

Sector : Conjunctuur en collectieve sector
Afdeling/Project : Zorg
Samensteller(s) : Marco Ligthart
Nummer : 186
Datum : 4 juli 2007

Determinanten van de gezondheidszorguitgaven

Een analyse op basis van paneldata

Op basis van paneldata voor OESO-landen wordt nagaan wat de invloed is van inkomen, demografie, technologie en beleid op de gezondheidsuitgaven. Daarbij wordt door middel van een onzekerheidsanalyse nagegaan hoe de toepassing van de geschatte parameters voor verschillende modellen en specificaties leidt tot verschillende ramingen van de uitgaven op middellange termijn aan gezondheidszorg in Nederland de komende jaren. De schattingsresultaten zijn beperkt gevoelig voor de gehanteerde specificatie en de periode waarover is geschat. De verschillen in specificatie leiden tot verschillen in ramingen voor de periode 2008-2011 die niet groter te zijn dan 0,2%-punt per jaar. Bij een groei van het BBP per capita van rond de 1,5% per jaar bedraagt de jaarlijkse groei van het verwachte zorgvolume tussen de 2,8% en 3,0%. Verder kan op basis van dit onderzoek worden geconcludeerd dat de inkomenselasticiteit tussen de 0,5 en 1 ligt. De afzonderlijke invloed van het aandeel 65-plussers, het beleidseffect en technologie op de ontwikkeling van de uitgaven aan de gezondheidszorg lopen per specificatie behoorlijk uiteen. De totale bijdrage van de drie factoren bedraagt minimaal 1,3%-punt en maximaal 1,6%-punt per jaar.

Inhoud

1	Inleiding	3
2	Determinanten van gezondheidsuitgaven	5
2.1	Inkomen	5
2.2	Technologie	6
2.3	Demografie	6
2.4	Institutionele vormgeving en structuurwijzigingen	7
3	Data en methoden	9
3.1	Data	9
3.2	Model	12
4	Resultaten	14
4.1	Resultaten schattingen	14
4.1.1	De invloed van het inkomen per capita	14
4.1.2	De invloed van de technologische variabele	16
4.1.3	De invloed van de demografische variabele	16
4.1.4	Institutionele vormgeving en structuurwijzigingen	17
4.2	Toepassing en verwerking schattingen (decompositie van scenario's)	17
4.2.1	Decompositie van zorgvolume	17
4.2.2	Variaties decompositie zorgvolume	18
5	Conclusies	20
	Literatuuroverzicht	22
	Bijlagen	25

1 Inleiding

Voor vrijwel alle geïndustrialiseerd landen zijn de uitgaven aan de gezondheidszorg als percentage van het bruto binnenlands product (BBP) nu een stuk hoger dan in 1960. Aangezien het niet onwaarschijnlijk is dat ook in de nabije toekomst het percentage van het nationaal inkomen dat aan gezondheidszorg wordt besteed zal toenemen, is het van belang te weten welke factoren de uitgaven aan gezondheidszorg beïnvloeden en hoe die factoren zich in de toekomst ontwikkelen.

De uitgaven aan zorg worden beïnvloed door vele factoren waaronder demografische ontwikkelingen, medische technologie, economische factoren (o.a. inkomen), institutionele factoren, overheidsbeleid en sociaal-culturele factoren. In een cross-sectie analyse van een aantal OESO-landen stelt Newhouse (1977) vast dat ruim 90% van de waargenomen verschillen in uitgaven aan gezondheidszorg kan worden verklaard door verschillen in inkomen. Ook Gerdtham en Jönsson (2000) laten zien dat inkomen in veel van de daarna uitgevoerde onderzoeken een belangrijke verklarende factor is van de uitgaven aan gezondheidszorg. Uit veel andere studies komt naar voren dat voortschrijdende medische technologie ook een belangrijke determinant van de zorguitgaven is (Weisbrod, 1991, Cutler, 1996). Jones (2002) claimt dat de toename van de zorguitgaven als percentage van het BBP in de VS voor tenminste de helft, maar waarschijnlijk driekwart of meer, wordt bepaald door de 'march of science'.

In een recent uitgebrachte studie naar de gezondheidsuitgaven op middellange termijn (Douven et al. 2006), is in kaart gebracht wat bij ongewijzigd beleid de verwachte toename van de zorguitgaven voor Nederland in totaliteit en per sector zal zijn. In die studie is door middel van een top down en een bottom up benadering de verwachte toename van de gezondheidsuitgaven in kaart gebracht. Bij de bottom up benadering worden de uitgaven per sector op basis van historische analyses en toekomstige verwachtingen van de betreffende sector ingevuld. In de top down benadering wordt op basis van regressie-analyse nagegaan wat de belangrijkste factoren zijn van de gezondheidsuitgaven voor verschillende OECD-landen. In dit memorandum wordt de top down benadering uitgewerkt. De bottom up benadering is in Douven et al (2006) beschreven.

In de top down benadering is gekozen voor schattingen van paneldatamodellen. Deze benadering, waarbij per land een tijdreeks van de uitgaven aan gezondheidszorg en de verklarende variabelen wordt gebruikt, maakt gebruik van de omstandigheid dat sommige verklarende variabelen meer variëren over verschillende landen dan in de tijd. Een ander belangrijk voordeel van deze aanpak is de mogelijkheid om tussen landen met betrekking tot de invloed van bepaalde verklarende factoren homogeniteit op te leggen of juist heterogeniteit te modelleren. Zo zijn technologische ontwikkelingen in hoge mate grensoverstijgend en worden nieuwe technieken veelal in alle geïndustrialiseerde landen ingevoerd. Dit maakt het aannemelijk dat de invloed van technologische ontwikkelingen op de zorguitgaven in

Nederland ongeveer hetzelfde zijn als in andere, met name geïndustrialiseerde, landen. Daarnaast zijn er ook verklarende factoren die het aanbrengen van heterogeniteit vereisen. Tussen OECD-landen zijn er verschillen in instituties die bovendien in de loop van de tijd soms wijzigen. Ondanks dat die verschillen tussen landen en wijzigingen op langere termijn beperkt van invloed lijken te zijn geweest op de groei van de gezondheidsuitgaven, is het door analyse op basis van paneldata mogelijk om het effect van die verschillen te kwantificeren.

Het doel van dit onderzoek is tweeledig. Ten eerste zal door middel van schattingen van paneldatamodellen worden nagegaan wat de invloed van inkomen, demografie, technologie en instituties/beleid op de gezondheidsuitgaven van Nederland is. Ten tweede wordt in een onzekerheidsanalyse nagegaan hoe de toepassing van de geschatte parameters voor verschillende specificaties leidt tot verschillende ramingen van de gezondheidsuitgaven in Nederland in de komende kabinetsperiode 2008-2011.

In hoofdstuk 2 wordt een korte beschrijving gegeven van de verklarende variabelen die in de analyse zijn opgenomen. Daarna wordt in hoofdstuk 3 aangegeven welke data zijn gebruikt. Verder worden in dat hoofdstuk de verschillende typen modellen en specificaties die zijn gebruikt, kort beschreven. In hoofdstuk 4 worden onder andere de schattingsresultaten besproken. Verder wordt aangegeven hoe de toepassing van de geschatte parameters voor verschillende specificaties leidt tot verschillen in de raming van de gezondheidsuitgaven. Ten slotte wordt afgesloten met een conclusie.

2 Determinanten van gezondheidsuitgaven

2.1 Inkomen

Naar mate het inkomen van landen stijgt, zullen zij hun bestedingen aan gezondheidszorg en andere goederen en diensten vergroten. Een van de meest terugkerende verklarende factoren van de gezondheidsuitgaven in de literatuur is dan ook inkomen. Volgens SCP (2004) blijken de internationale verschillen in gezondheidsuitgaven hoofdzakelijk samen te hangen met verschillen in gemiddeld inkomen. Ook uit overzichtsonderzoeken van Gerdtham en Jönsson (2000) en Van Elk en Mot (2007) komt naar voren dat inkomen een van de belangrijkste verklarende factoren is.

