huidige tijdsgewricht worden maatregelen genomen om mensen langer te laten werken, hun zelfstandigheid te laten behouden en een grotere bijdrage te laten leveren aan de samenleving. Ondanks dat er een toename is in chronische ziekten, functionele beperkingen en depressieve symptomen overheerst het positieve beeld. Ervaren gezondheid wordt gebruikt als indicator voor de volksgezondheid, maar hierbij moet rekening gehouden worden met de invloed van een toenemend positieve beeldvorming (als periodefactor) op het waarderen van de ervaren gezondheid.

## Literatuur

- 1 Hoeymans N, Picavet HSJ, Tijhuis MAR. Wat is ervaren gezondheid en hoe wordt het gemeten? Nationaal Kompas Volksgezondheid, 2005, [www.nationaalkompas.nl](http://www.nationaalkompas.nl). Bilthoven: RIVM.
- 2 Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav* 1997;38:21-37.
- 3 DeSalvo KB, Bloser N, Reynolds K, He J, Muntner P. Mortality prediction with a single general self-rated health question. A meta-analysis. *J Gen Intern Med* 2005;20:267-75.
- 4 Deeg DJH, Kriegsman DMW, van Zonneveld RJ. Prevalentie van vier chronische ziekten en hun samenhang met gezondheidsbeperkingen bij ouderen in Nederland, 1956-1993. *Tijdschrift Sociale Gezondheidszorg* 1994;72:434-441.
- 5 Monden CWS, Kraaykamp G, de Graaf, ND. Trends in social inequality in self-reported health in the Netherlands; does infant mortality in year of birth as a cohort indicator matter? *Soc Sci Med* 2003;56:987-1000.
- 6 Parker MG, Thorslund M. Health trends in the elderly population: getting better and getting worse. *Gerontologist* 2007;47:150-58.
- 7 Deeg DJH. Ervaren gezondheid verschilt naar tijd en plaats. In: VU-Visie op veroudering, 1998. Amsterdam: Thele Thesis.
- 8 Molarius A, Berglund K, Eriksson C, Lambe M, Nordström E, Eriksson HG, Feldman I. Socioe-