De mate waarin de bestedingen aan gezondheidszorg toenemen als gevolg van een stijging van het inkomen is niet geheel duidelijk. In een aantal eerdere onderzoeken op basis van cross-sectiemodellen (Newhouse, 1977., Leu, 1986., Gerdtham et al, 1992) wordt een inkomenselasticiteit groter dan één gevonden. Ook op basis van paneldatamodellen (Hitiris en Posnett, 1992., Roberts, 1999., Okunade en Karakus, 2001., Okunade en Murthy, 2002., Clemente et al, 2004) wordt soms een inkomenselasticiteit van groter dan één gevonden. Een mogelijke verklaring voor de gevonden hoge inkomenselasticiteiten is misspecificatie door weggelaten variabelen. In bovenstaande onderzoeken met betrekking tot paneldatamodellen is geen trend of andere proxy voor technologische ontwikkeling opgenomen. In cross-sectiemodellen is het niet mogelijk om een trend te modelleren en legt men impliciet de restrictie op dat de intercepten gelijk zijn voor alle landen. Dat kan een reden zijn voor de in cross-sectie-analyses vaak gevonden hoge inkomenselasticiteiten. Recenter onderzoek op basis van paneldata (Gerdtham et al, 1998., Christiansen et al, 2006., Dreger en Reimers, 2005., Van Elk en Mot, 2007), waarbij wel een trend of een andere proxy voor technologische ontwikkeling is opgenomen, laat over het algemeen zien dat de inkomenselasticiteit iets minder dan één bedraagt. Verder komt de inkomenselasticiteit van de reële uitgaven aan gezondheidszorg in de literatuur over het algemeen wat hoger uit indien van de oudere dataset van de OECD gebruik wordt gemaakt die betrekking heeft over de periode 1960-1997 in plaats van 1970-2003. Die verschillen in empirische resultaten kunnen een gevolg zijn van het verschil in welvaartsniveau. Als landen een lager welvaartsniveau hebben, of in een vroeger stadium van industriële ontwikkeling zitten, kunnen de uitgaven aan gezondheidszorg als percentage van het BBP van die landen lager zijn omdat de opbouw van het gezondheidssysteem nog niet gereed is. Landen waarvan de opbouw van het gezondheidssysteem nog niet voltooid is, kennen dan een hogere groei van de zorguitgaven totdat het gezondheidssysteem redelijk is voltooid. Een dergelijke groei zal dan gepaard gaan met een inkomenselasticiteit groter dan één gedurende die periode. Barros (1998) en Okunade et al (2004) vinden empirische bevestiging voor deze hypothese. In die modellen worden groeivoeten van de uitgaven aan gezondheidszorg onder andere verklaard

door de initiële uitgaven in procenten van het BBP. Ook de resultaten van Murrillo et al. (1993) wijzen in de richting van een extra groei-effect tijdens de transitie naar een moderne industriële samenleving.

2.2 Technologie

Een andere belangrijke verklarende factor is de ontwikkeling van medische technologie. Ondanks dat de technologische ontwikkeling in de gezondheidszorg niet eenvoudig is te meten, is de bijdrage van de technologische ontwikkeling zoals al in de inleiding is aangegeven waarschijnlijk groot.

Nieuwe medische technologie komt op veel manieren tot stand. Zo worden nieuwe medicijnen ontwikkeld door de farmaceutische industrie. Hiermee kunnen nieuwe of bestaande ziektegevallen beter worden behandeld. Daarnaast komt medisch-technologische vooruitgang tot stand door fundamenteel onderzoek, zoals in universiteitsziekenhuizen en overheidsinstituten. Tot slot wordt ook vooruitgang geboekt door artsen en verplegend personeel die behandelmethoden verder ontwikkelen en verfijnen.

Medisch-technologische vooruitgang vergroot het aantal behandelbare ziektegevallen omdat voor sommige ziektegevallen eenvoudigweg de techniek nog niet voorhanden is of omdat het de complicaties van een behandeling bij een bepaald ziektebeeld vermindert. Verder zijn nieuwe behandelmethoden niet altijd volledige substituten voor bestaande methoden. Hierdoor stijgt het aantal diagnostische en therapeutische verrichtingen per ziektegeval waardoor de kosten toenemen (Polder, 1997).

Medisch-technologische vooruitgang leidt dan ook vaak niet alleen tot een toename van de kwaliteit van zorg maar ook van de uitgaven aan zorg. Toch kunnen technologische ontwikkelingen ook uitgavenverlagend uitpakken. Technologische ontwikkelingen kunnen leiden tot productiviteitsverbetering. Met een gelijke hoeveelheid inputs wordt een hoger outputniveau bereikt, waardoor het eindproduct goedkoper wordt. Wel lijkt het erop dat de technologische ontwikkelingen in de gezondheidszorgsector per saldo de uitgaven aan zorg verhogen (Cutler, 1996). Dit vermoeden wordt onderstreept door onderzoeken als van bijvoorbeeld McClellan en Noguchi (1998), waarin voor afzonderlijke behandelmethoden overwegend kostenopdrijvende effecten worden gevonden.

2.3 Demografie

Aangezien de zorguitgaven per capita sterk samenhangen met de leeftijd, ligt het voor de hand dat de demografische samenstelling van de bevolking een verklarende factor van de gezondheidsuitgaven is. Met uitzondering van pasgeborenen, doen oudere mensen gemiddeld

genomen een groter beroep op de gezondheidszorg dan jongere leeftijdsgroepen. Bovendien nemen de uitgaven binnen de groep 65-plussers extra sterk toe met de leeftijd.

Gerdtham en Jönsson (2000) komen tot de conclusie dat over het algemeen vergrijzing geen effect heeft op de zorguitgaven. Recenter onderzoek van Okunade et al (2004), Christiansen et al (2006) en van Van Elk en Mot (2007) laat zien dat demografische samenstelling wel een invloed heeft op de zorguitgaven.

Uit een OECD-studie (1995) is gebleken dat de 65-plussers gemiddeld vier keer meer zorg consumeren dan anderen, en dat ongeveer een-vijfde van alle uitgaven aan zorg worden gedaan voor patiënten in hun laatste levensjaar. Uit onderzoek van Zweifel et al (1999) blijkt dat ouder worden op zich niet gepaard hoeft te gaan met hogere uitgaven aan gezondheidszorg. De uitgaven aan zorg zijn sterk geconcentreerd in de laatste levensjaren, ongeacht de leeftijd waarop mensen sterven. Als het aantal 65-plussers toeneemt als gevolg van gezond ouder worden, zal dat waarschijnlijk niet tot hogere uitgaven aan gezondheidszorg leiden. Maar als het aantal 65-plussers toeneemt als gevolg van pensionering van de grote groep babyboomers of een daling van de fertiliteit, zal dat -zonder toename van de gezonde levensverwachting- wel een positief effect hebben op de gezondheidsuitgaven aangezien de sterftekans voor 65-plussers aanmerkelijk hoger is dan voor jongere mensen. Dat kan een verklaring zijn voor de niet eenduidige bevindingen in de literatuur. Indien vergrijzing in de EU15-landen in het verleden gepaard ging met een stijging van de levensverwachting zal vergrijzing in cross-sectionele analyses niet tot een effect leiden. In recentere studies, die veelal op paneldata zijn gebaseerd, wordt het effect van de babyboomers wel meegenomen.

2.4 Institutionele vormgeving en structuurwijzigingen

De institutionele vormgeving van de gezondheidszorg is per land verschillend. De belangrijkste institutionele karakteristieken betreffen de financiering van de zorg en de marktordering van de zorg (SCP 2004). Voorbeelden van financieringskarakteristieken zijn; aandeel publieke financiering, de mate van eventuele budgettering en bekostiging van zorgaanbieders. Voorbeelden van marktkarakteristieken zijn; keuzevrijheid van consumenten voor zorgaanbieders, de mate waarin verzekerden kunnen wisselen van verzekeraar, al dan niet aanwezige acceptatieplicht van verzekerden voor verzekeraars, de mate waarin verzekeraars contracten kunnen afsluiten met zorgaanbieders en de juridische status van zorgaanbieders. Een ander verschil in instituties is het al dan niet optreden door de huisarts als poortwachter.

Door de veelheid aan institutionele karakteristieken en de regelmatige wijzigingen daarvan is het echter ingewikkeld om de structurele invloed van afzonderlijke institutionele kenmerken aan te duiden. Mogelijk daardoor worden in de literatuur (Leu, 1986, Gerdtham et al., 1991, 1998, Okunade et al., 2004, Christiansen, 2006) wisselende resultaten met betrekking tot de rol van specifieke institutionele factoren gevonden. Wel is uit eerder onderzoek van Douven en

Spaendonck (2001) gebleken dat met name Europese landen in staat zijn gebleken om de ontwikkeling van de uitgaven aan zorg vanaf ongeveer 1980 enigszins af te remmen. Daarbij werd verondersteld dat in landen waar de overheid door institutionele vormgeving van het gezondheidssysteem een directere greep heeft op de zorguitgaven, het kostenverloop in de gezondheidszorg effectiever gestuurd kan worden.

3 Data en methoden

3.1 Data

De data zijn afkomstig uit de OECD Health Data Set 2005 waarin 30 landen zijn opgenomen¹. De data zijn zo goed mogelijk vergelijkbaar gemaakt tussen landen onderling en lenen zich daardoor goed voor paneldata studies. De OECD Health Data Set heeft betrekking op de periode van 1960 tot en met 2003. Echter voor de meeste geïndustrialiseerde landen zijn er pas observaties vanaf ongeveer 1970. Voor veel Oost-Europse landen zijn er pas observaties vanaf ongeveer 1990.

In dit onderzoek is gebruik gemaakt van de data met betrekking tot de EU-15. Ondanks de verschillen in instituties zijn deze landen qua welvaartsniveau en opbouw van het gezondheidssysteem enigszins vergelijkbaar. Opnemen van de nieuwe EU-landen zou er toe kunnen leiden dat de schattingsresultaten worden vertekend doordat de verschillen in welvaartsniveau en opbouw van het gezondheidssysteem tussen de EU-15 en de nieuwe EU-landen te groot zijn.

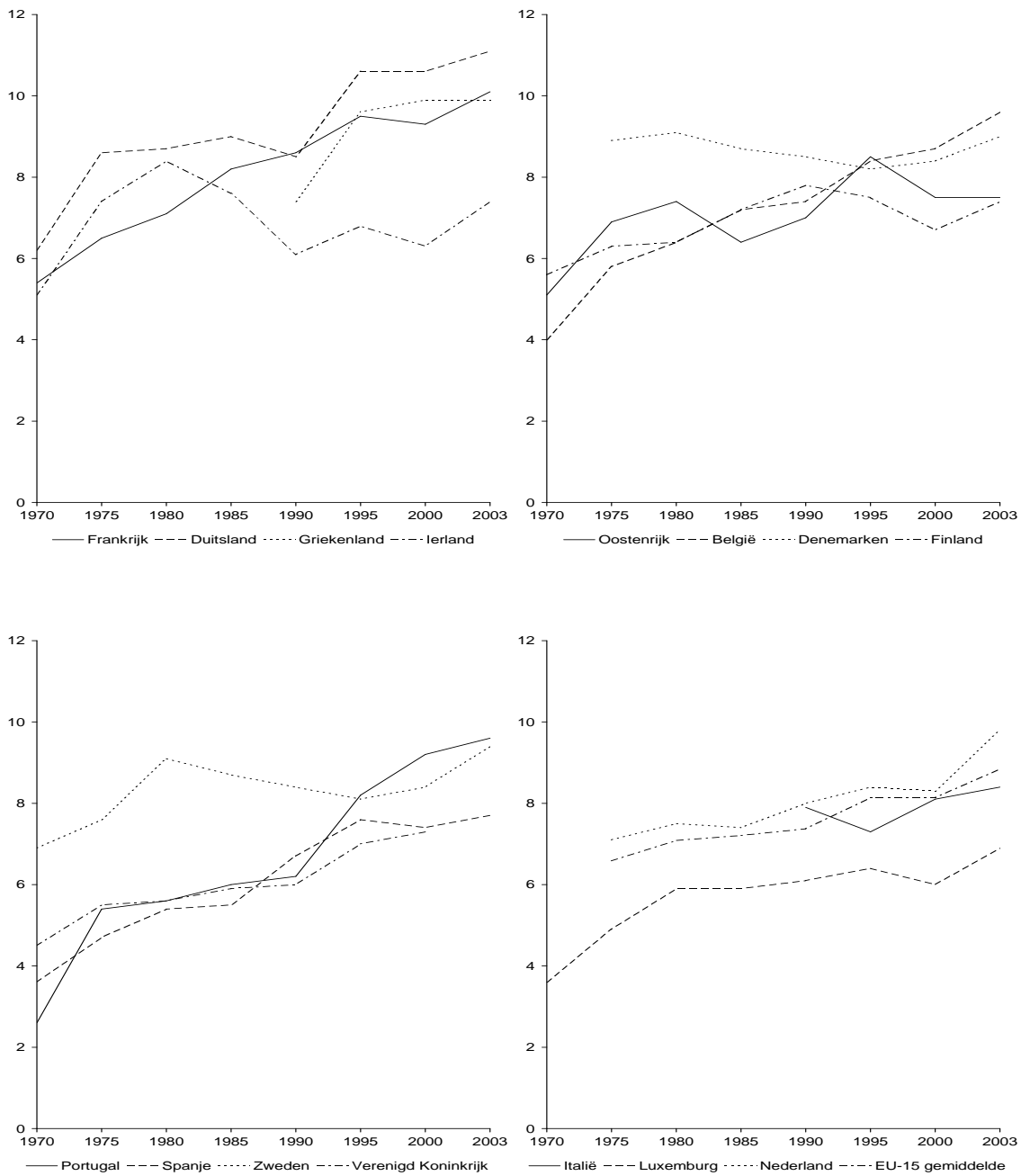
Tabel 3.1 Gezondheidsuitgaven als percentage van het BBP

	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2003	Mutatie 1975-2003
Oostenrijk	5,1	6,9	7,4	6,4	7,0	8,5	7,5	7,5	0,6
België	4,0	5,8	6,4	7,2	7,4	8,4	8,7	9,6	3,8
Denemarken		8,9	9,1	8,7	8,5	8,2	8,4	9,0	0,1
Finland	5,6	6,3	6,4	7,2	7,8	7,5	6,7	7,4	1,1
Frankrijk	5,4	6,5	7,1	8,2	8,6	9,5	9,3	10,1	3,6
Duitsland	6,2	8,6	8,7	9,0	8,5	10,6	10,6	11,1	2,5
Griekenland	6,1		6,6		7,4	9,6	9,9	9,9	
Ierland	5,1	7,4	8,4	7,6	6,1	6,8	6,3	7,4	0,0
Italië					7,9	7,3	8,1	8,4	
Luxemburg	3,6	4,9	5,9	5,9	6,1	6,4	6,0	6,9	2,0
Nederland		7,1	7,5	7,4	8,0	8,4	8,3	9,8	2,7
Portugal	2,6	5,4	5,6	6,0	6,2	8,2	9,2	9,6	4,2
Spanje	3,6	4,7	5,4	5,5	6,7	7,6	7,4	7,7	3,0
Zweden	6,9	7,6	9,1	8,7	8,4	8,1	8,4	9,4	1,8
Verenigd Koninkrijk	4,5	5,5	5,6	5,9	6,0	7,0	7,3		
EU-15 gemiddelde		6,6	7,1	7,2	7,4	8,1	8,1	8,8	2,3

¹ De cijfers van de OECD wijken af van de cijfers van de Zorgrekeningen. Dat is een door het CBS gehanteerde definitie van zorguitgaven die ook in het middellange termijnscenario wordt gebruikt. In het middellange termijnscenario voor de zorg wordt gecorrigeerd voor de verschillen (zie Douven et al., 2006).