- conomic conditions, lifestyle factors, and self-rated health among men and women in Sweden. *Eur J Public Health* 2006;17:125-33.
- 9 Hoeymans N, Feskens EJM, van den Bos GAM, Kromhout D. Age, time and cohort effects on functional status and self-rated health in elderly men. *Am J of Public Health* 1997;87:1620-25.
  - 10 Parkatti T, Deeg DJH, Bosscher RJ, Launer LLJ. Physical activity and self-rated health among 55- to 89-year-old Dutch people. *J Aging Health* 1998;10:311-326.
  - 11 Leinonen R, Heikkinen E, Jylhä. Predictors of decline in self-assessments of health among older people – a 5-year longitudinal study. *Soc Sci Med* 2001;52:1329-41.
  - 12 Jylhä M, Volpato S, Guralnik JM. Self-rated health showed a graded association with frequently used biomarkers in a large population sample. *J Clin Epidemiol* 2006;59:465-471.
  - 13 Farmer MM, Ferraro KF. Distress and perceived health: mechanisms of health decline. *J Health Soc Behav* 1997;39:298-311.
  - 14 Han B, Jylhä M. Improvement in depressive symptoms and changes in self-rated health among community-dwelling disabled older adults. *Aging and Mental Health* 2006;10: 599-605.
  - 15 Broese van Groenou MI, Deeg DJH. Sociaal-economische gezondheidsverschillen bij ouderen. *Tijdschr voor gezondheidswetenschappen* 2000;78:294-302.
  - 16 Van Lenthe FJ, Schrijvers CTM, Droomers M, Joung IMA, Louwman MJ, Mackenbach JP. Investigating explanations of socio-economic inequalities of health. *Eur Public Health Association* 2004;14:63-70.
  - 17 Bardage C, Pluijm SMF, Pedersen NL, Deeg DJH, Jylhä M, Noale M, Blumstein T, Otero A. Self-rated health among older adults: a cross-national comparison. *Eur J Ageing* 2005;2:149-158.
  - 18 Mackenbach JP, Martikainen P, Looman CWN, Dalstra JAA, Kunst AE, Lahelma E. The shape of the relationship between income and self-assessed health: an international study. *Int J Epidemiol* 2005;34:286-293.
  - 19 Ferraro KF, Albrecht-Jensen CM. Does religion influence adult health? *Journal for the scientific study of religion* 1991;30:193-202.
  - 20 Krause N, Ingersoll-Dayton B, Liang J, Sugisawa H. Religion, social support, and health among the Japanese elderly. *J Health Soc Behav* 1999;40:405-421.
  - 21 Veenstra G. Social capital, SES and health: an individual-level analysis. *Soc Sci Med* 2000;50:619-629.
  - 22 Roes T, redactie. *De sociale staat van Nederland 2005*. Den Haag: SCP, 2005.
  - 23 Martikainen P, Adda J, Ferrie JE, Smith GD, Marmot M. Effects of income and wealth on GHQ depression and poor self rated health in white collar women and men in the Whitehall II study. *J Epidemiol Community Health* 2003;57:718-23.
  - 24 Boer AH de (red). *Veranderingen in de leefsituatie en levensloop. Rapportage ouderen 2006*. Den Haag: SCP, 2006.
  - 25 Becker J, de Hart J. *Godsdienstige veranderingen in Nederland. Verschuivingen in de binding met de kerken en de christelijke traditie*. Den Haag: SCP, 2006.
  - 26 Ferrie JE, Shipley MJ, Newman K, Stansfeld SA, Marmot M. Self-reported job insecurity and health in the Whitehall II study: potential explanations of the relationship. *Soc Sci Med* 2005;60:1593-1602.
  - 27 Godin I, Kittel F, Coppieters Y, Siegrist J. A prospective study of cumulative job stress in relation to mental health. *BMC Public Health* 2005;5:67.
  - 28 Siegrist J, Wahrendorf M, von dem Knesebeck O, Jürges H, Börsch-Supan A. Quality of work, well-being, and intended early retirement of older employees – baseline results from the SHARE study. *Eur J Public Health* 2006;17:62-68.
  - 29 Benyamini Y, Leventhal EA, Leventhal H. Elderly people's ratings of the importance of health-related factors to their self-assessments of health. *Soc Sci Med* 2003;56:1661-67.
  - 30 Visser M, Pluijm SMF, van der Horst MHL, Poppelaars JL, Deeg DJH. *Leefstijl van 55-64-jarige Nederlanders in 2002/'03 minder gezond dan in 1992/'93*. *Ned Tijdschr Geneesk* 2005;149:2973-8.
  - 31 Radloff LS. The CES-D Scale: a self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement* 1977;1:385-401.
  - 32 Barger SD. Do Psychological characteristics explain socioeconomic stratification of self-rated health. *J of Health Psychology*, 2006;11:21-35.
  - 33 Spiers N, Jagger C, Clarke M. Physical function and perceived health: cohort differences and interrelationships in older people. *J Gerontology*, 1996;51B:S226-233.
  - 34 Chen H, Cohen P, Kasen S. Cohort-differences in self-rated health: evidence from a three-decade, community-based, longitudinal study of women. *Am J Epidemiol* 2007;166:439-446.
  - 35 Jagger C, Matthews RJ, Matthews FE, Spiers NA, Nickson J, Paykel ES, Huppert FA, Brayne C. Cohort differences in disease and disability in the young-old: findings from the MRC Cognitive Function and Ageing Study. *BMC Public Health* 2007;7:156.
  - 36 Schuit AJ, van Leest LATM. *Neemt het aantal mensen met voldoende lichamelijke activiteit toe of af? Nationaal Kompas Volksgezondheid 2005*, [www.nationaalkompas.nl](http://www.nationaalkompas.nl). Bilthoven: RIVM.
  - 37 Reuser M, Bonneux L, Willekens F. The burden of mortality of obesity at middle and old age is small. A life table analysis of the US health and retirement survey. *Eur J Epidemiol* 2008; jun 27. E-publicatie

38 Kriegsman DMW, Penninx BWJH, van Eijk JTM, Boeke AJP, Deeg DJH. Self-reports and General Practitioner information on the presence of chronic diseases in community dwelling elderly. *J Clin Epidemiol* 1996;49:1407-1417.

39 Goodwin R, Engstrom G. Personality and the perception of health in the general population. *Psychol Med* 2002;32:325-32.