Tabel 3.1 laat de ontwikkeling zien van de gezondheidsuitgaven als aandeel van het BBP. Dit aandeel is voor alle landen van EU-15 over de periode 1970-2003 toegenomen. Verder valt op dat landen die in 1970 relatief al een hoog percentage van het BBP aan zorg uitgaven over het algemeen in 2003 nog steeds relatief meer aan zorg uitgaven. Tevens blijkt dat naar mate de uitgaven aan gezondheidszorg in 1970 lager zijn, de toename van de uitgaven als percentage van het BBP over de beschouwde periode hoger uitvalt.

Figuur 3.1 Gezondheidsuitgaven van EU-landen als percentage van BBP



In figuur 3.1 is te zien dat Nederland over de gehele periode net iets boven het (ongewogen) gemiddelde van de EU-15 ligt. Verder valt op dat het aandeel vanaf ongeveer het jaar 1980 tot en met ongeveer het jaar 2000 voor het EU-15 gemiddelde minder snel toenam. In tabel 3.2 is te zien dat dat voor de meeste EU-15 landen geldt. Dat is in overeenstemming met eerdere bevindingen van Douven en Spaendonck (2001). Begin jaren tachtig was er veel aan gelegen om de ontspoorde overheidsfinanciën weer in het gareel te krijgen. Veel Europese landen hebben toen kostendrukkend beleid gevoerd. Ook Barros (1998) vindt enige aanwijzingen hiervoor. In zijn onderzoek heeft de coëfficiënt van een dummy voor de periode 1980 tot en met 1990 in alle geschatte specificaties een negatief teken maar is niet altijd significant.

Verder is te zien dat in de periode 2000-2003 de Nederlandse zorguitgaven als percentage van het BBP sterk zijn gestegen. In het kader van ‘recht op zorg’ en het verminderen van wachtlijsten is de budgettering in die periode enigszins losgelaten.

Tabel 3.2 **Jaarlijkse groei van het aandeel van gezondheidsuitgaven in BBP**

	1970-1980 ²	1980-2000	2000-2003
Oostenrijk	3,8	0,1	0,0
België	4,8	1,5	3,3
Denemarken	0,4	- 0,4	2,3
Finland	1,3	0,2	3,3
Frankrijk	2,8	1,4	2,8
Duitsland	3,4	1,0	1,5
Griekenland	0,8	2,0	0,0
Ierland	5,1	- 1,4	5,5
Italië			1,3
Luxemburg	5,1	0,1	4,7
Nederland	1,1	0,5	5,6
Portugal	8,0	2,5	1,4
Spanje	4,1	1,6	1,3
Zweden	2,8	- 0,4	3,8
Verenigd Koninkrijk	2,2	1,3	
EU-15 gemiddelde	1,5	0,7	2,8

² Landen waarvoor geen gegevens met betrekking tot het jaar 1970 beschikbaar waren, heeft de groei betrekking op de periode 1975-1980.

3.2 Model

Op basis van bestaande theorieën is niet duidelijk hoe verschillende determinanten van de vraag- en aanbodzijde en de institutionele en technologische factoren de uitgaven aan gezondheidszorg beïnvloeden. Daarom is in lijn met de bestaande literatuur gekozen voor een herleide vorm modellering van de te schatten vergelijkingen. Dat betekent dat gereduceerde modellen met de volgende algemene structuur zullen worden geschat:

$$\text{gezondheidsuitgaven} = f(\text{inkomen, technologie, demografie, instituties, overige trends}) \quad (3.1)$$

Zoals eerder aangegeven kennen de data een tijddimensie en een landendimensie zodat modellen op basis van paneldata kunnen worden geschat. Daardoor is het mogelijk om zowel verschillen in gezondheidsuitgaven tussen landen te achterhalen als de ontwikkeling in de loop van de tijd. Andere voordelen van deze aanpak zijn een grotere steekproef door meerdere landen in de schattingen op te nemen met als gevolg een toename in de variatie van de verklarende variabelen en de mogelijkheid om homogeniteit of heterogeniteit tussen landen te modelleren.

Alle geschatte modellen zijn fixed-effects modellen (zie vergelijking 3.2). In die modellen worden verschillen tussen landen gemodelleerd door middel van landspecifieke kenmerken. Verondersteld wordt dat verschillen in uitgaven aan gezondheidszorg zijn op te vatten als niveauverschuivingen als gevolg van bijvoorbeeld institutionele verschillen. Veranderingen in inkomen, technologie en het aandeel 65-plussers hebben dan voor alle landen hetzelfde effect op het niveau van de uitgaven aan de gezondheidszorg.

Er is een statisch model geschat. Een voorwaarde voor het gebruik van deze methode is dat de lange termijn relatie (3.2) die geschat wordt tussen de endogene variabele enerzijds en de exogene anderzijds stationair is, met andere woorden dat het residu stationair is³. Het statische model bestaat uit een systeem van vergelijkingen. Vergelijking (3.2) geldt voor alle landen, waarbij de index i het land weergeeft.

$$\ln(\text{uit}_{i,t}) = \beta_0 + \beta_{1,i} + \beta_2 \ln(\text{bbp}_{i,t}) + \beta_3 t + \beta_4 \ln(\text{p65}_{i,t}) + \beta_{5,i} t \text{DUM}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.2)$$

In vergelijking 3.2 worden de volgende verklarende variabelen onderscheiden:

Uitgaven: De endogene variabele $\ln(\text{uit}_{i,t})$ is het natuurlijk logaritme van de reële gezondheidszorguitgaven in nationale valuta per capita voor land i op tijdstip t . Bij gebrek aan

³ Zie bijlage 1 voor een analyse waaruit blijkt dat de hypothese van een eenheidswortel ("unit root") in de residuen veelal wordt verworpen. Met andere woorden de hypothese dat de in vergelijking (3.2) opgenomen exogenen en endogene variabelen gecointegreerd zijn zodat de geschatte lange termijnrelatie (3.2) stationair is, wordt niet verworpen.

goede prijsindices voor de zorguitgaven voor de meeste landen is de gehanteerde deflator de BBP-prijs.

Inkomen: De exogene variabele $\ln(bbp_{i,t})$ is het natuurlijk logaritme van het reële inkomen in nationale valuta per capita voor land i op tijdstip t . De gebruikte deflator is de BBP-prijs.

Technologie en overige trends: Aangezien er voor de ontwikkeling van technologie en overige trends zoals sociaal culturele ontwikkelingen geen goede maatstaf is, is verondersteld dat die zich lineair trendmatig ontwikkelen. De coëfficiënt β_3 geeft dan de ontwikkeling van technologie en overige trends weer. Aangezien het de zorguitgaven zijn gedefleerd met de prijsontwikkeling van het BBP, zal een verschil tussen de prijs van de zorg en de prijs van het BBP ook in coëfficiënt β_3 tot uitdrukking komen.

Demografie: Als proxy voor de vergrijzing als gevolg van demografische verschuivingen dient de variabele $\ln(p65_{i,t})$. Die variabele geeft het natuurlijk logaritme van het percentage van de bevolking ouder dan 65 in land i op tijdstip t weer.

Institutionele vormgeving en structuurwijzigingen: Het jaarlijkse gemiddelde effect van het remmende beleid wordt via een tweede lineaire trend gemodelleerd. De dummy variabele $DUM_{i,t}$ is voor alle landen tot en met 1980 gelijk aan 0 en vanaf 1980 gelijk aan 1. Voor Nederland is $DUM_{i,t}$ vanaf 2000 weer gelijk aan 0 om zo het loslaten van de budgettering te modelleren.

Verschillen tussen landen worden weergegeven door de landspecifieke constanten $\beta_{1,i}$ en door verschillen in het land- en periode specifieke beleidseffect $\beta_{5,i,t}DUM_{i,t}$. De overige coëfficiënten zijn voor alle landen gelijk.

Heterogeniteit tussen landen als gevolg van verschillen in institutionele factoren zoals: preferenties, financiering en marktordening van de zorg en beleidseffecten zal tot uiting komen in de fixed-effects β_1 en β_5 die per land kunnen verschillen.

Om na te gaan in hoeverre de geschatte parameters robuust zijn voor bepaalde specificaties zullen verschillende specificaties worden geschat. Door het niet opnemen van bepaalde verklarende variabelen in een aantal schattingen is nagegaan of de coëfficiënten gevoelig zijn voor de gehanteerde specificatie. Tevens is vergelijking (3.2) geschat met alleen data voor Nederland om na te gaan in hoeverre de opgelegde homogeniteit voor Nederland in de schattingen van vergelijking (3.2) met paneldata gerechtvaardigd is.

4 Resultaten

4.1 Resultaten schattingen

Het onderstaande overzicht in tabel 4.1 toont de resultaten voor verschillende schattingen van het in paragraaf 3.2 besproken model. Alle schattingen kennen een log-lineaire functionele vorm zodat de parameters als elasticiteiten zijn op te vatten. Verder worden alleen de resultaten met betrekking tot Nederland gepresenteerd omdat we primair in de resultaten voor Nederland zijn geïnteresseerd.

Aangezien de ontwikkeling van de zorguitgaven van geïndustrialiseerde landen veel gelijkenis vertoont ondanks de eerder aangegeven verschillen in instituties en aangezien de technologische ontwikkeling in hoge mate internationaal wordt bepaald, is verondersteld dat het effect van inkomen, technologie en het aandeel 65-plussers voor elk land op lange termijn hetzelfde is. De constanten en het beleideffect, dat als tweede lineaire trend is gemodelleerd, kunnen per land verschillen. Verder is een schattingen op basis van alleen data voor Nederland opgenomen om na te gaan in hoeverre de inkomenselasticiteit voor Nederland in de schattingen van de paneldatamodellen overeenkomt met die in de schattingen op basis van de tijdreeks voor Nederland. Ook kan dan worden nagegaan of de overige coëfficiënten enigszins overeenkomen met die van de schattingen van de paneldatamodellen.

In alle schattingen is sprake van een hoge R^2 , een sterke autocorrelatie in de residuen en een lage waarde van de Durbin-Watson toets. Dat kan duiden op ‘spurious regressions’ (Verbeek, 2003). De t-toetsen en F-toetsen zijn dan niet meer betrouwbaar. Dat is vooral het geval bij tijdreeksanalyse. Bij paneldata-analyses daarentegen zijn de t-toetsen en F-toetsen wel betrouwbaar indien wordt voldaan aan milde condities (Phillips and Moon, 2000). Zelfs als geen sprake is van een gecointegreerde relatie tussen de endogene en exogene variabelen dan nog zijn de toetsen betrouwbaar⁴.

Vanwege de sterke autocorrelatie in de residuen zijn de tussen haakjes gepresenteerde standaardfouten voor specificatie 1 tot en met 3 gebaseerd op een robuuste White methode voor paneldata en voor specificatie 4 op de robuuste Newey-West methode.

4.1.1 De invloed van het inkomen per capita

Alle in tabel 4.1 weergegeven schattingsresultaten geven aan dat de inkomenselasticiteit op lange termijn kleiner is dan één. Dit lijkt in tegenspraak met eerdere onderzoeken. Zo vinden Leu (1986), Hitris en Posnett (1992), Roberts (1999) en Clemente et al. (2004) een inkomenselasticiteit van groter dan één. Maar bij die onderzoeken wordt gebruik gemaakt van

⁴ Indien wel sprake is van een gecointegreerde relatie tussen de endogene en exogene variabelen is vooral van belang dat de eerste verschillen in de verklarende variabelen niet gecorreleerd zijn met de residuen. Met andere woorden, de verklarende variabelen dienen strikt exogeen te zijn. Ook dan zijn de t-toetsen en F-toetsen betrouwbaar (Phillips and Moon, 1999).

data over de periode 1960-1997. Schattingen van vergelijking (3.2) op basis van de oude OECD Health Data set van 2000 over de periode 1960-1997 en over de periode 1970-1997 laten zien dat de inkomenselasticiteit hoger uitvalt als de minder recente periode wordt geschat. De resultaten lijken te wijzen op een afnemende inkomenselasticiteit in de loop van de tijd.⁵ Het lijkt er op dat naar mate landen meer geïndustrialiseerd zijn en een hoger welvaartsniveau hebben dat de inkomenselasticiteit lager uitvalt. Dat is in overeenstemming met onderzoek van Barros (1998). De coëfficiënt met betrekking tot inkomen per capita is niet alleen gevoelig voor de schattingsperiode. Hij is ook gevoelig voor de specificatie. Het niet opnemen van een trend of een andere proxy voor technologische ontwikkeling leidt in alle specificaties tot een hogere inkomenselasticiteit.

Tabel 4.1 Schattingsresultaten⁶

Specificatie		1	2	3	4
Landen		EU-15	EU-15	EU-15	NL
periode		70-03	70-03	70-03	72-03
BBP groei per capita	β_2	0,99 (0,20)	0,72 (0,12)	0,72 (0,13)	0,49 (0,43)
Technologie en overig	β_3	0,0059 (0,006)	0,0138 (0,005)	0,0152 (0,005)	0,0177 (0,012)
Groei aandeel 65+	β_4	0,79 (0,29)	0,58 (0,23)	0,42 nvt	0,42 nvt
Beleidseffect	β_5		-0,0034 (0,002)	-0,0033 (0,002)	-0,0024 (0,003)
Andere diagnostiek					
R ²		0,99	0,99	0,99	0,98
R ² (aangepast)		0,99	0,99	0,99	0,98
DW		0,22	0,38	0,38	0,54

Recent onderzoek op basis van paneldata (Gerdtham et al, 1998., Christiansen et al, 2006., OECD, 2006., Dreger en Reimers, 2005), waarbij een proxy is opgenomen voor de technologische ontwikkeling en de schattingsperiode veelal recenter is, laat over het algemeen zien dat de inkomenselasticiteit iets minder dan 1 bedraagt.

Verder blijkt uit specificatie 4 op basis van alleen data voor Nederland, dat de inkomenselasticiteit lager uitkomt dan die van de schattingen op basis van paneldata waarbij de inkomenselasticiteit voor elk land gelijk wordt verondersteld. De opgelegde homogeniteit met

⁵ Ook als de periode van de schattingen wordt ingekort tot 1980-2003 neemt de inkomenselasticiteit af. Tegelijkertijd neemt de bijdrage van technologische ontwikkeling toe.

⁶ De door middel van de robuuste White of Newey-West methode bepaalde standaardfouten staan tussen haakjes.

betrekking tot inkomen in de paneldatamodellen is gezien de betrouwbaarheidsintervallen voor Nederland geen probleem⁷.

4.1.2 De invloed van de technologische variabele

De ontwikkeling van technologie en overige trends wordt weergegeven door β_3 en bedraagt bij de verschillende schattingen ongeveer tussen de 0,6 en de 1,8. Dat betekent dat ongeveer 0,6%-punt tot 1,8%-punt van de reële groei van de zorguitgaven niet verklaard kan worden door de overige verklarende variabelen. De hoogte van de coëfficiënt β_3 is afhankelijk van het al dan niet prikken van de coëfficiënt voor demografie. De geprikte coëfficiënt voor demografie komt lager uit dan die in een vrije schatting tot stand komt en leidt daardoor tot een hogere waarde voor β_3 . Verder hangt de hoogte van de coëfficiënt β_3 ook af van het al dan niet opnemen van de trendmatige dummy voor het beleidseffect. Aangezien het effect van het kostendrukkend beleid van 1980 tot en met 2000 als trend is gemodelleerd is het niet verwonderlijk dat het opnemen van die verklarende variabele tot een stijging van β_3 leidt.

Aangezien het verschil in ontwikkeling tussen de zorgprijs en de prijs BBP ook in de coëfficiënt β_3 tot uitdrukking komt, doordat de zorguitgaven met de prijs BBP in plaats van de prijs zorg zijn gedefleerd, moet bij de interpretatie van β_3 daarmee rekening worden gehouden. Bij een verondersteld verschil tussen prijs BBP en prijs zorg van ongeveer 0,7%-punt per jaar over de schattingsperiode bedraagt de bijdrage van technologie en overige trends aan de zorguitgaven afhankelijk van de specificatie tussen de 0%-punt en de 1,1%-punt per jaar.

4.1.3 De invloed van de demografische variabele

In schattingen waarbij de elasticiteit met betrekking tot het aandeel 65-plussers in de bevolking wordt vrijgelaten, bedraagt die elasticiteit tussen de 0,6 en 0,8. Op basis van die elasticiteit valt af te leiden dat een stijging van 1% van het aandeel 65-plussers in de bevolking over de periode 1970 tot en met 2003 tot een stijging van 0,6% á 0,8% van de gezondheidsuitgaven leidde. Dat is licht hoger dan de op basis van vaste kostenprofielen berekende stijging van de gezondheidsuitgaven van ongeveer 0,5%. In een aantal specificaties is de coëfficiënt β_4 daarom op 0,42 geprikt. Daarmee is het effect van het aandeel 65-plussers in die schattingen gelijk aan de voor Nederland verwachte jaarlijkse stijging van de gezondheidsuitgaven van 0,76% als gevolg van de toename van het aandeel 65-plussers van 2008 tot 2011 op basis van vaste kostenprofielen.⁸ Aangezien het aandeel 65-plussers weinig variatie kent en vrijwel trendmatig toeneemt, is er sprake van behoorlijke samenhang met de trendmatig veronderstelde ontwikkeling van technologie en overige trends en met het beleidseffect. Doordat de groei van het aandeel 65-plussers van 1970 tot 2003 gemiddeld genomen ongeveer 1% per jaar bedraagt,

⁷ Voor de eerste drie specificaties valt coëfficiënt β_2 binnen het betrouwbaarheidsinterval van $\beta_2 \pm 2*s.e._{\beta_2}$ voor specificatie 4. Met andere woorden, coëfficiënt β_2 voor specificatie 1 tot en met 3 is statistisch niet significant afwijkend van coëfficiënt β_2 voor specificatie 4.

⁸ Daarbij is de toename van het aandeel 65-plussers gebaseerd op de voorlaatste bevolkingsprognose van het CBS.

neemt de coëfficiënt β_3 met ongeveer de omvang van coëfficiënt β_4 toe als het aandeel 65-plussers niet in de schatting wordt opgenomen.

4.1.4 Institutionele vormgeving en structuurwijzigingen

Het veronderstelde kostendrukkend effect van het gezondheidssysteem voor de jaren 80 tot en met 2000 wordt weergegeven door β_5 en bedraagt 0,3% per jaar indien op basis van de EU-15 is geschat. Wanneer enkel met data van Nederland wordt geschat, bedraagt het effect voor Nederland 0,2% per jaar. Het effect van kostendrukkend beleid komt wat lager uit dan in Douven en Spaendonck (2001). Dat komt voornamelijk doordat in deze analyse over de periode 1970-2003 is geschat terwijl het onderzoek van Douven en Spaendonck betrekking heeft op de periode 1960-1997. Schattingen over die periode laten niet alleen zien dat de inkomenselasticiteit en de coëfficiënt met betrekking tot technologie en overige trends hoger uitvallen, maar ook dat het beleidseffect hoger uitvalt.

4.2 Toepassing en verwerking schattingen (decompositie van scenario's)

4.2.1 Decompositie van zorgvolume

Behalve het bepalen van de invloed van de verschillende determinanten op de zorguitgaven wordt ook nagegaan in hoeverre de verschillende schattingen leiden tot verschillen in de ramingen van de zorguitgaven. Daartoe wordt de algemene vergelijking (3.2) eerst herschreven tot een vergelijking in procentuele mutaties⁹:

$$\overset{\circ}{vol}_{zorg} = \beta_2 \overset{\circ}{bbp} + n + \beta_3 - p_{zorg} + p_{bbp} + \beta_4 p_{65+} + \beta_5 DUM \quad (4.1)$$

waarbij:

$\overset{\circ}{vol}_{zorg}$: volumegroei van gezondheidszorguitgaven

bbp : bruto binnenlands product in reële termen

p_{bbp} : prijs BBP

p_{zorg} : prijs van de gezondheidszorguitgaven

n : bevolkingsomvang

p_{65+} : aandeel 65-plussers in de bevolking

DUM : dummy voor beleid met betrekking tot kostenbeheersing

De dot boven een variabele staat voor de procentuele verandering.

Vergelijking (4.1) laat zien hoe de volume ontwikkeling van de verwachte zorguitgaven bepaald wordt door de geschatte coëfficiënten en de verwachte ontwikkeling van de verklarende

⁹ In bijlage B wordt het herschrijven uiteen gezet.

variabelen. Om het effect van technologie en sociaal-culturele factoren te kunnen bepalen wordt coëfficiënt β_3 gecorrigeerd voor het verschil tussen de prijs van zorg en prijs BBP, ook wel ruilvoet genaamd. Het effect van technologie en sociaal-culturele factoren op de uitgaven aan de gezondheidszorg is dan $\beta_3 - p_{zorg} + p_{bbp}$ waarbij de term $-p_{zorg} + p_{bbp}$ kwantitatief is bepaald op basis van historische gegevens. Aan de hand van een fictief voorbeeld kan nu het een en ander worden verduidelijkt. Stel we hebben de volgende coëfficiënten:

$$\beta_2 = 0,7, \beta_3 = 1,5, \beta_4 = 0,4, \beta_5 = -0,3$$

en de volgende ontwikkelingen voor de verklarende variabelen:

$$bbp = 1,5\%, p_{bbp} = 1,5\%, -p_{zorg} + p_{bbp} = 0,7\%, n = 0,2\%, p_{65} = 1,8\%$$

De verwachte volumegroei van de gezondheidsuitgaven bedraagt dan:

$$0,7 * (1,5\%) + 0,2\% + (1,5\% - 0,7\%) + 0,4 * 1,8\% - 0,3\% = 2,6\%$$

Door de resultaten van de verschillende specificaties in vergelijking (4.1) in te vullen, kan worden nagegaan in hoeverre de verwachte ontwikkeling van de reële zorguitgaven gevoelig is voor de verschillen.

4.2.2 Variaties decompositie zorgvolume

In onderstaande tabel 4.2 is voor de verschillende modellen en specificaties weergegeven wat de procentuele bijdrage aan de volumegroei van de zorguitgaven in %-punten is per verklarende variabele. De resultaten over de schattingsperiode 1972-2003 die in tabel 4.1 zijn weergegeven, zijn voor de in tabel 4.2 weergegeven specificaties gebruikt. Daarbij wordt in tabel 4.2 aangesloten bij de in Douven et al (2006) gehanteerde groei in het BBP per capita van 1,5% per jaar, een jaarlijkse groei van de bevolking van 0,2%, een verschil in ontwikkeling tussen prijs BBP en prijs zorg van 0,7%-punt per jaar en een toename van het aandeel van 65-plussers in de bevolking van 14,6% naar 15,9%. Invullen van die veronderstellingen in vergelijking 4.1 geeft de in tabel 4.2 weergegeven resultaten. De bijdrage van het inkomen verschilt behoorlijk tussen

Tabel 4.2 Onderbouwing volume van de gezondheidszorg

Specificatie	Bijdrage aan zorgvolume in %-punt			
	1	2	3	4
BBP per capita	1,49	1,08	1,08	0,74
Bevolking	0,20	0,20	0,20	0,20
Technologie en overig	- 0,11	0,68	0,82	1,07
Aandeel 65+	1,42	1,04	0,76	0,76
Beleideffect	0,00	- 0,34	- 0,33	- 0,24
Volume van de gezondheidszorg (zonder beleideffect)	3,00	3,00	2,86	2,76

de verschillende specificaties. Dat komt door de eerder aangegeven verschillen in de inkomenselasticiteiten. De bijdrage van de bevolking is voor elke specificatie gelijk. De afzonderlijke bijdrage van technologie, het aandeel 65-plussers en het beleideffect lopen per

specificatie behoorlijk uiteen. De totale bijdrage van de drie factoren bedraagt minimaal 1,3%-punt en maximaal 1,6%-punt. Schattingsresultaten over een kortere en latere schattingsperiode hebben als gevolg dat de verwachte ontwikkeling van de gezondheidsuitgaven ongeveer 0,3%-punt tot 0,5%-punt lager uitvalt¹⁰. Dat wordt in vrijwel alle gevallen veroorzaakt door lagere inkomenselasticiteiten maar ook door een lagere gezamenlijke bijdrage van technologie, aandeel 65-plussers en het beleidseffect.

Verder valt op dat de totale groei van het verwachte zorgvolume in bijna alle gehanteerde specificaties en modellen bij ongewijzigd beleid en zonder het beleidseffect tussen 2,8% en 3,0% uitkomt indien de groei van het BBP per capita 1,5% bedraagt. De totale verwachte groei is dus veel minder afhankelijk van de exacte specificatie dan de bijdrage van de verschillende verklarende factoren.

¹⁰ Deze resultaten zijn niet opgenomen in tabel 4.1 en tabel 4.2.

5 Conclusies

Het eerste doel van dit onderzoek was door middel van een analyse op basis van paneldata na te gaan wat de invloed van inkomen, demografie, technologie en beleid op de gezondheidsuitgaven van Nederland is. Ten tweede werd er een onzekerheidsanalyse gemaakt om na te gaan in hoeverre de toepassing van de geschatte parameters voor verschillende modellen en specificaties leidt tot verschillende ramingen van de gezondheidszorguitgaven.

Op basis van dit onderzoek waarbij meerdere modellen en specificaties voor de EU-15 zijn geschat, kan worden geconcludeerd dat de inkomenselasticiteit tussen de 0,5 en 1 ligt. Dat komt aardig overeen met andere recente bevindingen in de literatuur. Bij schattingen op basis van alleen Nederlandse data bedraagt de inkomenselasticiteit 0,5. Hoewel dat lager uitkomt dan de resultaten voor Nederland op basis van schattingen voor de EU-15 is het verschil niet statistisch significant.

De afzonderlijke invloed van het aandeel 65-plussers, het beleidseffect en technologie en overige trends zoals sociaal-culturele factoren op de ontwikkeling van de uitgaven aan de gezondheidszorg verschilt nogal per specificatie en hangt sterk af van het al dan niet opnemen van een van die variabelen. De bijdrage van technologie bedraagt in de meeste schattingen tussen 0,7%-punt en 1,1%-punt per jaar. In één schatting is er vrijwel geen bijdrage van technologie en overige trends maar is het effect van het inkomen en het aandeel 65-plussers aanmerkelijk groter. De bijdrage van het aandeel 65-plussers bedraagt tussen 0,8%-punt en 1,4%-punt. Het beleid van begin jaren 80 tot en met 2000 heeft de groei van de zorguitgaven in die periode gemiddeld genomen met 0,2% tot 0,3% per jaar gedrukt. Doordat het effect van het beleid voor die jaren en de technologie als een trend zijn gemodelleerd en het aandeel 65-plussers zich vrijwel trendmatig ontwikkelt, is er sprake van een behoorlijke samenhang tussen die variabelen. Het niet opnemen van een van die variabelen leidt tot een toename van de overige twee coëfficiënten. Desondanks verschilt de uiteindelijke totale bijdrage aan de gezondheidsuitgaven van die drie factoren per specificatie en bedraagt gemiddeld genomen tussen de 1,3%-punt à 1,6%-punt per jaar. Overigens bestaat er ook een afruil tussen het inkomen per capita en de overige opgenomen onafhankelijke variabelen. Naar mate de totale bijdrage van de overige variabelen minder is, is de inkomenselasticiteit veelal hoger.

Door verschillende specificaties te schatten is er nagegaan in hoeverre schattingsuitkomsten en daardoor ook eventueel ramingsuitkomsten gevoelig zijn voor de specificatie. Op basis van dit onderzoek kan worden geconcludeerd dat de schattingsresultaten en daardoor ook de decompositie van het zorgvolume enigszins gevoelig zijn voor de gehanteerde specificatie en de periode waarover is geschat. Hoewel de verschillen in specificatie leiden tot verschillende schattingsresultaten en ramingsuitkomsten lijken de verschillen in ramingen niet groter te zijn dan 0,2% per jaar. De jaarlijkse groei van het verwachte zorgvolume op middellange termijn zonder kostendrukkend beleid bedraagt tussen 2,8% en 3,0% gegeven de veronderstellingen

rond de determinanten (bijvoorbeeld een groei van het BBP per capita van ongeveer 1,5% per jaar).

Literatuuroverzicht

Barros, P.P., 1998, The black box of health care expenditure growth determinants, *Health Economics* 7, pp. 533-544.

Christiansen, T., M. Bech, J. Lauridsen en P. Nielsen, 2006, Demographic changes and aggregate health care expenditure in Europe, paper for WP6, AHEAD.

Clemente, J., C. Marcuello, A. Montañés en F. Pueyo, 2004, On the international stability of health care expenditure functions: are government and private functions similar?, *Journal of Health Economics*, 23, pp. 589-613.

Cutler, D.M., 1996, Public policy for health care, NBER Working Paper 5591.

Douven, R. en T. van Spaendonck, 2001, Uitgavenontwikkelingen in de gezondheidszorg, CPB Memorandum 11, Den Haag.

Douven, R., M. Ligthart, H. Mannaerts en I. Woittiez, 2006, Een scenario voor de zorguitgaven 2008-2011, CPB Document 121, Den Haag.

Dreger, C. and H.E. Reimers, 2005, *Health care expenditures in OECD-countries: a panel unit root and cointegration analysis*, IZA DP no. 1469, Institute for the Study of Labor, Germany

Elk, R. en Mot, E., 2007, International comparisons of health care expenditures, paper for WP6, AHEAD.

Gerdtham, U.G. en B. Jönsson, 1991, Price and quantity in international comparisons of health care expenditure, *Applied economics* 23, pp. 1519-1528.

Gerdtham, U.G., J. Sögaard, F. Andersson en B. Jönsson, 1992, An econometric analysis of health care expenditure: a cross-section study of the OECD countries., *Journal of Health Economics*, 11, pp. 63-84.

Gerdtham, U.G., J. Sögaard, M. MacFarlan en H. Oxley, 1998, The determinants of health expenditure in the OECD countries, in: P. Zweifel (ed.), *Health, the Medical Profession, and Regulation*, Kluwer, pp. 113-134.

Gerdtham, U.G. en B. Jönsson, 2000, International comparisons of health expenditure: theory, data and econometric analysis, in: Culyer, A.J. en J.P. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics*, vol. 1, Amsterdam, Elsevier, pp. 11-53.

Gerdtham, U.G. en M. Löthgren, 2002, New panel results on cointegration of international health expenditure and GDP, *Applied economics*, 34, pp. 1679-1686.

Hitiris, T. en P. Posnett, 2000, Determinants and effects of health expenditure in developed countries, *Journal of Health Economics*, 11, pp. 173-181.

Jones, C.I., 2002, Why have health expenditures as a share of GDP risen so much?, NBER Working Paper 9325.

Leu, R., 1986, The public-private mix and international health care costs, in: Culyer, A. and B. Jönsson (eds.), *Public and Private Health Services*, Basil Blackwell, pp. 41-63.

McClellan, M. en H. Noguchi, 1998, Technological change in heart-disease treatment: Does high tech mean low value?, *American Economic Review*, 88, pp. 90-96.

Murillo, C., C. Piatecki en M. Saez, 1993, Health care expenditure and income in Europe, *Health Economics* 2, pp. 127-138.

Newhouse, J.P., 1977, Medical care expenditure: a cross-national survey. *Journal of Human Resources* 12, pp. 115-125.

OECD, 1995, New directions in health care policy, OECD Policy Studies no. 7.

OECD, 2006, Projecting OECD health and long-term care expenditures: what are the main drivers?, Economics Department Working Papers no. 477.

Okunade, A.A. en M.C. Karakus, 2001, Unit root and cointegration tests: time-series versus panel estimates for international health expenditure models, *Applied Economics*, 33, pp. 1131-1137.

Okunade, A.A. en V.N.R. Murthy, 2002, Technology as a 'major driver' of health care costs: a cointegration analysis of the Newhouse conjecture, *Journal of Health Economics*, 21, pp. 147-159.

Okunade, A.A., M.C. Karakus en C.V. Okeke, 2004, Determinants of health expenditure growth of the OECD countries: jackknife resampling plan estimates, *Health Care Management Science* 7, pp. 173-183.

Phillips, P.C.B. en H. Moon, 1999, Linear regression limit theory for nonstationary panel data, *Econometrica*, 67, pp. 1057-1111.

Phillips, P.C.B. en H. Moon, 2000, Nonstationary panel data analyses: An overview of some recent developments, *Econometric Reviews*, 19, pp. 263-286.

Polder, J.J., W.J. Meerding, M.A. Koopmanschap, L. Bonneux en P.J. van der Maas, 1997, De stijgende kosten van de gezondheidszorg, *Economische Statistische Berichten*, 82, pp. 702-710.

Roberts, J., 1999, Sensitivity of elasticity estimates for OECD health care spending: analysis of a dynamic heterogeneous data field. *Health Economics* 8, pp. 459-472.

SCP, 2004, Prestaties van de publieke sector, Sociaal Cultureel Planbureau, Den Haag.

Verbeek, M.N. (2003), *A Guide to Modern Econometrics*, Chichester: Wiley.

Weisbrod, B., 1991, The health care quadrilemma: An essay on technological change, insurance, quality of care and cost containment, *Journal of Economic Literature*, 29, pp. 523-552.

Xiao, Z. en P.C.B. Phillips, 2002, A CUSUM test for cointegration using regression residuals, *Journal of Econometrics*, 108, pp. 43-61.

Zweifel, P., S. Felder en M. Meiers, 1999, Ageing of population and health care expenditure: a red herring?, *Health Economics*, 8, pp. 485-496.

Bijlagen

Bijlage A Toetsen op aanwezigheid van eenheidswortels (unit root)

In deze bijlage worden de resultaten van de toetsen op de aanwezigheid van eenheidswortels (unit root) in de residuen van de verschillende specificaties van vergelijking (3.2) weergegeven¹¹. In alle toetsen behalve Hadri wordt bij de nul-hypothese uitgegaan van een eenheidswortel in het residu. Bij Hadri wordt bij de nul-hypothese uitgegaan van geen eenheidswortel in het residu. Bij een p-waarde kleiner dan het significantieniveau α (bijvoorbeeld 0,05 of 5%) wordt de nul-hypothese verworpen. Bij specificatie 4 wordt een andere toets gebruikt aangezien het dan enkel data met betrekking tot Nederland betreft en geen paneldata. Uitgaande van een significantieniveau van $\alpha=0,05$ wordt in vrijwel alle testen het bestaan van een eenheidswortel in de residuen verworpen. Wanneer de nul-hypothese niet wordt verworpen is dat aangegeven met een asterisk .

Tabel A.1 Resultaten van toetsen op aanwezigheid van eenheidswortels in residuen in specificatie 1

Methode	Test waarde	P-waarde
Levin, Lin & Chu	- 3,3138	0,0005
Im, Pearson and Shin	- 2,5336	0,0056
ADF-Fisher	51,9221	0,0078
PP-Fisher	47,4966	0,0222
Hadri*	7,4033	0,0000

Tabel A.2 Resultaten van toetsen op aanwezigheid van eenheidswortels in residuen in specificatie 2

Methode	Test waarde	P-waarde
Levin, Lin & Chu	- 3,6711	0,0001
Im, Pearson and Shin	- 3,6546	0,0001
ADF-Fisher	61,4758	0,0006
PP-Fisher	50,6783	0,0105
Hadri	- 0,86621	0,8068

¹¹ Zie Verbeek (2003) voor meer informatie over deze materie.

Tabel A.3 Resultaten van toetsen op aanwezigheid van eenheidswortels in residuen in specificatie 3

Methode	Test waarde	P-waarde
Levin, Lin & Chu	- 3,5429	0,0002
Im, Pearson and Shin	- 3,7795	0,0001
ADF-Fisher	62,2577	0,0005
PP-Fisher	50,6074	0,0107
Hadri	- 0,8572	0,8043

Tabel A.3 Resultaten van toetsen op aanwezigheid van eenheidswortels in residuen in specificatie 4

Methode	Test waarde	Kritieke waarde bij $\alpha=0,05$
ADF*	- 2,5066	-3,37

Bijlage B Toetsen op coïntegratie tussen endogene en exogene variabelen

Behalve bovenstaande toetsen is er ook een andere manier om na te gaan of er sprake is van een gecointegreerde relatie tussen de endogene en exogene variabelen. Indien er sprake is van autocorrelatie in de residuen en de optelsom van die coëfficiënten bedraagt 1 of meer is het residu niet stationair en is sprake van 'spurious results' (Phillips and Xiao, 2002). Indien de optelsom van die coëfficiënten kleiner dan 1 is, is er sprake van een gecointegreerde relatie tussen de endogene en exogene variabelen. In alle vier de specificaties is de optelsom van de coëfficiënten van het autoregressieve proces voor de residuen kleiner dan 1. De hypothese van een gecointegreerde relatie tussen de endogene en exogene variabelen kan op basis van het autoregressieve proces voor de residuen niet worden verworpen.

Bijlage C Herschrijven van vergelijking (3.2) tot vergelijking (4.1)

In deze bijlage wordt het herschrijven van de algemene vergelijking (3.2) voor enkel Nederland (index i vervalt) uiteen gezet. Van de algemene vergelijking (3.2) wordt dezelfde uitdrukking, maar dan één periode vertraagd, afgetrokken. Dat leidt tot de volgende vergelijking voor elke periode:

$$\Delta \ln(uit) = \beta_2 \Delta \ln(bbp) + \beta_3 + \beta_4 \Delta \ln(p65) + \beta_5 DUM \quad (7.1)$$

Ten behoeve van tabel 4.2 zijn we geïnteresseerd in de verwachte ontwikkeling van het totale zorgvolume en niet zozeer in de ontwikkeling van de reële ontwikkeling van de zorguitgaven per capita. Door de toevoeging van de bevolkingsgroei en gebruik te maken van:

$\Delta \ln(\) = (\overset{\circ}{\ })$ waarbij de dot staat voor een procentuele verandering en de benadering;

$\overset{\circ}{uit} = \overset{\circ}{vol}_{zorg} + \overset{\circ}{p}_{zorg} - \overset{\circ}{p}_{bbp}$ kan vergelijking (7.1) worden herschreven tot vergelijking (4.1):

$$\overset{\circ}{vol}_{zorg} = \beta_2 \overset{\circ}{bbp} + \overset{\circ}{n} + \beta_3 \overset{\circ}{p}_{zorg} + \overset{\circ}{p}_{bbp} + \beta_4 \overset{\circ}{p65} + \beta_5 \overset{\circ}{DUM} \quad (7.2)$$

waarbij:

Δ : verschillenoperator

$\overset{\circ}{uit}_i$: gezondheidszorguitgaven in reële termen per capita

$\overset{\circ}{vol}_{zorg}$: volume gezondheidszorguitgaven

$\overset{\circ}{bbp}$: bruto binnenlands product reële termen per capita

$\overset{\circ}{p}_{bbp}$: prijs BBP

$\overset{\circ}{p}_{zorg}$: prijs van de gezondheidszorguitgaven

$\overset{\circ}{n}$: bevolkingsomvang

$\overset{\circ}{p65}$: aandeel 65-plussers in de bevolking

$\overset{\circ}{DUM}$: dummy voor beleid met betrekking tot kostenbeheersing